

MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO  
UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL  
Escola de Engenharia

Programa de Pós Graduação em Engenharia de Minas, Metalúrgica e de Materiais

PPGE3M

MODELAMENTO DA TEMPERABILIDADE JOMINY POR REGRESSÃO LINEAR  
MULTIPLA PARA AÇOS AO BORO

**Gabriel Filipe Barrelas Marques Gamito Cardoso**

Dissertação para obtenção do Título de Mestre  
em Engenharia

Porto Alegre  
**2011**

MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO  
UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL  
Escola de Engenharia

Programa de Pós Graduação em Engenharia de Minas, Metalúrgica e de Materiais

PPGE3M

MODELAMENTO DA TEMPERABILIDADE JOMINY POR REGRESSÃO LINEAR  
MULTIPLA PARA AÇOS AO BORO

GABRIEL FILIPE BARRELAS MARQUES GAMITO CARDOSO  
Engenheiro Metalúrgico

Trabalho realizado no Departamento de Metalurgia da Escola de Engenharia da UFRGS,  
dentro do Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Minas, Metalúrgica e de Materiais –  
PPGE3M, como parte dos requisitos para obtenção do título de Mestre em Engenharia.

Área de Concentração: Ciência e Tecnologia dos Materiais

Porto Alegre  
2011

Esta dissertação foi julgada adequada para obtenção do título de Mestre em Engenharia, área de concentração em Ciência e Tecnologia dos Materiais, e aprovada em sua forma final, pelo orientador e pela Banca Examinadora do Programa de Pós-Graduação.

Orientador: Prof. Dr. Afonso Reguly

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Carlos Otávio Damas Martins - UPF  
Prof. Dr. Wagner Viana Bielefeldt - UFRGS  
Prof. Dr. Andre Ronaldo Froelich - UNISINOS

Prof. Dr. Telmo Roberto Strohaecker  
Coordenador do PPGE3M

Dedico esta dissertação a duas mulheres presentes em minha vida,  
Ana Carolina, minha Esposa e minha Mãe, Maria Fernanda.

## AGRADECIMENTOS

A UFRGS pela oportunidade de desenvolvimento.

Ao Eng. Marco Antônio Gomes Luchsinger, “mestre” em Jominy teórico.

Ao Tec. em Metalurgia Jair Leopoldo Janoski, “mestre” em Jominy prático.

A Equipe do EPP (Engenharia de Processo e Produto) pela grande ajuda.

A todos da Aços Especiais Piratini que me ajudaram para a conclusão desta dissertação.

## SUMÁRIO

<b>1.0</b>	<b>INTRODUÇÃO.....</b>	<b>1</b>
<b>2.0</b>	<b>REVISÃO BIBLIOGRÁFICA .....</b>	<b>3</b>
<b>2.1</b>	<b>Temperabilidade Jominy .....</b>	<b>3</b>
<b>2.2</b>	<b>Construção de diagramas de resfriamento controlado (CCT).....</b>	<b>8</b>
<b>2.3</b>	<b>Realização do ensaio prático de temperabilidade Jominy .....</b>	<b>10</b>
2.3.1	Normalização como prioridade antes do aquecimento e têmpera .....	10
2.3.2	Têmpera.....	10
2.3.3	Medição de dureza.....	11
<b>2.4</b>	<b>Realização do ensaio teórico de temperabilidade Jominy .....</b>	<b>13</b>
2.4.1	Procedimento matemático para derivação e identificação das equações .....	15
2.4.2	Derivação das fórmulas .....	18
<b>2.5</b>	<b>Regressão Linear Múltipla .....</b>	<b>19</b>
2.5.1	Predição de novas observações .....	20
2.5.2	Teste da significância da regressão .....	21
2.5.3	Coeficiente de determinação múltipla .....	22
2.5.4	Autocorrelação .....	23
<b>2.6</b>	<b>Aços microligados .....</b>	<b>25</b>
2.6.1	Aços Microligados ao Boro e Titânio.....	26
2.6.2	Aços Microligados ao Nióbio.....	31
<b>3.0</b>	<b>MATERIAS E MÉTODOS.....</b>	<b>34</b>
3.1	Preparação do ensaio de temperabilidade Jominy Prático.....	34
3.2	Levantamento das corridas para os aços DIN 20MnCr5 Mod. e DIN 38B3 .....	35
<b>4.0</b>	<b>RESULTADOS .....</b>	<b>43</b>
4.1	Geração das equações para os aços DIN 20MnCr5 Mod. e DIN 38B3 .....	43
4.2	Verificando as Equações .....	44
4.3	Análise das dispersões residuais Sa para os aços DIN 20MnCr5 Mod. e DIN 38B3.....	48
4.4	Análise das dispersões residuais Ss para os aços DIN 20MnCr5 Mod. e DIN 38B3 .....	50
4.5	Análise das dispersões residuais Sg para os aços DIN 20MnCr5 Mod. e DIN 38B3.....	52
4.6	Tamanho de Grão para os aços DIN 20MnCr5 Mod. e DIN 38B3 .....	52
<b>5.0</b>	<b>DISCUSSÕES DOS RESULTADOS .....</b>	<b>57</b>
<b>6.0</b>	<b>CONCLUSÕES.....</b>	<b>65</b>
<b>7.0</b>	<b>SUGESTÕES DE TRABALHOS FUTUROS .....</b>	<b>67</b>

<b>8.0</b>	<b>ANEXOS.....</b>	<b>68</b>
<b>9.0</b>	<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>118</b>

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1	Curva Jominy de temperabilidade [1]. .....	4
Figura 2	Curva de temperabilidade para aços diferentes. O intervalo de variação das especificações químicas normais produz variação na temperabilidade[4]......	5
Figura 3	Fator de temperabilidade do Boro em função do percentual do Boro para o aço A514-J [5].....	6
Figura 4	Simulador Termomecânico Gleeble 3500[8]. .....	8
Figura 5	Representação do ciclo realizado .....	8
Figura 6	Diagrama CCT para o aço DIN 38B3 .....	9
Figura 7	Diagrama CCT para o aço DIN 20MnCr5Mod.....	9
Figura 8	Dimensões do corpo de prova para ensaio de temperabilidade [9] .....	10
Figura 9	Ensaio de temperabilidade Jominy [10]. .....	12
Figura 10	Tela do programa 1E38 da Caterpillar para temperabilidade Jominy [11]. .....	14
Figura 11	Extrapolação em Regressão Linear Múltipla[19] .....	21
Figura 12	Distribuição F com $\alpha=0,05$ [21] .....	22
Figura 13	Modelo de Gráfico de Resíduos contra tempo indicando a presença de autocorrelação[19].....	23
Figura 14	Solubilidade de produtos dos carbetas e nitretos em aços microligados [22].....	27
Figura 15	Microestrutura dos seguintes aços: (a) Base, (b) ao Boro e (c) Ti-B [23]. Aumento 100X .....	28
Figura 16	Transformação de fase austenítica para ferrita para demais adições de ligas.[25]	29
Figura 17	(a) Aço Base, (b) Aço ao Boro e (c) Aço ao Ti-B [23]. Aumento 100X. ....	30
Figura 18	Micrografia por transmissão de elétrons de precipitados em aço ao Boro [23] ...	31

Figura 19 (a) Equílibrio computacional entre o elemento nióbio versus temperatura para aços com 0,2% de carbono. (b) Calculo entre os precipitados de NbC durante a cementação.[31].....	32
Figura 20 Tamanho de grão austenítico após a cementação a 950°C por 90 min. (a) sem adição de nióbio. (b) 0,02% de Nióbio. (c) 0,1% de nióbio [31]. .....	33
Figura 21 Etapas do ensaio prático de temperabilidade Jominy[6] .....	34
Figura 22 Fluxograma das etapas para montagem do Jominy teórico [15] .....	37
Figura 23 Curvas de ductilidade a quente para corridas com e sem Nb para o aço DIN 20MnCr5 Mod. Curva de ductilidade a quente realizada via Gleeble [8].....	40
Figura 24 Tamanho de grão das amostras analisadas para o aço DIN20MnCr5 Mod. (com Enxofre e Nióbio). Ataque Nital 5%, Aumento 100x. ....	54
Figura 25 Distribuição gráfica do tamanho de grão. Contagem de grãos. Aço DIN 20MnCr5 Mod. com Nb e S.....	55
Figura 26 Tamanho de grão das amostras analisadas para o aço DIN20MnCr5 Mod. (sem Enxofre e Nióbio). Ataque Nital 5%, Aumento 100x. ....	55
Figura 27 Distribuição gráfica do tamanho de grão. Aço DIN 20MnCr 5 Mod. sem Nb e S.	56
Figura 28 Tamanho de grão das amostras analisadas para o aço DIN38B3. Ataque Nital 5%, Aumento 100x. ....	56
Figura 29 Resultados de temperabilidade práticos e teóricos obtidos para o aço DIN 20MnCr5 Mod. com Nb e S .....	60
Figura 30 Resultados de temperabilidade práticos e teóricos obtidos para o aço DIN 20MnCr5 Mod. sem Nb e S.....	61
Figura 31 Resultados de temperabilidade práticos e teóricos obtidos para o aço DIN 38B361	

Figura 32 Comparativo entre o resultado de temperabilidade prático do aço DIN 38B3 (Jominy em mm) e o resultado do modelo de temperabilidade teórico, utilizando o programa CAT 1E38 (Jominy em pol).....	62
Figura 33 Comparativo entre o resultado de temperabilidade prático do aço DIN 38B3 e o resultado do modelo de temperabilidade teórico, utilizando as equações geradas por regressão linear múltipla.....	63

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Temperatura de normalização e tempera aplicado a aços comuns para ensaio de temperabilidade [9].....	11
Tabela 2	Coeficientes de temperabilidade Jominy para os aços 32CrB4 e 36CrB4.[18]....	16
Tabela 3	Faixa de Composição Química para os aços 32CrB4 e 36CrB4.[18] .....	16
Tabela 4	Coeficientes de temperabilidade Jominy para os aços para aços cromo manganês ao boro (MnCrB).[18] .....	16
Tabela 5	Faixa de Composição Química para os aços para aços cromo manganês ao boro (MnCrB).[18].....	16
Tabela 6	Matriz de análises residuais [18] .....	17
Tabela 7	Dados para análise de Regressão Linear Múltipla.....	20
Tabela 8	Análise de variância para a significância da regressão linear múltipla [19] .....	22
Tabela 9	Tabela Durbiw-Watson[20].....	24
Tabela 10	Composição Química [23].....	27
Tabela 11	Composição química do aço DIN 20 MnCr5 Mod. [32].....	38
Tabela 12	Matriz com as composições químicas analisadas do aço DIN 20MnCr5 Mod. ...	38
Tabela 13	Matriz com os pontos Jominy analisados do aço DIN 20MnCr5 Mod .....	39
Tabela 14	Composição química do aço DIN 20 MnCr5 Mod. sem Enxofre e Nióbio [33]..	39
Tabela 15	Matriz com as composições químicas analisadas do aço DIN 20MnCr5 Mod. ...	40
Tabela 16	Matriz com os pontos Jominy analisados do aço DIN 20MnCr5 Mod. ....	41
Tabela 17	Composição química do aço DIN 38B3 [34] .....	41
Tabela 18	Matriz com as composições químicas analisadas do aço DIN 38B3 .....	42
Tabela 19	Matriz com os pontos Jominy analisados do aço DIN 38B3.....	42

Tabela 20 Fator $F_o$ para o aço DIN 20MnCr5 Mod. com Nb e S .....	43
Tabela 21 Fator $F_o$ para o aço DIN 20MnCr5 Mod. sem Nb e S .....	44
Tabela 22 Fator $F_o$ para o aço DIN 38B3 .....	44
Tabela 23 Equações obtidas por Regressão Linear Múltipla utilizando o software Statgraphis do aço DIN 20MnCr5 Mod. (com Nb e S). ....	45
Tabela 24 Equações obtidas por Regressão Linear Múltipla utilizando o software Statgraphis do aço DIN 20MnCr5 Mod. (sem Nb e S).....	45
Tabela 25 Equações obtidas por Regressão Linear Múltipla utilizando o software Statgraphis do aço DIN 38B3. ....	45
Tabela 26 Matriz com a composição química para a verificação das equações por Regressão Linear Múltipla via dispersão residual (Sa, Ss e Sg).....	46
Tabela 27 Matriz com valores de dureza para a verificação das equações por Regressão Linear Múltipla via dispersão residual (Sa, Ss e Sg).....	46
Tabela 28 Matriz do aço DIN 20MnCr5 Mod. sem Nb e S para a verificação das equações por Regressão Linear Múltipla via dispersão residual (Sa, Ss e Sg) .....	47
Tabela 29 Valores de dureza do aço DIN 20MnCr5 Mod. sem Nb e S para a verificação das equações por Regressão Linear Múltipla via dispersão residual (Sa, Ss e Sg) .....	47
Tabela 30 Matriz do aço DIN 38B3 para a verificação das equações por Regressão Linear Múltipla via dispersão residual (Sa, Ss e Sg) .....	48
Tabela 31 Valores de dureza do aço DIN 38B3 para a verificação das equações por Regressão Linear Múltipla via dispersão residual (Sa, Ss e Sg). ....	48
Tabela 32 Resultados da dispersão residual Sa X desvio padrão para o aço DIN 20MnCr5 Mod. com enxofre e nióbio. ....	49
Tabela 33 Resultados da dispersão residual Sa X desvio padrão para o aço DIN 20MnCr5 Mod. sem enxofre e nióbio. ....	49

Tabela 34 Resultados da dispersão residual Sa X desvio padrão para o aço DIN 38B3.....	49
Tabela 35 Resultados da dispersão Residual Ss para o aço DIN 20MnCr5 Mod. com Enxofre e Nióbio. ....	50
Tabela 36 Resultados da dispersão Residual Ss para o aço DIN 20 MnCr5 Mod. sem Enxofre e Nióbio. ....	50
Tabela 37 Resultados da dispersão Residual Ss para o aço DIN 38B3.....	51
Tabela 38 Resultados da dispersão Residual Sg. Diferença entre o resultado prático e teórico em HRC para o aço DIN 20MnCr5 Mod. com enxofre e nióbio. ....	52
Tabela 39 Resultados da dispersão Residual Sg. Diferença entre o resultado prático e o resultado teórico em HRC para o aço DIN 20MnCr5 Mod. sem Enxofre Nióbio. ....	53
Tabela 40 Resultados da dispersão Residual Sg. Diferença entre o resultado prático e o resultado teórico em HRC para o aço DIN 38B3. ....	54
Tabela 41 Resultado obtido utilizando a norma SEP 1664 para análise da dispersão residual Sa. ....	57
Tabela 42 Resultados obtidos utilizando a norma SEP 1664 para análise da dispersão residual Ss para os aços DIN 20MnCr5 Mod. e DIN 38B3. ....	58
Tabela 43 Resultados obtidos utilizando SEP1664 para análise da dispersão residual Sg para o aço DIN 20MnCR5 Mod. com Nb e S. ....	58
Tabela 44 Resultados obtidos utilizando SEP1664 para análise da dispersão residual Sg para o aço DIN 20MnCR5 Mod. sem Nb e S.....	59
Tabela 45 Resultados obtidos utilizando SEP1664 para análise da dispersão residual Sg para o aço DIN 38B3.....	60
Tabela 46 Analise do coeficiente encontrado por Regressão Linear Múltipla utilizando o software Statgraphis do aço Plus para o elemento Boro.....	62

Tabela 48 Matriz com as composições químicas das corridas do aço DIN 20MnCr5 Mod. com Enxofre e Nióbio utilizadas para a geração das equações por regressão linear múltipla.....	68
Tabela 49 Matriz com os resultados Jominy das corridas do aço DIN 20MnCr5 Mod. com Enxofre e Nióbio utilizadas para a geração das equações por regressão linear múltipla.	71
Tabela 50 Matriz com as composições químicas das corridas do aço DIN 20MnCr5 Mod. sem Enxofre e Nióbio utilizadas para a geração das equações por regressão linear múltipla.....	74
Tabela 51 Matriz com os resultados Jominy das corridas do aço DIN 20MnCr5 Mod. sem Enxofre e Nióbio utilizadas para a geração das equações por regressão linear múltipla.	78
Tabela 52 Matriz com as composições químicas das corridas do aço DIN 38B3 utilizadas para a geração das equações por regressão linear múltipla. ....	82
Tabela 53 Matriz com os resultados Jominy das corridas do aço DIN 38B3 utilizadas para a geração das equações por regressão linear múltipla.....	84

## LISTA DE ABREVIATURAS E SÍMBOLOS

Ac3 = temperatura na qual a austenita começa a se transformar em ferrita durante o resfriamento;

Ac1 = temperatura na qual a austenita está totalmente transformada em ferrita e/ou perlita durante o resfriamento;

CCT = diagrama de resfriamento contínuo;

TTT = diagrama isotérmico ou temperatura de transformação;

Rockwell C (HRC) = escala de medição de dureza;

F-Test = Tabela de distribuição estatística;

$\Delta HRC$  = variação entre os resultados de dureza encontrados;

$\sigma$  = desvio padrão da população;

SQReg = soma dos quadrados por regressão;

SQR = soma dos quadrados residuais;

SQT = soma dos quadrados totais;

QMReg = quadrados médios por regressão;

QMR = quadrados médios residual;

FTE = fission track etching;

Sa = dispersão residual por pontos de temperabilidade Jominy;

Ss = dispersão residual por corrida, utilizando pontos de temperabilidade jominy;

Sg = dispersão residual total;

Bf = fator boro;

CAG = crescimento anormal de grão;

Mod. = modificado;

## RESUMO

A temperabilidade de um aço pode ser definida como a capacidade de obter martensita. Para a determinação da temperabilidade, um dos ensaios que pode-se utilizar é o ensaio de temperabilidade Jominy. O ensaio Jominy prático além de ter um custo agregado devido a todo o processo de preparação das amostras até a obtenção dos resultados, o mesmo possui certo tempo de preparação e execução, o que pode impactar diretamente no prazo de entrega do produto ao cliente. Para diminuir-se o tempo de execução do ensaio, uma das formas é analisar várias corridas produzidas e através delas gerar um modelo matemático em que os resultados Jominy sejam gerados por regressão linear múltipla. Para aços ao boro, a temperabilidade torna-se um fator determinante, devido à influência que o elemento mencionado exerce na composição química do aço. O estudo foi realizado comparando a influência da temperabilidade em aços ao boro DIN20MnCr5 Mod. e DIN38B3. Busca-se obter, através dos resultados de Jominy prático, a validação do modelamento da temperabilidade teórica, e através dos modelamentos gerados avaliar a influência do coeficiente do elemento Boro correlacionando o mesmo com o tamanho do grão austenítico. Espera-se encontrar para microestruturas com grãos austenítico refinados uma menor temperabilidade e para microestruturas com tamanho de grãos austenítico maiores, uma maior temperabilidade. O presente trabalho discute o efeito do coeficiente do elemento Boro encontrado nos modelos gerados por regressão linear na temperabilidade teórica dos aços citados, correlacionando o comportamento do tamanho de grão austenítico frente aos resultados.

## ABSTRACT

The hardenability of steel can be defined as the ability to obtain martensite. To determine the hardenability, a test that can be used is the Jominy test. The Jominy test practical have an aggregate cost because of the whole process of sample preparation to obtain the results, which can directly impact the delivery of the product to the customer. Is to decrease the execution time of the test, one way is to analyze various heats produced and through them to generate a mathematical model in which the Jominy results are generated by multiple linear regression. For boron steels, hardenability becomes an important factor, due to the influence that the element has mentioned in the chemical composition of steel. The study was conducted comparing the influence of hardenability of boron steels and DIN38B3 DIN20MnCr5 Mod. This work discusses the effect of the coefficient of the element boron found in the patterns generated by linear regression on the hardenability of steels theoretical cited by correlating the behavior of the austenitic grain size compared to the results.

## 1.0 INTRODUÇÃO

O aço está cada dia mais presente em nossas vidas. Devido à crescente demanda, principalmente para a indústria automobilística, este nobre material é cada vez mais exigido em propriedades mecânicas. Devido à crescente exigência do mercado automobilístico, tanto em ligas com menos custo como em garantia de propriedades metalúrgicas, testes e ensaios são cada vez mais solicitados em especificações de determinadas ligas. Aços para engrenagens para caixas de câmbio são ligas que possuem valores de carbono na ordem de 0,30%, facilitando assim o processo de cementação após forjamento. A adição de boro em aços para essa determinada aplicação permite que se utilizem menores quantidades de elementos de liga, tais como cromo, níquel, molibdênio sem, no entanto, terem-se alterações significativas tanto na temperabilidade como nas propriedades mecânicas. Aços onde precisamos ter garantias de propriedades de dureza no núcleo do material após tratamento térmico podem ser analisados através do ensaio de temperabilidade. Para a determinação da temperabilidade, pode-se utilizar o ensaio de temperabilidade Jominy.

Para esse tipo de ensaio, existem procedimentos de execução conforme normas internacionais. O ensaio Jominy prático, além de ter um custo agregado para a execução, devido a todo o processo de preparação das amostras até a obtenção dos resultados, possui um tempo para preparação e execução. Para diminuirmos o tempo de execução deste ensaio, uma das formas é analisar várias corridas produzidas e, através delas, gerar um modelo matemático em que os resultados Jominy sejam gerados por regressão linear múltipla.

Através das equações de regressão linear geradas, podemos avaliar o peso em que cada elemento analisado contribui para o acréscimo (ou decréscimo) da temperabilidade. Utilizando o programa estatístico Statgraphis Plus foram gerados modelamentos de temperabilidade Jominy para o aço DIN 20MnCr5 Mod. com faixa de enxofre e nióbio e para o mesmo aço, em um segundo momento, sem faixas de enxofre e nióbio. Também foi gerado modelamentos teóricos para o aço DIN 38B3. A partir das equações geradas, analisamos a

influência do elemento boro na temperabilidade. Verificou-se também a microestrutura dos mesmos, bem como o efeito do tamanho de grão encontrado nos aços citados.

## 2.0 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

### 2.1 Temperabilidade Jominy

A temperabilidade de um aço pode ser determinada via Ensaio Jominy. O ensaio consiste em aquecer uma barra de tamanho determinado, a fim de formar austenita. Após aquecimento, uma de suas extremidades é temperada com uma corrente de água de vazão e pressão específicas. Determinam-se então os valores de dureza ao longo do comprimento da barra. Dessa forma constrói-se uma curva de temperabilidade. A composição química do aço está diretamente correlacionada aos valores que serão encontrados no ensaio de temperabilidade.

A extremidade temperada é resfriada muito rapidamente, dessa forma teremos a dureza máxima obtida, de acordo com o teor de carbono e elementos de liga. Como podemos observar na Figura 1, na medida em que avançamos na distância da extremidade temperada do corpo de prova, os valores de dureza HRC também caem. Isso deve-se ao fato de termos no ponto zero da distância temperada velocidade de resfriamento altas e que propicia a formação da estrutura martensítica. A medida que nos afastamos do ponto zero, a velocidade de resfriamento diminui e como consequência teremos outras estruturas presentes, como a bainítica, ferrítica e perlítica por exemplo. Existem normas que contemplam a adequada execução do ensaio, como por exemplo, a DIN EM ISO 642 – 1999, NBR 6339-abril 1989 e a SAE – J406-1998.

Além do ensaio de temperabilidade Jominy, existem outros métodos de avaliarmos a temperabilidade do material, tais como o ensaio Grossmann que consiste em avaliar a dureza na seção de barras circulares de diâmetros crescentes, temperados em um determinado meio. O centro das barras levará maior tempo de resfriamento à medida que cresce o diâmetro das mesmas, sendo que para a barra cuja proporção de martensita situar-se em 50%, no seu centro, esta corresponderá ao diâmetro crítico. Esse e outros ensaios de temperabilidade não serão abordados no presente trabalho.

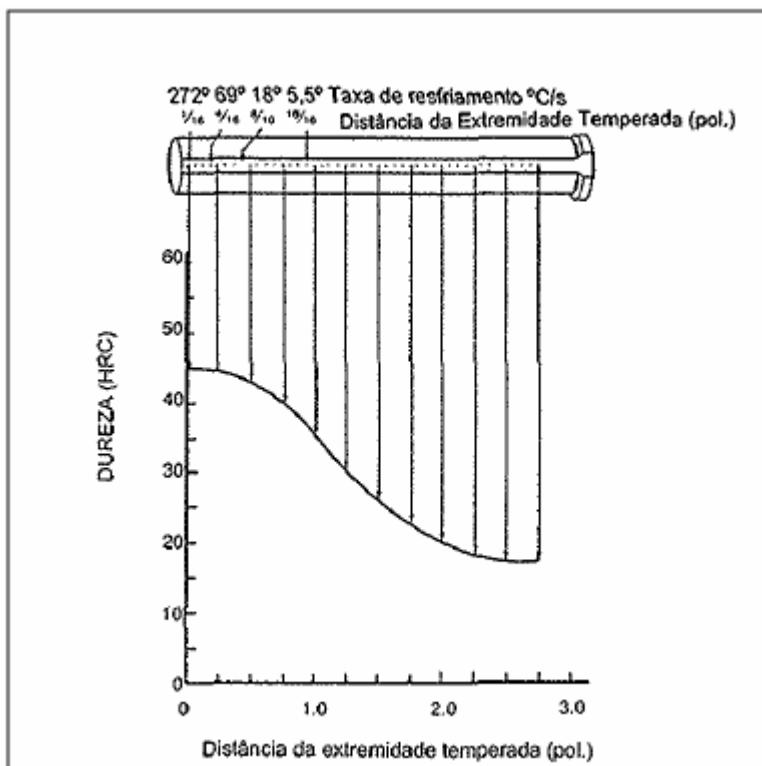


Figura 1 Curva Jominy de temperabilidade [1].

As curvas de temperabilidade possuem grande valor prático, pois ao se conhecer a velocidade de resfriamento de um aço em uma têmpera, a dureza pode ser lida diretamente a partir da curva de temperabilidade[2]. A Figura 2 mostra os diferentes valores de temperabilidade para os aços SAE 1045H e SAE 4340H. Podemos verificar que a diferença da curva de temperabilidade está associada diretamente aos elementos de ligas presentes na composição química.

A seguir estão contemplados os principais elementos presentes em uma liga de aço e como os mesmos podem influenciar na temperabilidade.

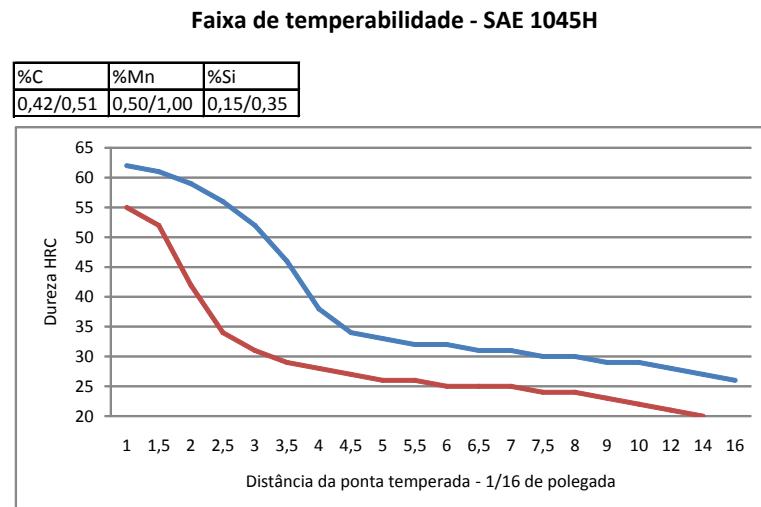
**Molibdênio:** é mais efetivo que o Cromo devido a sua completa dissolução na austenita. Valores acima de 0,20% no aço forma carboneto de Mo que estabiliza o final da curva de temperabilidade Jominy [3].

**Níquel:** Estabiliza a austenita para valores acima de 0,50% e retarda o início de formação da perlita [1].

**Cromo, Molibdênio e Vanádio:** São fortes formadores de ferrita. Causam distorções na rede cristalina do ferro. A interação dos campos de tensões mantém os átomos de carbono afastados uns dos outros devido a solução sólida, impedindo assim a precipitação. Durante o

resfriamento as condições se tornam desfavoráveis para a migração do carbono e consequentemente para a formação de carbonetos. Isso quer dizer que o tempo necessário para a formação da perlita é aumentado [3].

Limite de Dureza para o especificado		
Dist. temperada 1/16 de pol	Dureza HRC	
	max.	min.
1	62	55
1,5	61	52
2	59	42
2,5	56	34
3	52	31
3,5	46	29
4	38	28
4,5	34	27
5	33	26
5,5	32	26
6	32	25
6,5	31	25
7	31	25
7,5	30	24
8	30	24
9	29	23
10	29	22
12	28	21
14	27	20
16	26	



Limite de Dureza para o especificado		
Dist. temperada 1/16 de pol	Dureza HRC	
	max.	min.
1	60	53
2	60	53
3	60	53
4	60	53
5	60	53
6	60	53
7	60	53
8	60	52
9	60	52
10	60	52
11	59	51
12	59	51
13	59	50
14	58	49
15	58	49
16	58	48
18	58	47
20	57	46
22	57	45
24	57	44
26	57	43
28	56	42
30	56	41
32	56	40

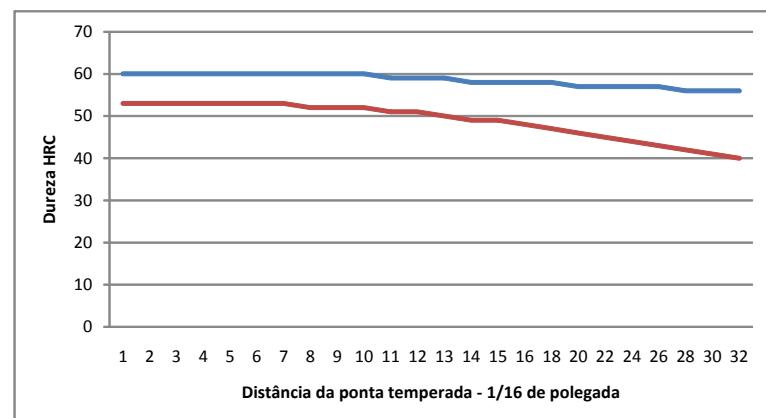


Figura 2 Curva de temperabilidade para aços diferentes. O intervalo de variação das especificações químicas normais produz variação na temperabilidade[4].

Vanádio: Aumenta a temperabilidade. É tão efetivo quanto o Mn ou Mo quando em solução na austenita. Segundo os autores (Craft & Lamont, 1994 apud ASTM A 255, Brownrigg &

Prior, 2002, Rossi & Castro, 2003), o Vanádio tem um comportamento duplo: até 0,05% aumenta a temperabilidade a acima desse valor reduz a temperabilidade pela sua característica de refinar o grão austenítico [1].

Boro: Esse elemento influencia a temperabilidade do aço se estiver livre em solução sólida. Em pequenas quantidades concentradas no grão austenítico, este elemento suprime a reação ferrita e então aumenta a temperabilidade. O aumento da dureza pode ser verificado através do Fator Boro (Bf) que utiliza o valor do diâmetro crítico ideal (DI) para cálculo. O mesmo pode ser calculado da seguinte forma:

$$Bf = DI \text{ atual} / DI \text{ contém boro} \quad \text{Equação 1}$$

Valores de Boro acima de 0,0025% resulta em um decréscimo no fator Boro de temperabilidade. Na figura 3 podemos ver a influência na temperabilidade do fator boro para o aço A514-J. Percebe-se que valores de boro na ordem de 0,0015% - ,0025% é onde resulta o maior valor do fator boro. Para valores de boro acima de 0,0025% o Bf estabiliza para valores de 2. Valores acima de 0,0025% forma-se grandes partículas de Boro constituintes, identificando-as como  $Fe_{26}(C,B)_6$ , onde são formadas preferencialmente no contorno de grão austenítico e realiza a nucleação de forma massiva a fase ferrítica [5]

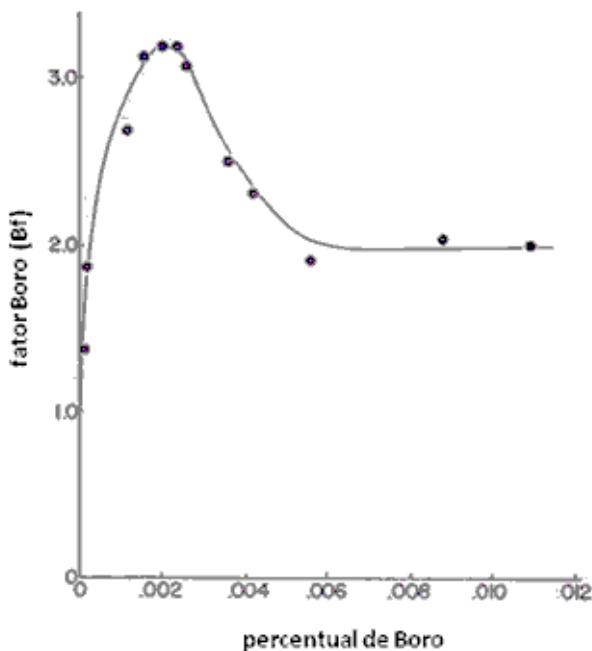


Figura 3 Fator de temperabilidade do Boro em função do percentual do Boro para o aço A514-J [5]

Durante o resfriamento da austenita, o excesso de Boro é rejeitado para o soluto. Com baixos resfriamentos o excesso de boro forma grande quantidade de boretos. Para altas taxas de resfriamento, o excesso de boro forma finos precipitados de carbetas de boro. Como conhecido, precipitados estáveis servem para iniciar a formação da ferrita, dessa forma a temperabilidade cai [5].

Além da composição química, condição determinante para obtenção dos valores de dureza, existe outros fatores que podem influenciar diretamente nos resultados. O tamanho de grão prévio austenítico antes da tempeira, estrutura não homogênea e também a microestrutura do material após resfriamento [6]. Para que esses fatores não venham a prejudicar os resultados de temperabilidade do material, deve-se realizar nas amostras forjamento em temperatura controlada, para que o grau de redução empregado seja suficiente para transformar a estrutura bruta de fusão em grãos austeníticos (recristalização). Os valores de dureza no ensaio de temperabilidade possuem uma relação direta com a composição química e o tamanho de grão do material.

A temperabilidade dos aços possui uma influência direta nas aplicações e propriedades de peças para a indústria automobilística. Esta está determinada principalmente pela composição química, sendo dessa forma um critério essencial para a determinação da melhor liga a ser empregada.

A deformação e o tratamento térmico a serem utilizados possuem uma influencia direta nos resultados desejados, para essa avaliação e análise, a determinação da temperabilidade Jominy é um ensaio que fornece resultados de dureza com o qual pode-se prever valores de dureza final.

O efeito dos elementos na taxa de resfriamento pode ser verificado pelos diagramas TTT e CCT, que mostram curvas de início e fim de transformação da austenita (gráfico de temperatura de transformação). Esses diagramas podem ser usados para selecionar aços visando uma especificação definida.

Em resfriamento contínuo é necessário um maior tempo para haver a transformação da austenita em ferrita + carboneto que em resfriamento isotérmico (curva TTT). O motivo para isto é que o corpo de prova antes do início da transformação estará em temperatura superior à prevista pela transformação isotérmica. Como em resfriamento contínuo um aumento de tempo significa queda de temperatura, o ponto onde a transformação da austenita começa estará localizado à direita e abaixo em relação à curva TTT [7].

## 2.2 Construção de diagramas de resfriamento controlado (CCT)

Uma das maneiras de se avaliar a microestrutura obtida para um determinado aço é a montagem do diagrama de resfriamento contínuo (ou CCT). Para a montagem dos diagramas de resfriamento contínuo, utilizamos o módulo de simulação termo-mecânico Gleeble. Podemos ver o equipamento conforme Figura 4.



Figura 4      Simulador Termomecânico Gleeble 3500[8].

A Figura 5 descreve o teste para a determinação das temperaturas  $Ac_1$  e  $Ac_3$ . Com estas temperaturas, define-se o seguinte ciclo: aquecimento da amostra a  $50^{\circ}\text{C}$  acima da temperatura  $Ac_3$ , a uma taxa de  $20^{\circ}\text{C/s}$ , permanência de 1 minuto em temperatura para homogeneização. Resfria-se em seguida a uma taxa constante até a temperatura ambiente [8]. Repete-se o ciclo para diversas taxas de resfriamento.

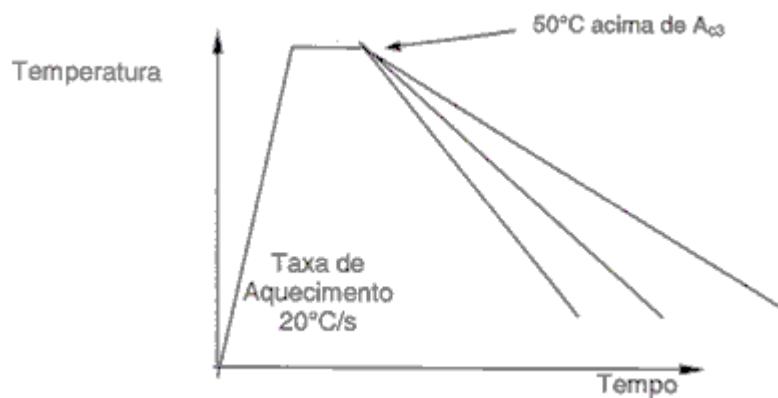


Figura 5      Representação do ciclo realizado

Em cada ciclo foram adquirido parâmetros de dilatometria, utilizados na construção do diagrama CCT. Também analisa-se a dureza e microestrutura em cada corpo de prova ensaiado. A determinação do início e fim das transformações pode ser realizada por dois modos: Método da derivada e método da tangente. As Figuras 6 e 7 mostram exemplos de diagramas CCT.

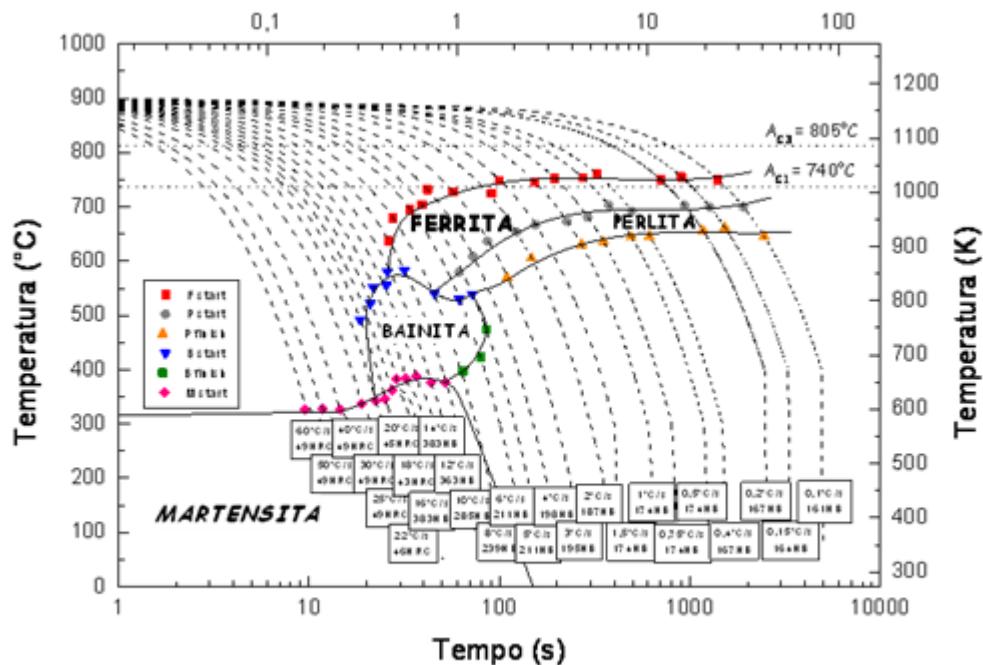


Figura 6 Diagrama CCT para o aço DIN 38B3

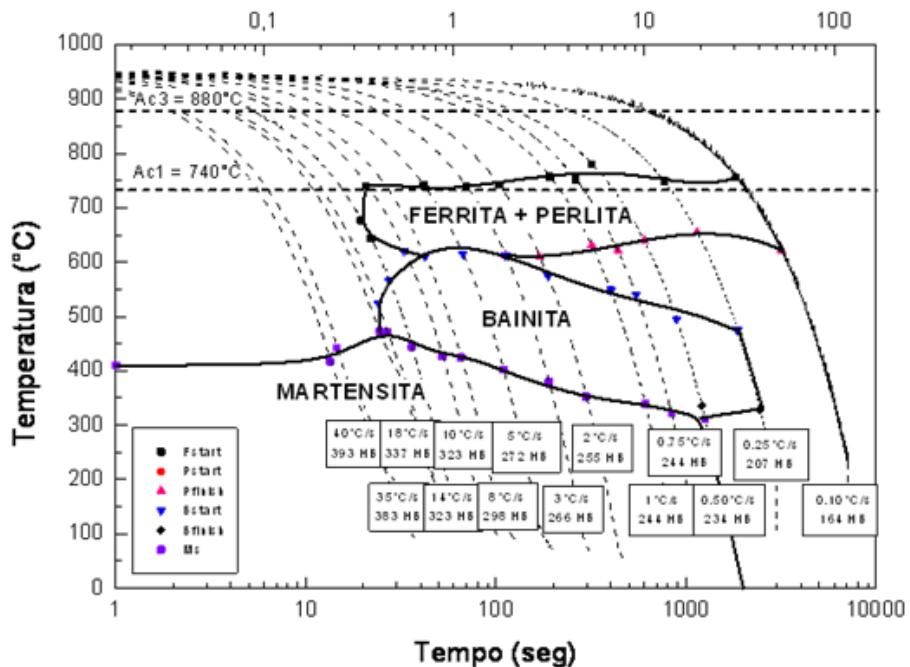


Figura 7 Diagrama CCT para o aço DIN 20MnCr5Mod

### 2.3 Realização do ensaio prático de temperabilidade Jominy

O método consiste em utilizar amostras de 25 mm (1 in) de diâmetro por 102 mm (4 in) de comprimento, colocá-las na posição vertical para realizarmos a têmpera. A Figura 8 apresenta detalhes do corpo de prova a ser utilizado.

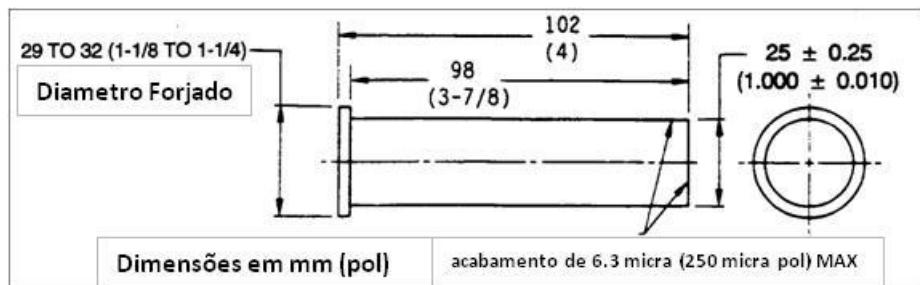


Figura 8 Dimensões do corpo de prova para ensaio de temperabilidade [9]

As barras devem ser forjadas ou laminadas para diâmetros de 29 a 32 mm ( $1\frac{1}{8}$  a  $1\frac{1}{4}$  in) redondos. Amostras fundidas podem ser utilizadas em vez de se utilizar material laminado ou forjado. A amostra ensaiada de 25 mm (1 in) não deve apresentar descarbonatação ou defeitos superficiais.

#### 2.3.1 Normalização como prioridade antes do aquecimento e têmpera

Tanto o material forjado como o material laminado deve ser normalizado antes da usinagem do corpo de prova para o ensaio de temperabilidade. Isso deve ser feito para que a estrutura do material não tenha as características de durezas alteradas. Na Tabela 1 podemos observar os valores de normalização e austenitização em relação ao aço. Para que tenhamos o controle da microestrutura, deve-se seguir a correta temperatura de normalização.

#### 2.3.2 Têmpera

O corpo de prova deve ser colocado em um dispositivo no qual deva sair uma coluna de água com temperatura entre 5°C – 30°C diretamente contra a face oposta do material a ser ensaiado. A coluna de água deve passar entre um orifício de 13 mm (1/2 in) de diâmetro e deve erguer o jato d' água até uma altura de 63 mm (92-1/2 in) livre do orifício [9].

Tabela 1 Temperatura de normalização e tempera aplicado a aços comuns para ensaio de temperabilidade [9]

Aço e % de Carbono	Temperatura de Normalização °C	Temperatura de Austenitização °C
Series 1000, 1300, 1500, 4000, 4100, 4300, 4600, 4700, 5000, 5100, 6100, 8100, 8700, 8800 e 9400		
Até 0,25 incl.	925	925
0,26 até 0,36 incl.	900	870
acima de 0,37	870	845
Series 4800 e 9300		
Até 0,25 incl.	925	845
Serie 9200		
acima de 0,50	900	870

O dispositivo deve estar seco no início de cada teste. Ao realizar o mesmo, o fornecimento de água deve ser cortado para uma válvula de abertura rápida para que o corpo de prova quente receba a água pelo orifício. O material a ser temperado deve estar a 13 mm (1/2 in) entre a face quente e o orifício de água, como pode ser verificado na figura 9.

### 2.3.3 Medição de dureza

Deve ser realizado no corpo de prova dois planos a 180 graus com um mínimo de profundidade de 0,38 mm (0,015 in) ao longo do material para que seja feita a medição de dureza em escala Rockwell C. A preparação das superfícies planas deve ser realizadas com certo cuidado de tal forma que ao remover o material, o calor gerado não seja suficiente para que ocorra alteração da microestrutura e consequentemente alteração da dureza a ser medida. Recomenda-se passes com remoção de até 0,013 mm (0,005 in) com constante resfriamento em água. Para detectar se a superfície foi temperada durante a remoção de material, deve se utilizar os seguintes reagentes para avaliação:

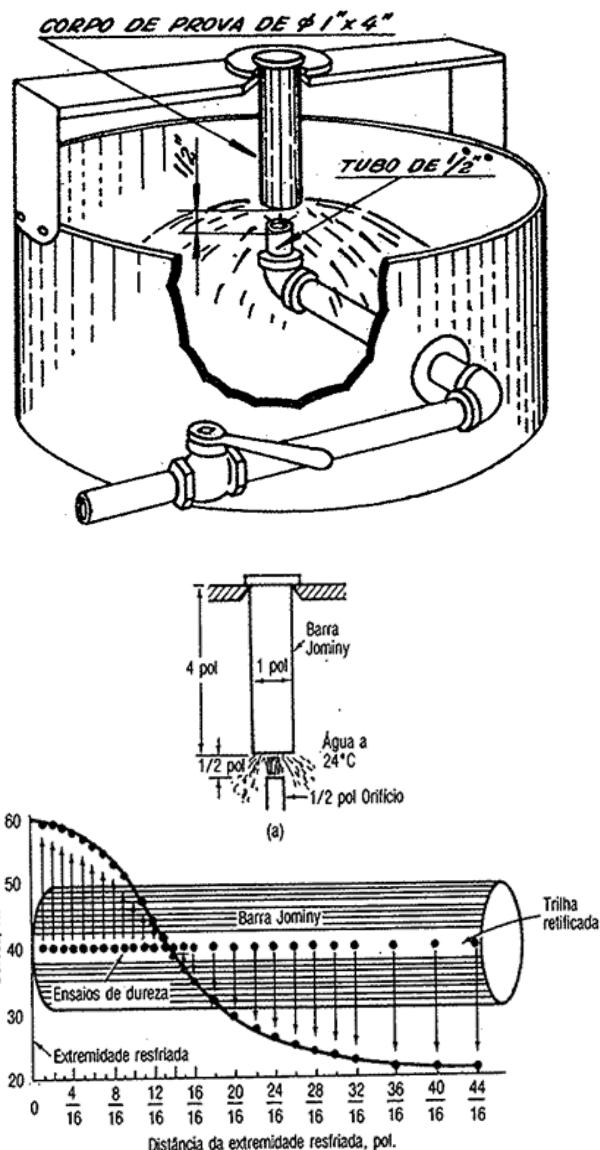


Figura 9 Ensaio de temperabilidade Jominy [10].

1) 5% de ácido nítrico concentrado e 95% de água em volume.

2) 50% de ácido hidroclorídrico concentrado e 50% de água em volume.

A presença de áreas mais claras ou escuras, após ataque, indica que a dureza e consequentemente a microestrutura foram alteradas. Todas as mudanças estruturais causado pela remoção de material devem ser removidas antes do ensaio de dureza ser realizado. Isto pode ser realizado, refazendo a superfície e atacando a mesma novamente ou também realizando novas pistas para o ensaio [9].

Quando o ensaio de dureza for realizado, a amostra deve estar com a superfície usinada plana e firmemente presa o equipamento. Isto é importante para que não ocorram movimentos quando a carga for aplicada.

As distâncias de medição podem ser realizadas:

- Em escala métrica de 1.5, 3, 5, 7, 9, 11, 13 e 15 mm e acima desse valor de 5 em 5 mm até 50 mm, ou até alcançar o valor mínimo de 20 HRC.
- Em escalada de polegada, onde a leitura pode ser realizada em intervalos de 1/16 de polegada a partir do primeiro valor até alcançar leituras de até 1 polegada, mas usualmente são feitas em intervalos de 1/8 de polegada ou até um valor mínimo de 20 HRC encontrado.

#### 2.4 Realização do ensaio teórico de temperabilidade Jominy

A utilização de equações por regressão linear múltipla nos permite analisar corridas com valores de Jominy prático e, através de cálculos de regressão, gerar equações capazes de aperfeiçoar a adição de ligas, mantendo os resultados de temperabilidade Jominy desejados. O ensaio de temperabilidade é uma das mais importantes propriedades para o beneficiamento de aços. A execução do ensaio teórico nos permite retirar uma série de etapas que são realizadas para a execução do ensaio prático, sem contar no custo envolvido e de não haver espera para se saber os resultados.

Pode-se também objetivar custo mínimo do aço: elemento mais caro no limite inferior da faixa e o mais barato no limite superior para uma dada especificação de temperabilidade. A faixa de composição química visada para atender uma especificação de temperabilidade restrita é estreitada para prevenção sobre a incerteza dos resultados experimentais [2]. Segue alguns métodos e modelos de temperabilidade teórica utilizados atualmente:

- Programa 1E38 da Caterpillar: O programa utiliza o sistema DOS para gerar as equações de temperabilidade Jominy teórica. A composição química do aço (C, Mn, Si, P, S...) são os dados de entrada. A Figura 10 mostra o valor do cálculo da temperabilidade Jominy para o aço DIN 38B3 por exemplo.

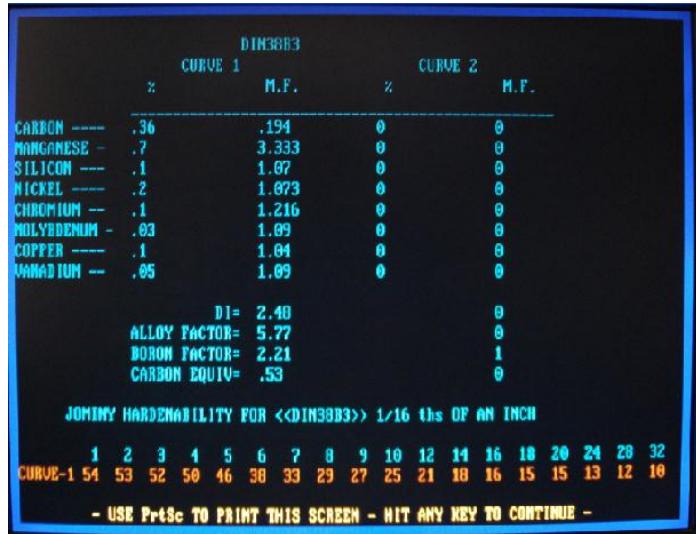


Figura 10 Tela do programa 1E38 da Caterpillar para temperabilidade Jominy [11].

- DICTRA: É um software sofisticado para simulações precisas de difusão em sistemas multicomponentes de liga. Diversos processos podem ser simulados, como por exemplo:
  1. Homogeneização de ligas
  2. Cementação de aços
  3. Microsegregação durante a solidificação
  4. Dissolução de carbetas durante a austenitização de aços
  5. Endurecimento de precipitados.

DICTRA requer um Thermo-Calc para cálculos termodinâmicos. Este software tem sido aplicado em inúmeros problemas de interesse prático e científico. As simulações com DICTRA requerem bases de dados tanto para dados termodinâmicos como para dados cinéticos [12].

- Método Creusot-Loire [1]: Prevê microestruturas obtidas em várias taxas de resfriamento com o uso de diagrama CCT e então calcula dureza, limite de escoamento e limite de resistência esperados das microestruturas martensítica, bainítica, e/ou ferita-perlita nas condições de têmpera e têmpera + revenimento.
- Redes neurais[13]: O uso de redes neurais para avaliar o efeito da composição química na temperabilidade apresenta excelentes resultados que os métodos até então existentes.

- Método de Crafts & Lamont [14]: Consiste na adição de unidades de dureza, HRC, proporcionalmente ao percentual de carbono, tamanho de grão austenítico e elementos de liga.
- F (Análise de Regressão) [3]: Utiliza entre 30 a 100 corridas para derivar equações de regressão para um dado aço e cada fórmula será válida para uma faixa estreita de composição química.

Determinam-se as equações para uso de análise química para calcular a dureza em várias distâncias Jominy para os aços SAE. Utiliza-se a composição química média e a banda média de temperabilidade.

- Desempenho dos métodos [16]: É avaliado mediante comparação entre curva Jominy calculada e experimental. A diferença de dureza prevista X dureza real é influenciada entre outros fatores por:
  1. Erro experimental do ensaio Jominy (aceitável até 2,5 HRC);
  2. Heterogeneidade química do aço;
  3. O próprio método de previsão.

Apesar de existir vários testes e métodos para o cálculo teórico de dureza, o método por regressão linear múltipla é um dos mais utilizados. Apesar de ser um método simples, o mesmo possui uma excelente assertividade [17]. O método descrito conforme a SEP 1664 descreve o procedimento para a geração de equações por regressão linear múltipla para o cálculo de Jominy com base na composição química dos aços. Na Tabela 2 e 4 podemos ver a geração de equações para aços cromo manganês ao boro (MnCrB) e para os aços 32CrB4 e 36CrB4. Nas Tabelas 3 e 5 podemos ver as respectivas composições químicas.

#### 2.4.1 Procedimento matemático para derivação e identificação das equações

As equações são derivadas via método de regressão linear múltipla pela soma dos mínimos desvios da raiz quadrada. A equação da regressão é melhorada quando se adiciona os fatores (no caso a composição química) um por um. A cada elemento adicionado podemos verificar o F-Test para ver se o mesmo possui efeito significativo para o valor variado (o intervalo de confiança de 95%) [19].

**Tabela 2      Coeficientes de temperabilidade Jominy para os aços 32CrB4 e 36CrB4.[18]**

J	Constante	C	Si	Mn	P	S	Cr	Mo	Ni	Al	Cu	N	Ti	B
1,5	32,62	58,57	0	4,62	0	-24,18	0	0	-2,09	-21,6	0	0	0	-205,54
3	28,04	58,61	0	2,57	0	-26,37	3,7	0	-2,36	-17,89	0	0	0	0
5	27,38	54,77	0	2,01	0	-24,33	4,91	-4,97	0	-12,28	0	0	0	0
7	29,62	52,24	0	1,6	0	0	3,61	0	-2,85	-10,43	0	0	0	0
9	27,28	54,75	0	1,62	0	-19,64	4,67	0	0	-18,8	0	0	0	0
11	27,17	53,86	0	2,42	0	0	4,02	0	0	-12,57	0	0	0	0
13	25,9	57,55	0	3,15	0	29,02	3,29	0	0	-18,72	2,52	0	0	0
15	16,76	62	0	5,47	0	-42,85	7,04	17,47	0	-14,28	3,35	0	12,08	0
20	-10,13	64,83	0	12,4	97,46	-128,96	15,23	52,96	0	-66,21	5,14	0	53,51	0
25	-27,05	90,12	0	17,08	104,64	-172,1	19,66	57,16	11,46	-60,88	10,37	0	58,36	0
30	-30,46	82,18	0	20,67	90,9	-195,77	18,55	65,5	12,26	-47,73	12,09	0	61,77	0
35	-32,65	73,92	0	22,65	76,06	-138,36	19,47	63,18	10,08	-38,62	12,75	-90,02	71,6	0
40	-29,63	62,89	2,14	23,55	105,43	-155,12	17,09	55,56	7,39	-23,59	14,84	-110,27	72,59	0
45	-30,48	57,09	1,92	22,97	0	-134,63	18,65	48,57	11,48	0	15,27	-78,16	60,39	0
50	-29,02	57,1	1,64	23,31	-49,58	-176,12	16,57	39,39	17,45	0	18,26	0	32,95	0

**Tabela 3      Faixa de Composição Química para os aços 32CrB4 e 36CrB4.[18]**

	C	Si	Mn	P	S	Cr	Mo	Ni	V	Al	Cu	N	Ti	B
Mínimo	0,296	0,05	0,62	0,002	0,001	0,968	0	0	0	0,02	0,005	0,0008	0	0,002
Máximo	0,392	0,15	0,91	0,025	0,017	1,231	0,08	0,2	0,012	0,062	0,26	0,0145	0,061	0,0046

**Tabela 4      Coeficientes de temperabilidade Jominy para os aços para aços cromo manganês ao boro (MnCrB).[18]**

J	Constante	C	Si	Mn	P	S	Cr	Mo	Ni	Al	Cu	N	Ti	B
1,5	31,5	56,47	3,37	2,61	-28,71	40,09	-2,52	5,2	0	-16,97	0	0	0	292,1
3	28,56	49,28	0	3,32	0	36,18	0	6,95	0	0	-1,47	70,55	83,76	163,91
5	15,58	49,63	4,37	5,52	0	0	6,94	0	8,35	61,7	-3	-90,54	-273,99	310,65
7	-0,04	46,41	0	6,97	0	0	16,87	12,69	7,89	146,16	-3,81	-313,17	296,3	655,33
9	-9,89	54,93	0	5,78	0	0	21,86	16,04	6,02	214,64	-3,48	-394,74	-381,03	775,2
11	-12,97	58,22	0	4,08	0	0	22,88	16,08	5,18	231,55	0	-375,43	-433,9	807,09
13	-14,15	58,67	0	3,62	0	0	22,5	18,21	6,71	226,02	0	-341,07	-438,81	721,91
15	-15,87	56,62	0	4,37	0	0	21,72	20,02	6,35	212	4,21	-308,15	-449,85	768,88
20	-18,51	57,09	-3,76	5,59	0	0	21,41	22,17	6,79	179,19	6,28	-240,31	-321,52	625,97
25	-22,66	60,62	0	7,22	0	0	20,67	25,48	7,65	157,08	6,03	-219,03	-298,62	629,91
30	-27,86	64,86	0	8,67	-34,31	0	21,08	26,86	9,36	168,78	5,18	-158,18	-223,96	719,96
35	-33,46	71,07	0	9,9	-42,88	0	22,23	31,39	10,21	174,51	5,52	-156,34	-203,53	837,69
40	-37,64	74,76	0	10,88	-59,37	0	22,84	39,43	10,65	187,99	6,46	-169,69	-222,59	936,33
45	-42,21	82,46	0	13,28	-88,07	0	21,74	44,06	13,06	198,83	8,54	-150,88	-247,47	846,64
50	-47,31	84,57	0	16,78	-107,81	0	20,5	54	16,38	188,28	12,73	-145,14	-203,68	833,59

**Tabela 5      Faixa de Composição Química para os aços para aços cromo manganês ao boro (MnCrB).[18]**

	C	Si	Mn	P	S	Cr	Mo	Ni	Al	Cu	N	Ti	B
Mínimo	0,12	0,15	1,01	0,005	0,014	0,929	0	0,02	0,012	0,01	0,0036	0	0,001
Máximo	0,2	0,39	1,3	0,033	0,037	1,291	0,12	0,3	0,059	0,31	0,0246	0,005	0,0045

Conforme Equação 2, para identificar os resultados calculados da dispersão S, as diferenças entre o valor calculado e o valor encontrado na prática são determinadas como  $\Delta_{HRC}$  (residuais). O valor i refere-se ao número de valores analisados em HRC.

A análise residual é usada seguindo a seguinte relação:

$$S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n \Delta_i^2}{n-2}}$$

Equação 2

Dessa forma, há três dispersões residuais que devem ser analisadas para a montagem das equações. Na Tabela 6 podemos ver como cada dispersão residual pode ser vista. A dispersão residual  $S_a$  é construída para cada distância jominy e todas as corridas. A dispersão Residual  $S_s$ , é construída para cada corrida. A dispersão residual  $S_g$ , representada também pela matriz dos resíduos analisa todas as distâncias e todas as corridas.

Tabela 6 Matriz de análises residuais [18]

Número das corridas	distância dos valores de temperatura				
	$S_{a1}$	.	.	.	$S_{ak}$
					$S_{s1}$ . . $S_{sm}$

Para que a população amostral de corridas utilizadas possa ser validada, necessitamos analisar os seguintes critérios das dispersões residuais:

- Os valores obtidos para cada ponto de temperabilidade  $S_a$  deve ser menor ou igual ao desvio padrão mensurado.
- A percentagem de  $S_s$  deve ser menor que 5% para valores maiores que 4 HRC.
- A matriz dos resíduos ( $S_g$ ) deve ser menor ou igual que 2 HRC.

Se um dos valores das dispersões citadas não atenderem ao especificado, a população analisada de corridas deve ser alterada para então realizar uma nova repetição das dispersões.

#### 2.4.2 Derivação das fórmulas

Para a derivação das equações por regressão linear, a população amostral deve conter diferentes valores para se obter a melhor equação que descreva tal população. Deve ser analisado cada elemento de corrida, para que os valores possam ser calculados independentemente. Isso permite que o modelo de regressão tenha as distâncias (tanto em mm como polegadas) a partir da tempera semelhantes aos valores de dureza para o ensaio prático.

A dureza nada mais é que a respectiva distância de tempera da superfície de um valor da regressão, com influência nos parâmetros do percentual de massa e elementos químicos. Os elementos carbono, silício, manganês, fósforo, enxofre, cromo, níquel, molibdênio, alumínio, cobre e nitrogênio devem ser sempre considerados. A Equação 3 representa os elementos químicos mínimos necessários para montagem das equações de regressão linear, bem como os respectivos coeficientes ( $a_0, a_1, a_2, \dots$ ) gerados por dados amostrais.

$$J_{mm} [HRC] = a_0 + a_1.C + a_2.Si + a_3.Mn + a_4.p + a_5.S + a_6.Cr + a_7.Mo + a_8.Ni + a_9.Al + a_{10}.Cu + a_{11}.N \quad \text{Equação 3}$$

Outros elementos que podem influenciar na temperabilidade, com o titânio, Boro entre outros, devem ser considerados também. O mínimo de corridas para termos valores confiáveis para a derivação por regressão linear múltipla deve ser igual ao quadrado do número de elementos que constituem a amostragem populacional [18].

Deve ser ressaltados que os coeficientes das fórmulas não podem ser usados como análise para os materiais em questão sem uma interpretação metalúrgica. Não se pode validar um modelo de regressão para um determinado aço, levando em consideração somente a influência de um elemento químico para todos os pontos de temperabilidade. Por exemplo, não podemos ter somente o elemento molibdênio presente em todos os pontos, sendo que o elemento carbono é que possui uma influência significativa nos primeiros pontos. Devido à adição de elementos químicos para a montagem e validação das fórmulas, somente os elementos significativos são considerados. A contribuição para os elementos com coeficiente igual a zero podem ser considerados nas constantes da fórmula [17].

## 2.5 Regressão Linear Múltipla

Um modelo de regressão linear múltipla envolve mais de uma variável explicativa [19]. Em um regressão linear múltipla, como mostrado na equação 4, o parâmetro  $\beta_{i,j} = 0,1, \dots, k$ , representa a alteração esperada na variável resposta  $y$  quando a variável  $x_i$  sofre um acréscimo unitário, enquanto todas as demais variáveis explicativas  $x_i$  ( $i \neq j$ ) são mantidas constantes. Por este motivo os parâmetros  $\beta_j$ ,  $j=0,1,\dots,k$  são também conhecidos como coeficientes parciais de regressão.

Os modelos de regressão linear múltipla são geralmente utilizados como funções aproximadas para a verdadeira relação funcional entre  $y$  e  $x_1, x_2, \dots, x_k$ . Isto é, a verdadeira relação é usualmente desconhecida, mas para certas faixas de valores das variáveis independentes esta relação pode ser bem aproximada pelo modelo de regressão. O erro aleatório ( $\varepsilon$ ) é dado pela diferença entre o valor observado  $y$  e o valor obtido pela equação [20].

Como os parâmetros  $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$  são desconhecidos, será necessário estimá-los por meio do emprego de dados amostrais.

$$y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon \quad \text{Equação 4}$$

Para que seja possível obter boas estimativas e também dar uma interpretação prática a estes parâmetros, geralmente as suposições abaixo são associadas ao modelo de regressão linear múltipla. Suposições associadas ao modelo de regressão linear múltipla:

1. Os erros têm média zero e a mesma variância desconhecida  $\sigma^2$ .
2. Os erros são não correlacionados, ou seja, o valor de um erro não depende de qualquer outro erro.
3. As variáveis explicativas  $x_1, x_2, \dots, x_k$  são controladas pelo experimentador e são medidas com erro desprezível (erro significante sob o ponto de vista prático), ou seja, não são variáveis aleatórias.
4. Os erros têm distribuição normal.

É importante destacar que estes dados podem ter sido obtidos a partir de um experimento controlado realizado especificamente para a sua coleta ou a partir de registros históricos já existentes. A Tabela 7 complementa como deve ser gerada uma tabela de coleta de dados para a análise de regressão linear múltipla.

Tabela 7 Dados para análise de Regressão Linear Múltipla

Dados para análise de Regressão Linear Múltipla				
Y	X1	x2	...	Xk
y1	X11	x12	...	x1k
y2	X21	x22	...	x2k
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
Yn	xn1	xn2	...	Xnk

### 2.5.1 Predição de novas observações

Poderemos estar interessados na estimativa, por intervalo, do valor da média de futuras observações da variável resposta, que será obtida para valores de interesse das variáveis regressoras, as quais serão representados por  $x_{01}, x_{02}, \dots, x_{0k}$ .

É importante destacar que um dos perigos durante a predição de novas observações e a estimação da resposta média em regressão linear múltipla é a realização inadvertida de uma extrapolação. Esta extrapolação ocorrerá se o ponto para o qual será realizada a predição ou estimação, não pertencer à região que contém as observações originais das variáveis regressoras. Como esta região é definida conjuntamente pelos níveis das variáveis, podendo muitas vezes ter uma forma complexa, é muito freqüente o risco de realizarmos uma extrapolação. Devemos ter bastante cuidado para que estas extrapolações não aconteçam, já que o modelo ajustado para a região determinada pelas observações originais pode não ser adequado para descrever o relacionamento entre  $y$  e  $x_1, x_2, \dots, x_k$  fora desta região. Observe o ponto  $(x_{01}, x_{02})$  na Figura 11. O ponto pertence a faixa de variação de ambas as variáveis  $x_1$  e  $x_2$ , mas está fora da região conjunta das observações originais. Logo a predição de uma nova observação e a estimação da resposta média para este ponto representará uma extrapolação em relação ao modelo de regressão original e poderão levar a conclusões incorretas [19].

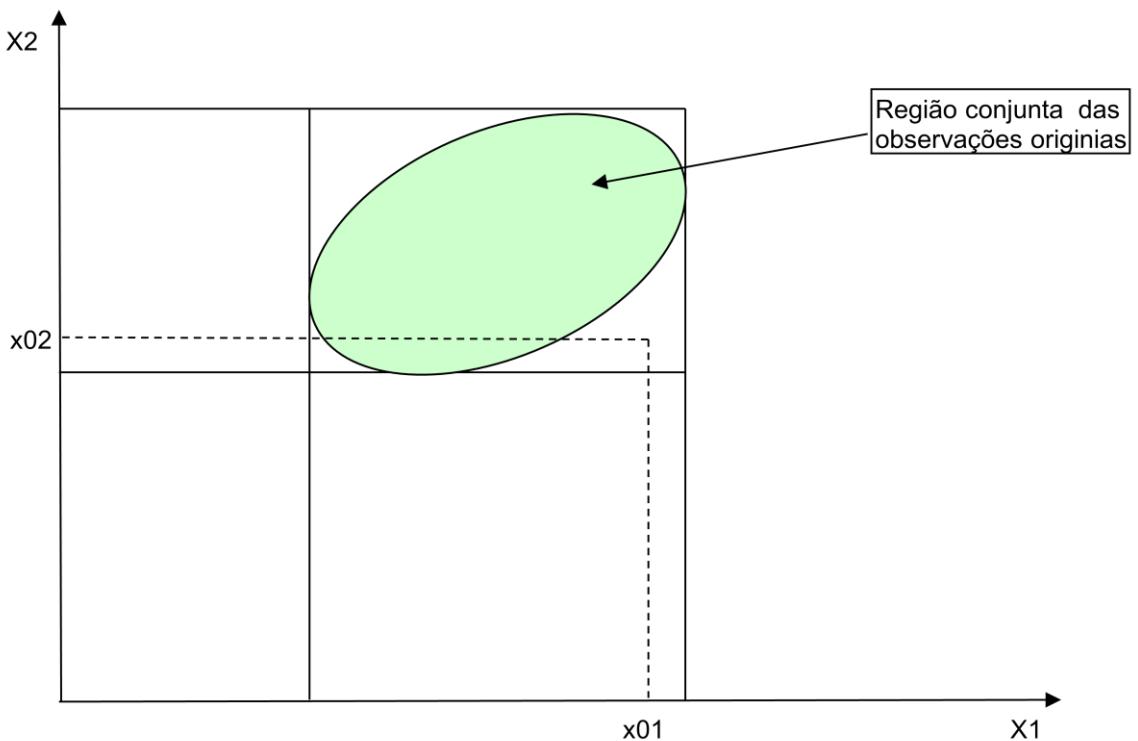


Figura 11      Extrapolação em Regressão Linear Múltipla[19]

### 2.5.2            Teste da significância da regressão

Com o objetivo de determinar se existe um relacionamento linear entre a variável resposta  $y$  e o conjunto de variáveis regressoras  $x_1, x_2, \dots, x_k$ , podemos utilizar a análise da variância. A Tabela 8 mostra a análise da variância para a significância da regressão linear múltipla. Esta análise consiste em avaliar as somas dos quadrados da regressão e a soma dos quadrados residuais da população amostral, gerada pelas equações por regressão linear múltipla (SQReg, SQR e SQT). As mesmas irão gerar em função dos graus de liberdade respectivos quadrados médios (QMReg e QMR). A divisão dos quadrados médios da regressão pelo quadrado médio residual irá gerar um fator  $F_o$ .

Se o fator  $F_o > F_{\alpha, (1,n-2)}$  em função dos graus de liberdade analisado, podemos dizer que existe um efeito linear para a equação gerada, ou seja, que o modelo de regressão possui consistência. O Fator  $F_{\alpha, (1,n-2)}$  pode ser analisado conforme Figura 12, onde para  $\alpha=0,05$ , podemos analisar os valores dos graus de liberdade para o numerador e denominador.



modelo com mais variáveis regressoras será melhor que o modelo anterior que não envolve estas variáveis.

#### 2.5.4 Autocorrelação

Os modelos de regressão linear múltipla assumem que os componentes de erro aleatório  $\varepsilon$  são variáveis aleatórias não correlacionadas, como podemos ver nas suposições associadas ao modelo de regressão linear múltipla, no tópico 2.5. Isto ocorre porque as variáveis explicativas e a variável resposta são dependentes do tempo, o que gera uma estrutura de correlação entre os termos de erro do modelo. Na Figura 13 podemos visualizar um modelo de gráfico contra tempo indicando a presença de autocorrelação. Há vários procedimentos estatísticos que podem ser utilizados para determinar se os termos de erro do modelo de regressão são não-correlacionados.

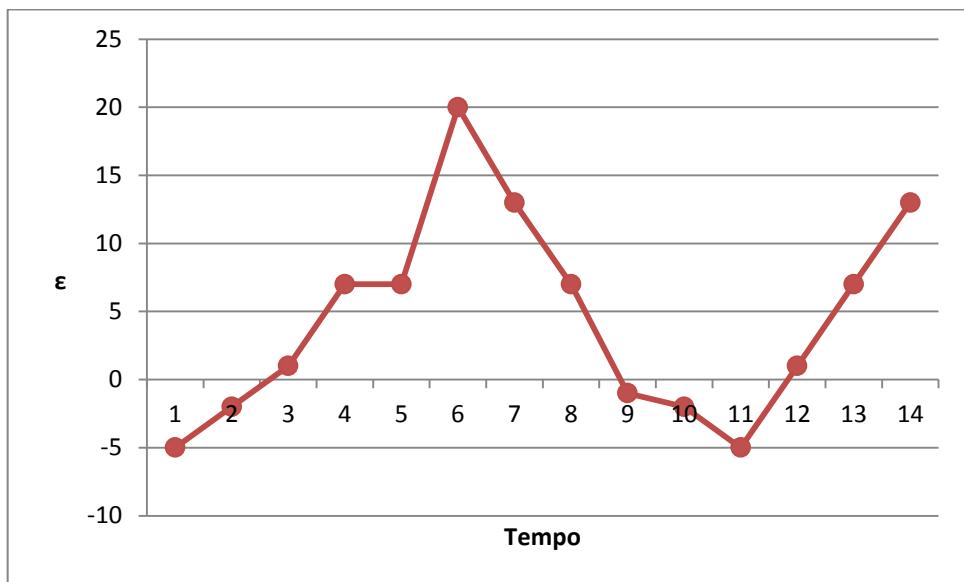


Figura 13    Modelo de Gráfico de Resíduos contra tempo indicando a presença de autocorrelação[19]

Um dos procedimentos é o teste de Durbin-Watson. Este teste considera em ajustar o modelo de regressão  $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \dots + \beta_n x_n$  pelo método de mínimos quadrados, e após calcular os resíduos associados ao modelo ajustado.

Para testar a presença de autocorrelação positiva ou negativa, deve-se calcular a estatística de Durbiw-Watson, conforme Equação 6 e obter os valores críticos  $D_{\alpha,L}$  e  $D_{\alpha,U}$ . O valor et é o

t-ésimo resíduo associado ao modelo ajustado. A Tabela 9 descreve da tabela Durbin-Watson para o nível de significância  $\alpha$  de interesse ( $\alpha=0,005$  ou  $\alpha=0,001$ ).

$$D = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^n e_t^2} \quad \text{Equação 6}$$

Tabela 9      Tabela Durbiw-Watson[20]

N	Prob.	1		2		3		4		5	
		D-L	D-U								
15	0.05	1.08	1.36	0.95	1.54	0.82	1.75	0.69	1.97	0.56	2.21
	0.01	0.81	1.07	0.7	1.25	0.59	1.46	0.49	1.70	0.39	1.96
20	0.05	1.20	1.41	1.10	1.54	1.00	1.68	0.90	1.83	0.79	1.99
	0.01	0.95	1.15	0.86	1.27	0.77	1.41	0.68	1.57	0.60	1.74
25	0.05	1.29	1.45	1.21	1.55	1.12	1.66	1.04	1.77	0.95	1.89
	0.01	1.05	1.21	0.98	1.30	0.90	1.41	0.83	1.52	0.75	1.65
30	0.05	1.35	1.49	1.28	1.57	1.21	1.65	1.14	1.74	1.07	1.83
	0.01	1.13	1.26	1.07	1.34	1.01	1.42	0.94	1.51	0.88	1.61
40	0.05	1.44	1.54	1.39	1.60	1.34	1.66	1.39	1.72	1.23	1.79
	0.01	1.25	1.34	1.20	1.40	1.15	1.46	1.10	1.52	1.05	1.58
50	0.05	1.50	1.59	1.46	1.63	1.42	1.67	1.38	1.72	1.34	1.77
	0.01	1.32	1.40	1.28	1.45	1.24	1.49	1.20	1.54	1.16	1.59
60	0.05	1.55	1.62	1.51	1.65	1.48	1.69	1.44	1.73	1.41	1.77
	0.01	1.38	1.45	1.35	1.48	1.32	1.52	1.28	1.56	1.25	1.60
80	0.05	1.61	1.66	1.59	1.69	1.56	1.72	1.53	1.74	1.51	1.77
	0.01	1.47	1.52	1.44	1.54	1.42	1.57	1.39	1.60	1.36	1.62
100	0.05	1.65	1.69	1.63	1.72	1.61	1.74	1.59	1.76	1.57	1.78
	0.01	1.52	1.56	1.50	1.58	1.48	1.60	1.46	1.63	1.44	1.65

A regra de decisão para o teste de  $H_0: \rho=0$  contra  $H_1: \rho>0$  é:

- Se  $D > D_{\alpha,U}$ , não rejeita  $H_0$ .
- Se  $D < D_{\alpha,L}$ , rejeita  $H_0$ .
- Se  $D_{\alpha,L} \leq D \leq D_{\alpha,U}$ , o teste não é conclusivo.

Quando o teste não é conclusivo é usual coletar mais dados para que seja possível estabelecer uma conclusão.

Para detectar a presença de autocorrelação negativa ( $\rho<0$ ), as hipóteses consideradas no teste de Durbin-Watson são:

- $D' = 4 - D$

Quando o teste de Durbin-Watson indicar a presença de autocorrelação, há duas abordagens gerais para lidar com o problema. Se a autocorrelação estiver presente devido à omissão de uma variável regressora e se esta variável puder ser identificada e incluída no modelo, a autocorrelação provavelmente será eliminada. No entanto, se o problema (da autocorrelação) não puder ser resolvido por meio da inclusão de novas variáveis, então deve ser adotado outro tipo de modelo, o qual incorpora a estrutura de autocorrelação.

## 2.6 Aços microligados

Aços microligados possuem um aumento das propriedades mecânicas produzidas pela formação de finos precipitados, pelo refinamento de grão ou pela combinação desses efeitos. Para compreendermos tais efeitos é necessário entendermos a formação, controle e dissolução dos carbетos e nitretos, em aços microligados.

A obtenção de grãos ferríticos muito finos no produto final é originada pelos grãos austeníticos refinados presentes na estrutura. O fino grão austenítico necessário é obtido por partículas que irão precipitar a temperatura “sub-solvus”. Para a produção das partículas que são responsáveis pela dispersão da tensão no material, e consequentemente um aumento nas propriedades mecânicas, são necessário partículas de 3 – 5 nm de diâmetro, sendo que estes sejam precipitados recém formados, tanto na interface das partículas precipitadas como após transformação. A produção desses precipitados, o que implica nos carbетos e nitretos estarem dissolvidos na austenita e nenhum destes precipitados não dissolvidos, irá sofrer um rápido crescimento em elevada temperaturas onde a austenita está em uma fase estável. Para obter um conhecimento metalúrgico, deve-se ter conhecimento da solubilidade e o comportamento da precipitação dos carbетos e nitretos microligados.

Na Figura 14 podemos ver a solubilidade dos produtos dos carbетos e nitretos microligados. Podemos ver a grande estabilidade dos nitretos frente aos carbетos e também podemos observar uma baixa solubilidade do TiN na austenita e uma alta solubilidade do VC na mesma. A solubilidade dos carbетos e nitretos na ferrita é mais baixa do que na austenita na temperatura da faixa da ferrita.

A diferença absoluta entre um carbeto microligado e um nitreto microligado depende do elemento microligante. Grandes diferenças são observadas entre o carbeto de vanádio e o

nitreto de vanádio, bem como o carbeto de titânio e nitreto de titânio. Essa observação não se verifica para o carbeto de nióbio e o nitreto de nióbio, onde são menores. Embora o nitreto de alumínio mostra-se uma solubilidade similar ao nitreto de nióbio, o carbeto de alumínio nunca foi reportado nos aços, indicando que o carbeto de alumínio é mais solúvel no aço do que outros carbetos microligantes.

O nitreto de titânio é notoriamente mais estável do que outros carbetos e nitretos. Por outro lado o carbeto de vanádio é mais solúvel do que outro carbeto ou nitreto microligado.

A solubilidade individual dos carbetos e nitretos nos oferece uma clara direção para a seleção do específico microligante a ser adicionado e consequentemente a aplicação específica. Por exemplo, o uso de vanádio em aços normalizados, com alto carbono, é uma consequência direta da alta solubilidade do carbeto de vanádio. O uso do titânio como refinador de grão em altas temperaturas é devido a alta estabilidade do nitreto de titânio na austenita [22].

#### 2.6.1 Aços Microligados ao Boro e Titânio

Aços microligados ao Titânio e Boro, com Nitrogênio presente em liga, utilizam o mesmo para combinar-se quimicamente gerando nitreto de Titânio (TiN) para proteger o Boro [23]. Na tabela 10 está a composição química de três aços onde variou-se a faixa do elemento Boro, gerando dessa forma, o aço Base, aço ao Boro somente e o aço ao Titânio e Boro. Dessa forma podemos também avaliar o comportamento e a influência de tais elementos nas seguintes microestruturas.

Na figura 15, podemos ver as microestruturas das ligas base e ao Boro. A figura 15 (a) contém ferrita poligonal primária e grãos contendo pequenas presenças de bainita e martensita. Na figura 15 (b) que contém Boro em sua estrutura somente, observa-se a presença de bainita superior, que contém bainita mais ferrita e cementita livre. A figura 15 (c), aços com Titânio e Boro possuem bainita inferior próxima ao contorno de grão austenítico, sendo esta mais refinada que a liga com adição de Boro somente.

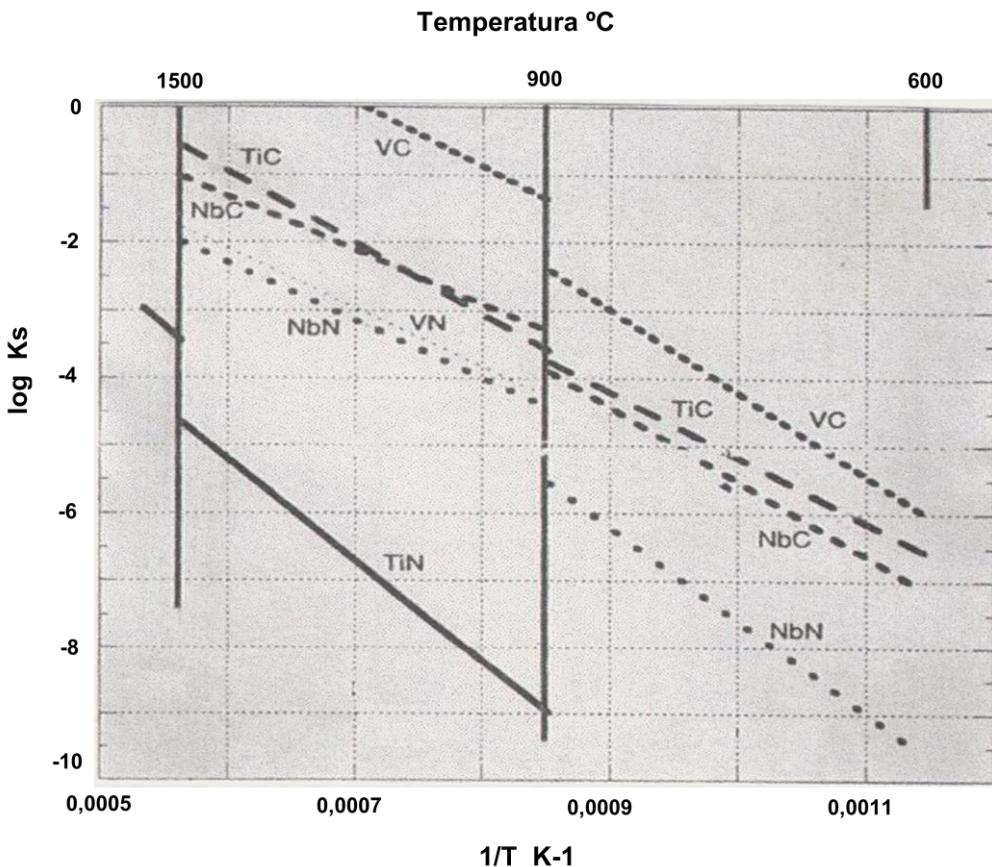


Figura 14 Solubilidade de produtos dos carbetos e nitretos em aços microligados [22]

Tabela 10 Composição Química [23]

Aço	C	Si	Mn	P	S	Ti	B	Al	N
Base	0,032	0,15	1,5	0,002	0,0005	0,02	-	0,025	0,0018
B	0,032	0,15	1,5	0,002	0,0005	0,02	0,0011	0,025	0,0018
Ti B	0,032	0,16	1,5	0,002	0,0005	0,071	0,0012	0,022	0,0024

É de conhecimento que aços microligados ao Boro retardam a recristalização da austenita durante a laminação ou forjamento (a recristalização interrompe a temperaturas de 870°C). Embora o mecanismo de retardamento da recristalização pelo Boro ainda não esteja completamente compreendido [24], uma probabilidade é o retardo da recuperação feita pela forte interação entre os átomos de Boro ligados entre os defeitos tais como discordâncias e vacâncias [25].

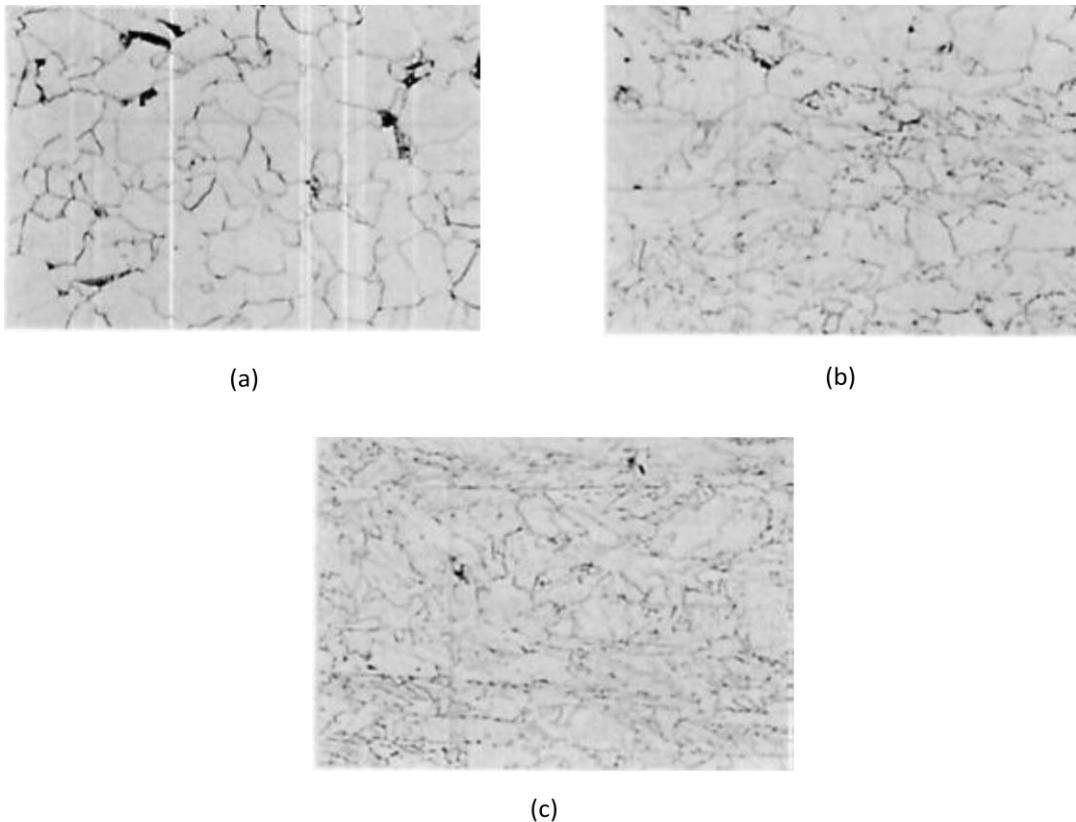


Figura 15 Microestrutura dos seguintes aços: (a) Base, (b) ao Boro e (c) Ti-B [23]. Aumento 100X

Combinando o Boro com Titânio, o processo de recristalização aumenta o final da temperatura de recristalização da austenita com maior intensidade que estes elementos (Boro e Titânio) separados. A adição de Titânio com Boro aumenta uma quantidade de Boro soluto, dessa forma a temperatura final de recristalização da austenita em aços Ti-B é mais vantajoso para o refinamento da austenita para processos de laminação e forjamento.

Na figura 16, podemos ver que a adição de Boro em aços base provoca uma diminuição na transformação de temperatura em torno de 40 °C. A adição de Titânio somente em aços base baixa a temperatura de austenitização em 20°C somente, embora o refino de grão da estrutura austenítica tenha uma grande medida. Isto é o resultado do aumento da temperabilidade devido ao titânio se dissolverem durante o reaquecimento [26][27].

A adição de Boro e Titânio reduz ainda mais a temperatura de transformação da austenita, tendo como diferença 150 °C mais baixa se comparado com o aço Base. Dessa forma, para aços ao Ti-B, a transformação da estrutura bainítica ocorre, formando ferrita poligonal nos contornos de grão austenítico.

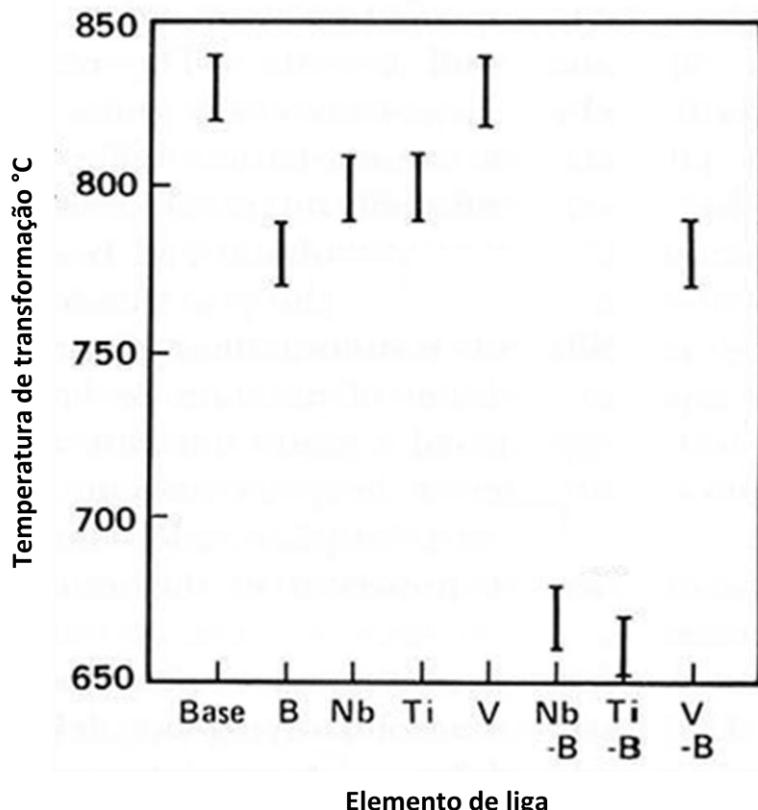


Figura 16 Transformação de fase austenítica para ferrita para demais adições de ligas.[25]

Podemos ver na Figura 17, pelo Método FTE, a distribuição do Boro para aço base, aço ao Boro e aço ao Ti-B. Percebe-se uma elongação para o aço Ti-B, diferente do aço ao Boro somente, que é mais leve. Aços ao Boro possuem aglomerações formadas, como precipitados. Os precipitados são formados pela composição Fe<sub>23</sub>(CB)<sub>6</sub>, visualizados através do microscópio de transmissão, conforme Figura 18. Os aglomerados de Boro, determinado pelos ferro-borocarbonetos Fe<sub>23</sub>(CB)<sub>6</sub> é caracterizado pela formação nos contornos de grão. É conhecido que no processo de beneficiamento dos aços, o precipitado grosso de Fe<sub>23</sub>(CB)<sub>6</sub> decresce a quantidade de Boro e retarda a transformação austenita ferrita [28][29]. Por outro lado o Fe<sub>23</sub>(CB)<sub>6</sub> não é observado em aços Nb-B e Ti-B. Dessa forma, o carbeto microligado formado com Titânio em aços baixo carbono ao Boro supre a precipitação do Fe<sub>23</sub>(CB)<sub>6</sub>, manifestando o efeito do Boro tanto na temperabilidade, com o aumento da mesma e na transformação austenita ferrita.

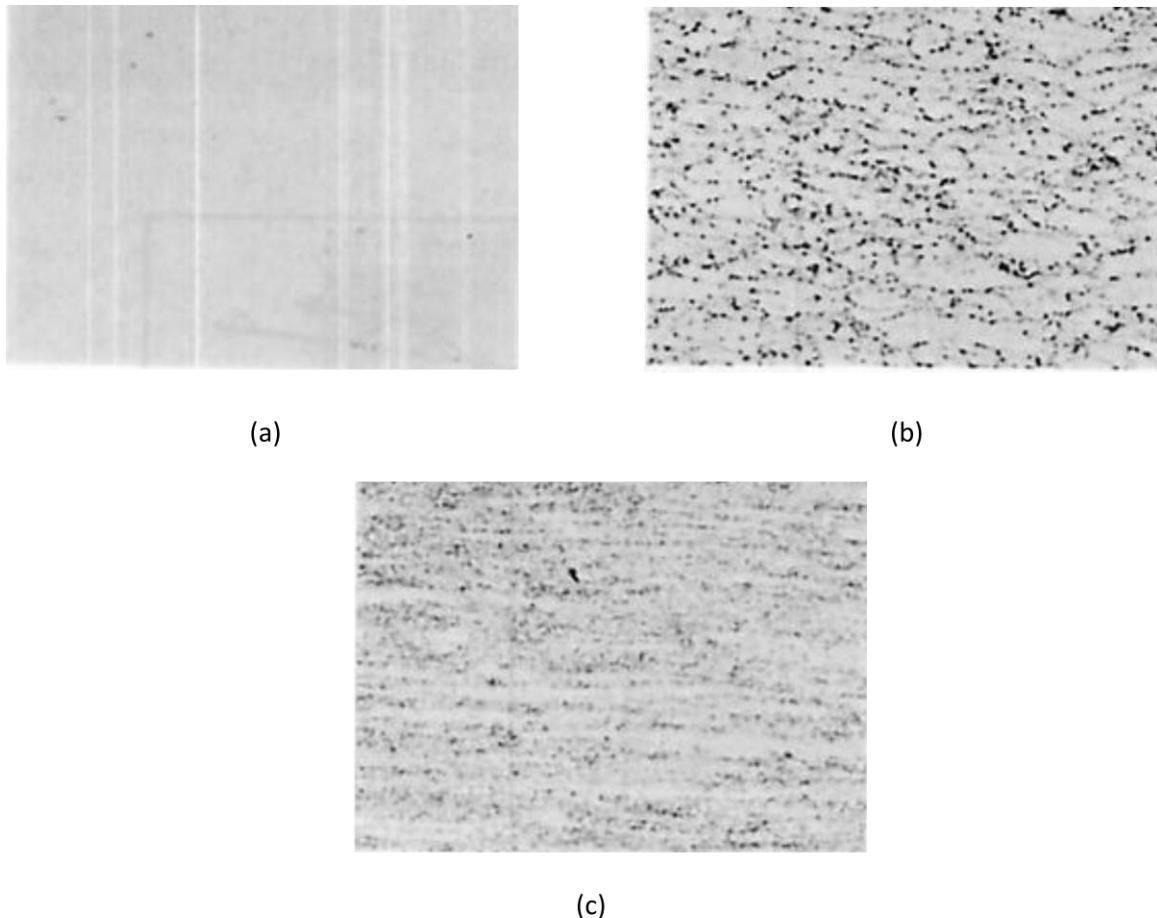


Figura 17 (a) Aço Base, (b) Aço ao Boro e (c) Aço ao Ti-B [23]. Aumento 100X.

A adição de Boro ou Titânio no aço retarda a recristalização da austenita durante o processo de conformação, se comprado com o mesmo aço sem tais elementos. A combinação do Boro e Titânio, entretanto elevada temperatura mínima de recristalização mais do que tais elementos separados (Boro e Titânio). A fração ótima de Boro de pende da quantidade segregada na estrutura apos a transformação da austenita. Nesses aços o Nitrogênio combina-se com o Titânio, dessa forma o boro pode ser preservado em solução após o reaquecimento da conformação. O resultado é um aumento na fração bainítica da estrutura do material.

Os precipitados de Fe<sub>23</sub>(CB)<sub>6</sub> são observados em aços ao Boro pelo Método FTE. Aços Ti-B inibem a precipitação do Fe<sub>23</sub>(CB)<sub>6</sub>, protegendo o Boro e assim retardar a transformação austenita ferrita, como já mencionado [23] Nesses aços, o Boro ocupa a estrutura de defeitos na rede cristalina como deformação em bandas, introduzida pela conformação até a não recristalização do grão austenítico. Dessa forma o Boro possui uma forte ação, suprimindo a transformação austenita ferrita do aço.

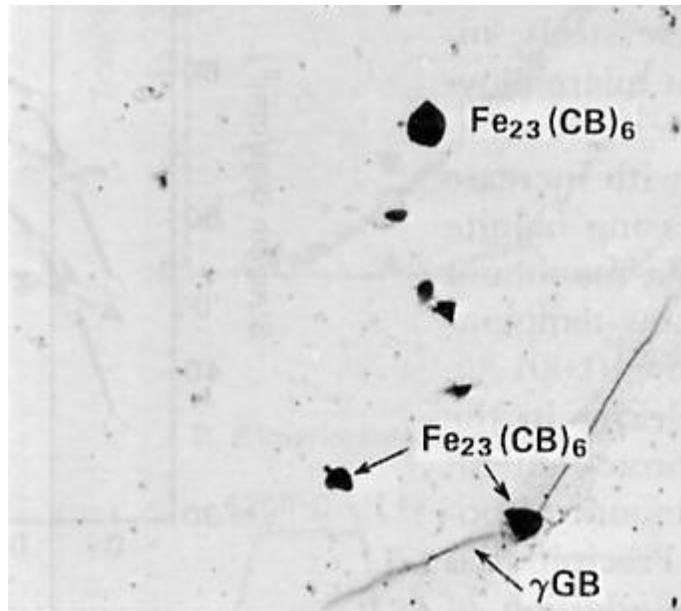


Figura 18 Micrografia por transmissão de elétrons de precipitados em aço ao Boro [23]

A supressão dessa transformação estabiliza a austenita, diminuindo a taxa de difusão do carbono pelo Titânio, e com isso, supre o efeito Boro resultante da inibição do precipitado de  $\text{Fe}_{23}(\text{CB})_6$ .

#### 2.6.2 Aços Microligados ao Nióbio

Aços com pequenas adições de Nióbio tendem a evitar um crescimento do grão austenítico em elevadas temperaturas. A análise está baseada no equilíbrio termodinâmico e na formação do precipitado carbeto de Nióbio. Segundo o trabalho de Davison et al [30] como qual mostra o máximo do efeito do retardamento do crescimento do grão austenítico no processo de cementação, para aços baixo carbono (SAE 8620) com adições de Ti em liga. Para, aços modificados ao Ti, podemos assumir as seguintes condições:

1. O Ti adicionado estequiométricamente ao SAE 8620 irá formar com o nitrogênio nitretos de Titânio.
2. Em aços SAE 8620 modificados ao Ti, a adição de Nióbio irá precipitar NbC.

Na Figura 19 (a) podemos observar o equilíbrio via modelamento computacional para faixas de nióbio presentes em várias faixas de temperaturas. Podemos ver através de métodos computacionais [31] a temperatura de dissolução do Nióbio, para aços com 0,2% de carbono. Para valores de nióbio na ordem de 0,02%, a temperatura de dissolução está em torno de

1100°C. Para valores com 0,13% de Nióbio conseguimos um ganho de temperatura em torno de 100°C. Podemos observar também na Figura 19 (b) a formação do carbeto de Nióbio e suas respectivas concentrações com as respectivas temperaturas de cementação. Podemos perceber a estabilidade do precipitado (NbC) para com o aumento da concentração do nióbio.

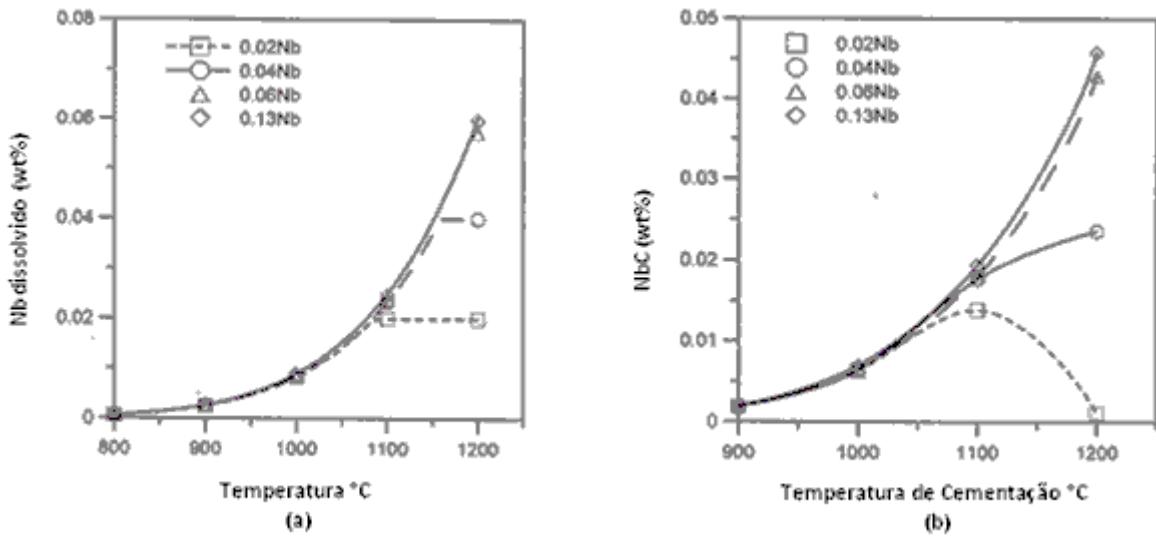


Figura 19 (a) Equilíbrio computacional entre o elemento nióbio versus temperatura para aços com 0,2% de carbono. (b) Calculo entre os precipitados de NbC durante a cementação.[31]

Na Figura 20 podemos ver o tamanho de grão austenítico do aço com diferentes quantidades de nióbio para uma temperatura de austenitização. Pode-se verificar a influência do ancoramento dos grãos austeníticos a medida que aumentamos a concentração de nióbio no aço analisado. Podemos perceber na composição química sem Nióbio (a) que houve a formação de grão duplex, resultante do crescimento anormal de grão. O mesmo não foi visualizado com o aumento da concentração de Nióbio (b) 0,02%Nb e (c) 0,1%Nb respectivamente [31].

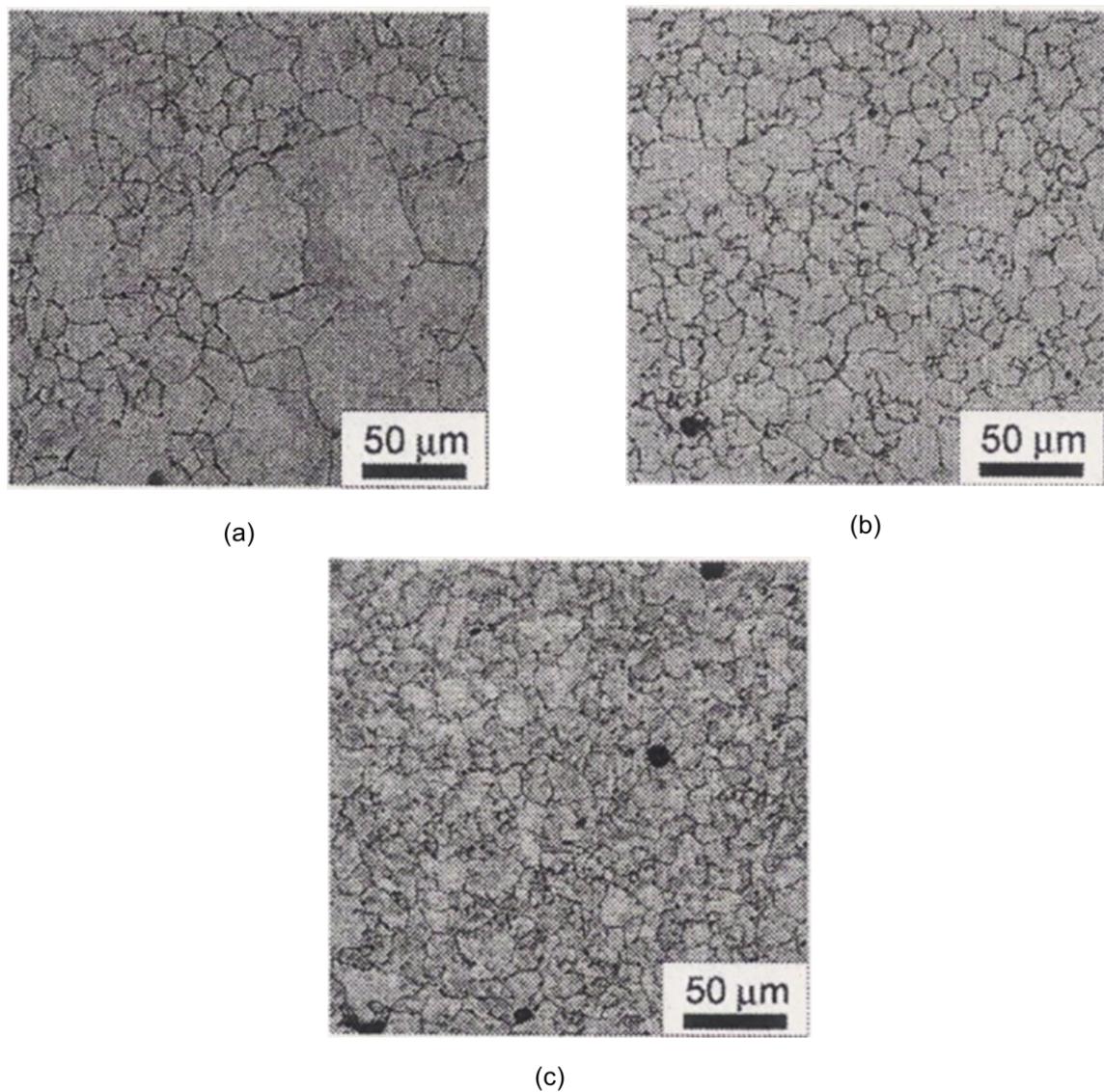


Figura 20 Tamanho de grão austenítico após a cementação a 950°C por 90 min. (a) sem adição de nióbio. (b) 0,02% de Nióbio. (c) 0,1% de nióbio [31].

### 3.0 MATERIAS E MÉTODOS

Neste capítulo serão descritos os materiais e a metodologia utilizada na parte prática deste trabalho.

#### 3.1 Preparação do ensaio de temperabilidade Jominy Prático

Utilizamos, para a determinação do ensaio prático de temperabilidade Jominy, amostra de um tarugo retirado em Aciaria. A Figura 21 descreve as etapas de confecção do corpo de prova para ensaio de temperabilidade, onde a amostra é enviada para Forjaria e após o forjamento da mesma (que consiste em reduzir amostras de tarugos de 240 X 240 mm ou 155 X 155 mm) até diâmetros redondos de 30 mm aproximadamente. Após as amostras são normalizadas, usinadas, temperadas para por fim realizar o ensaio de medição de dureza, obtendo-se assim a curva de temperabilidade.

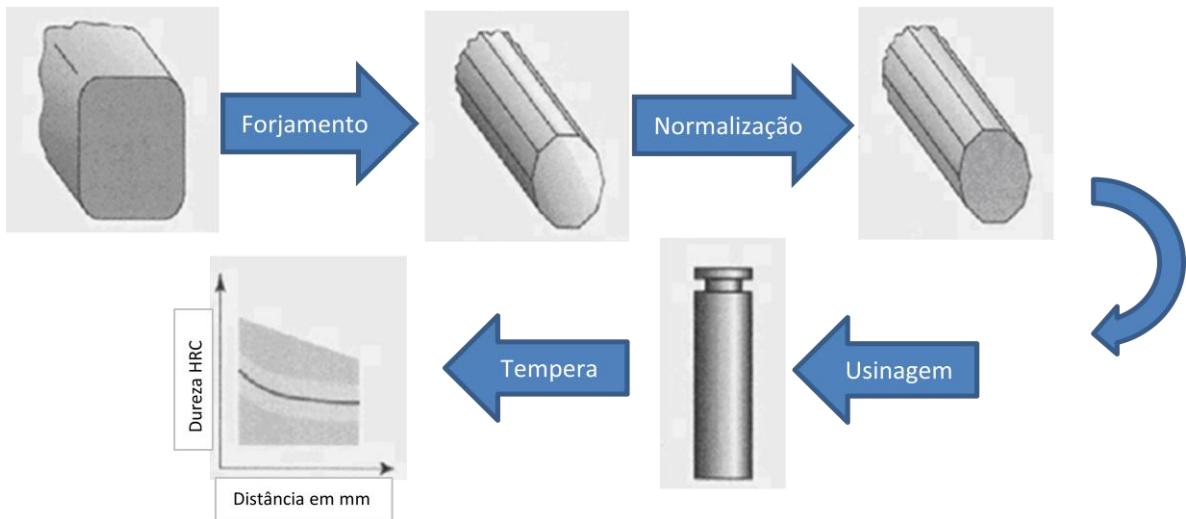


Figura 21 Etapas do ensaio prático de temperabilidade Jominy [6]

Para aços em que não possuímos histórico de resultados de temperabilidade, a produção do mesmo torna-se complexa para com a assertividade da faixa de composição química. Em alguns casos, a não assertividade pode comprometer em descartar uma corrida em Aciaria.

O estudo em questão levou em consideração a determinação da temperabilidade Jominy para a composição química dos aços DIN 20MnCr5 Mod. com Enxofre e Nióbio, comparando o modelo teórico com o mesmo DIN 20MnCr5 Mod., porém com valores residuais de Enxofre e Nióbio e por fim comprando também o modelo do aço DIN38B3. Através dos resultados jominy e composição química levantados geram-se um modelamento teórico para cada ponto de temperabilidade. Dessa forma conseguimos por regressão linear múltipla avaliar a influência e o peso de cada elemento químico para cada ponto de temperabilidade, em especial para o elemento Boro, bem como avaliar e estudar os mecanismos da metalurgia física atuantes em cada ponto. Cabe ressaltar que as variáveis do tamanho de grão austenítico e segregação de carbono e enxofre não foram variáveis consideradas para a geração das equações teóricas por regressão linear deste presente trabalho. Na Figura 22 podemos ver as etapas para a montagem das equações por regressão linear que estaremos utilizando para obter os resultados teóricos de temperabilidade.

### 3.2 Levantamento das corridas para os aços DIN 20MnCr5 Mod. e DIN 38B3

Para o desenvolvimento deste trabalho, utilizou-se os resultados de jominy prático do aço DIN 20MnCr5 Mod. com faixa de Enxofre e Nióbio. Este aço é amplamente utilizado para aplicação de engrenagens de caixas de câmbio forjadas a quente. Os resultados de composição química e dureza foram obtidos do bando de dados do SAP/R3 da Gerdau, unidade Charqueadas.

Esta liga de aço apresenta em sua composição química o elemento Boro, daí o motivo da mesma ser modificada. O Nióbio não possui faixa especificada, assim como o Molibdênio. Os mesmos devem ter os valores reportados somente. Para o nióbio estávamos utilizando internamente a faixa de 0,020 – 0,030%. Podemos ver na Tabela 11 a faixa de composição química solicitada em norma.

Foram utilizadas duzentas e dez corridas para a geração das equações por regressão linear múltipla, levando em consideração os seguintes elementos a serem analisados: Carbono, Silício, Manganês, Fósforo, Enxofre, Cromo, Níquel, Molibdênio, Alumínio, Cobre, Boro, Titânio, Nióbio e Nitrogênio. Com o quadrado dos quatorze elementos é possível trabalhar com cento e noventa e seis corridas mínimas [18]. Depois de gerada a matriz de elementos e pontos jominy, utilizamos o programa Statgraphis Plus para a geração das equações. As

corridas utilizadas para a geração das equações por regressão linear múltipla, bem como as equações geradas estão contempladas nos anexos.

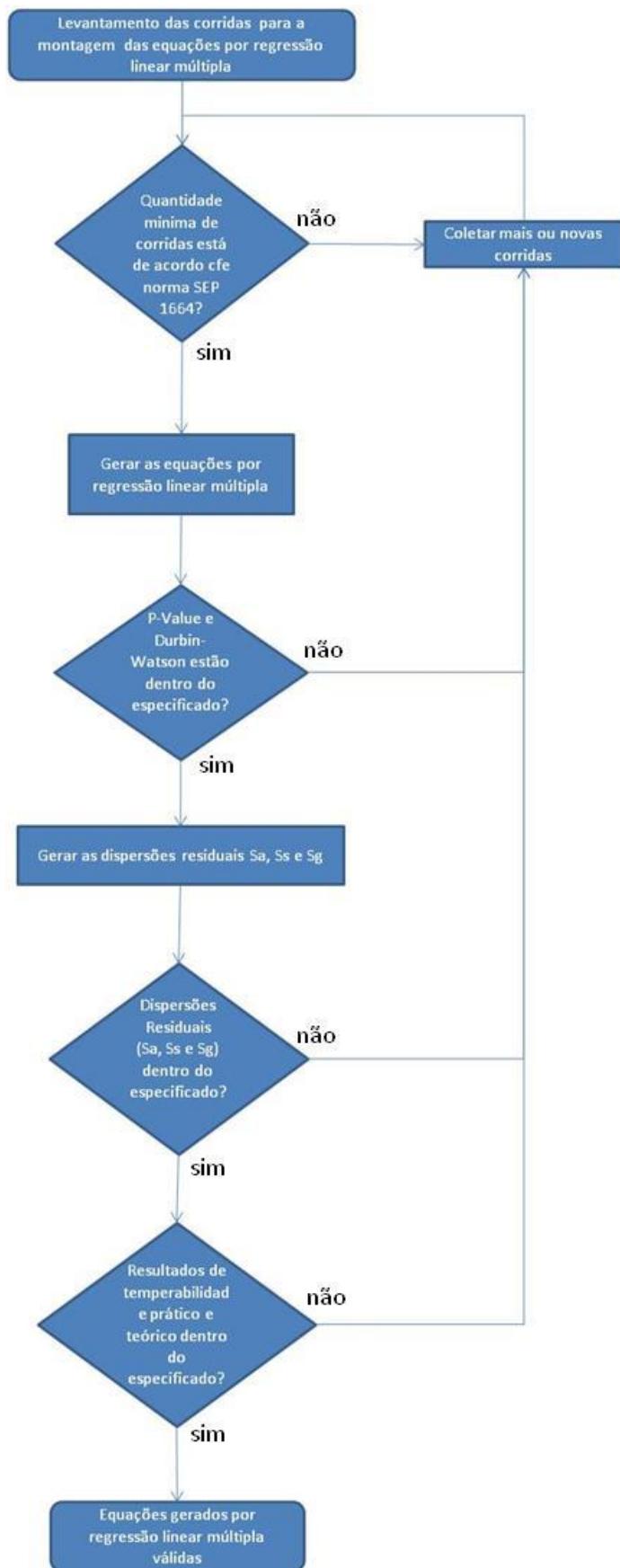


Figura 22 Fluxograma das etapas para montagem do Jominy teórico [15]

Tabela 11 Composição química do aço DIN 20 MnCr5 Mod. [32]

C = 0,15 - 0,20%	P = max. 0,025%	Ni = max. 0,30%	Al = 0,02 - 0,05%	Ca = max. 0,003%
Si = max. 0,30%	S = 0,020 - 0,035%	B = 0,001 - 0,003%	N = min. 0,0090%	Sb = max. 0,005%
Mn = 1,10 - 1,40%	Cr = 1,00 - 1,30%	Cu = max. 0,30%	Ti = max. 0,005%	O = max. 0,0025%

Para uma melhor visualização da formatação das corridas, a Tabela 12 está contemplando as 20 primeiras corridas, com as respectivas composições químicas. Na Tabela 13 estão os 20 primeiros resultados de Jominy que foram utilizadas para gerar o modelo de regressão linear múltipla. As demais corridas envolvidas para a geração das equações estão contempladas no Capítulo 7, Tabela 48 onde pode-se observar todas as composições químicas utilizadas. A Tabela 49 pode ver também os respectivos resultados de temperabilidade para a geração das equações.

Tabela 12 Matriz com as composições químicas analisadas do aço DIN 20MnCr5 Mod.

C	Si	Mn	P	S	Cr	Ni	Mo	Ti	Al	Cu	Nb	B	N2
0,16	0,25	1,13	0,013	0,028	1,23	0,23	0,08	0,002	0,024	0,16	0,024	0,0023	0,0109
0,16	0,24	1,16	0,015	0,023	1,23	0,23	0,06	0,002	0,025	0,15	0,023	0,0025	0,012
0,151	0,23	1,18	0,013	0,022	1,22	0,228	0,068	0,002	0,03	0,17	0,024	0,0022	0,0123
0,15	0,271	1,18	0,018	0,021	1,224	0,23	0,075	0,002	0,025	0,174	0,02	0,0024	0,0108
0,16	0,24	1,17	0,012	0,026	1,23	0,23	0,07	0,002	0,027	0,17	0,025	0,0021	0,0107
0,16	0,26	1,16	0,014	0,024	1,24	0,22	0,07	0,002	0,025	0,18	0,026	0,0022	0,012
0,15	0,23	1,12	0,015	0,022	1,22	0,23	0,06	0,002	0,026	0,19	0,025	0,0022	0,013
0,17	0,26	1,18	0,014	0,026	1,26	0,23	0,08	0,003	0,025	0,17	0,026	0,0025	0,0106
0,15	0,23	1,16	0,014	0,028	1,23	0,24	0,07	0,002	0,025	0,22	0,02	0,0025	0,0107
0,16	0,26	1,15	0,014	0,025	1,23	0,24	0,07	0,003	0,027	0,21	0,026	0,0024	0,0101
0,16	0,24	1,15	0,016	0,029	1,21	0,24	0,07	0,003	0,026	0,21	0,028	0,0025	0,0106
0,16	0,21	1,16	0,017	0,022	1,24	0,24	0,07	0,002	0,028	0,2	0,025	0,0023	0,012
0,15	0,23	1,15	0,016	0,023	1,22	0,23	0,06	0,002	0,028	0,18	0,023	0,0024	0,0119
0,16	0,21	1,17	0,025	0,021	1,23	0,22	0,06	0,001	0,023	0,17	0,023	0,0022	0,0139
0,16	0,23	1,16	0,019	0,024	1,24	0,22	0,07	0,002	0,021	0,18	0,028	0,0023	0,0134
0,16	0,2	1,17	0,018	0,024	1,21	0,23	0,06	0,002	0,025	0,18	0,024	0,0024	0,0129
0,16	0,23	1,19	0,019	0,027	1,23	0,22	0,07	0,003	0,025	0,21	0,025	0,0018	0,0105
0,16	0,21	1,14	0,021	0,022	1,23	0,23	0,07	0,002	0,025	0,18	0,029	0,002	0,011
0,16	0,21	1,14	0,019	0,023	1,22	0,24	0,06	0,002	0,02	0,2	0,029	0,0019	0,0129
0,16	0,26	1,17	0,018	0,025	1,23	0,23	0,07	0,002	0,022	0,2	0,028	0,0021	0,0114

O levantamento de corridas para a geração de equações foi o mesmo para o aço DIN 20MnCr5 Mod. retirando a faixa de Enxofre e Nióbio. Essa alteração na composição química foi realizada com a concordância do Cliente. A alteração foi devido aos problemas encontrados na ductilidade e quente do material e como consequência um aumento nos defeitos superficiais. Na Figura 23 podemos observar que para valores acima de 1100°C ocorre uma considerável redução de área para aços com Nióbio. A queda da ductilidade, devido à redução observada, provoca um aumento na geração dos defeitos citados.

Tabela 13 Matriz com os pontos Jominy analisados do aço DIN 20MnCr5 Mod

J1,5mm	J3,0mm	J5,0mm	J7,0mm	J9,0mm	J10,0mm	J11,0mm	J13,0mm	J15,0mm	J20,0mm	J25,0mm	J30,0mm	J35,0mm	J40,0mm	J45,0mm	J50,0mm
44	44	42	40	37	36	35	33	32	30	29	28	27	27	26	25
44	44	42	39	37	36	35	33	32	31	30	28	28	27	26	26
43	42	41	39	36	35	34	32	31	29	28	27	26	25	25	24
45	45	42	38	36	35	34	32	31	30	29	28	28	27	26	26
44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
44	42	41	38	37	36	35	33	33	30	28	28	27	25	24	24
43	42	42	39	36	36	34	33	32	30	28	28	27	26	25	25
43	42	41	39	36	35	34	32	31	29	28	27	26	25	25	24
44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
43	42	41	39	36	35	34	32	31	29	28	27	26	25	25	24
44	44	42	38	35	35	34	32	31	29	28	28	27	26	25	25
43	43,2	41,3	37,3	36,5	35,3	34,4	32,7	29,6	28,4	27,4	26,5	25	25	24	24
44	44	43	40	37	36	35	33	32	30	29	28	28	27	26	25
44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25

O Nióbio não possui faixa especificada, assim como o Molibdênio. Os mesmos devem ter os valores reportados somente, dessa forma o Nióbio não foi mais adicionado neste aço. Na Tabela 14 podemos observar a alteração nas faixas de enxofre. O elemento Nióbio não está presente, pois o mesmo está com valores residuais somente.

O método para a geração das equações por regressão linear foi à mesma citada anteriormente, ou seja, utilizamos duzentas e dez corridas para a geração das equações por regressão linear múltipla, levando em consideração os seguintes elementos a serem analisados: Carbono, Silício, Manganês, Fósforo, Enxofre, Cromo, Níquel, Molibdênio, Alumínio, Cobre, Boro, Titânio, Nióbio e Nitrogênio. Com o quadrado dos quatorze elementos é possível trabalhar com cento e noventa e seis corridas mínimas [18]. Depois de gerada a matriz de elementos e pontos jominy, utilizamos o programa Statgraphis Plus para a geração das equações. As corridas utilizadas para a geração das equações por regressão linear múltipla, bem como as equações geradas estão contempladas nos anexos.

Tabela 14 Composição química do aço DIN 20 MnCr5 Mod. sem Enxofre e Nióbio [33]

C = 0,15 - 0,20%	P = max. 0,025%	Ni = max. 0,30%	Al = 0,02 - 0,05%	Ca = max. 0,003%
Si = max. 0,30%	S = 0,005 - 0,015%	B = 0,001 - 0,003%	N = min. 0,0090%	Sb = max. 0,005%
Mn = 1,10 - 1,40%	Cr = 1,00 - 1,30%	Cu = max. 0,30%	Ti = max. 0,005%	O = max. 0,0025%

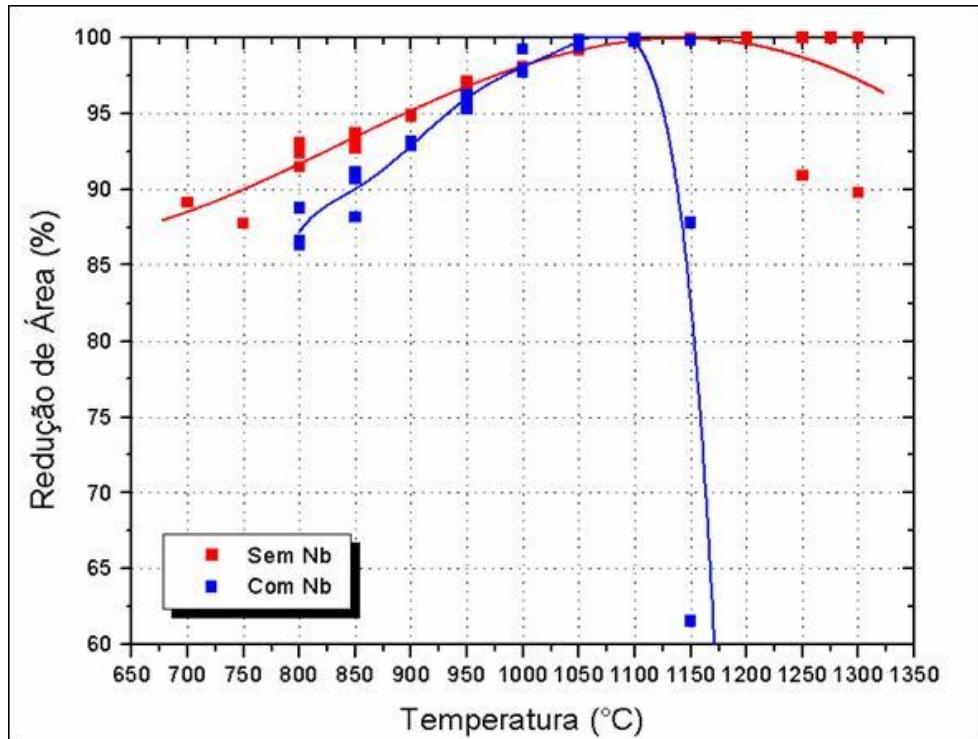


Figura 23 Curvas de ductilidade a quente para corridas com e sem Nb para o aço DIN 20MnCr5 Mod. Curva de ductilidade a quente realizada via Gleeble [8].

Da mesma forma, contemplamos somente as 20 primeiras corridas, com as respectivas composições químicas, conforme Tabela 15 e os respectivos resultados de dureza, conforme Tabela 16. No Capítulo 7, Tabela 50 pode-se visualizar todas as composições químicas utilizadas para a geração das equações, bem como as respectivas durezas, conforme visto na Tabela 51.

Tabela 15 Matriz com as composições químicas analisadas do aço DIN 20MnCr5 Mod.

C	Si	Mn	P	S	Cr	Ni	Mo	Ti	Al	Cu	Nb	B	N2
0,16	0,29	1,21	0,013	0,01	1,26	0,24	0,04	0,002	0,021	0,17	0,004	0,0018	0,0118
0,18	0,27	1,18	0,016	0,011	1,23	0,24	0,07	0,002	0,023	0,1	0,004	0,0021	0,0096
0,18	0,28	1,17	0,012	0,007	1,23	0,23	0,07	0,002	0,025	0,1	0,004	0,0025	0,0178
0,18	0,26	1,19	0,019	0,009	1,23	0,22	0,07	0,0024	0,024	0,08	0,004	0,0013	0,0124
0,16	0,25	1,23	0,017	0,01	1,25	0,22	0,07	0,002	0,028	0,09	0,004	0,0024	0,0131
0,18	0,23	1,16	0,015	0,013	1,21	0,25	0,07	0,002	0,031	0,08	0,004	0,0018	0,0153
0,17	0,26	1,17	0,02	0,013	1,22	0,22	0,07	0,004	0,028	0,1	0,003	0,0017	0,0118
0,17	0,26	1,17	0,015	0,011	1,23	0,23	0,07	0,002	0,027	0,11	0,003	0,0023	0,0124
0,18	0,27	1,18	0,019	0,01	1,23	0,22	0,07	0,003	0,024	0,1	0,004	0,0018	0,0112
0,17	0,26	1,17	0,018	0,009	1,24	0,23	0,06	0,002	0,023	0,11	0,004	0,0019	0,0124
0,16	0,26	1,15	0,015	0,009	1,23	0,23	0,07	0,002	0,029	0,1	0,003	0,0023	0,0109
0,16	0,26	1,15	0,014	0,011	1,23	0,23	0,07	0,002	0,027	0,11	0,004	0,0023	0,0113
0,16	0,26	1,14	0,015	0,008	1,22	0,24	0,07	0,003	0,024	0,11	0,004	0,0022	0,0119
0,16	0,25	1,15	0,014	0,011	1,22	0,23	0,07	0,002	0,028	0,11	0,004	0,0023	0,0103
0,17	0,26	1,19	0,019	0,011	1,24	0,24	0,07	0,002	0,025	0,12	0,003	0,0024	0,0132
0,18	0,25	1,2	0,02	0,008	1,25	0,24	0,07	0,002	0,02	0,12	0,003	0,0023	0,0132
0,17	0,25	1,18	0,019	0,012	1,22	0,24	0,07	0,002	0,02	0,12	0,003	0,002	0,0131
0,18	0,26	1,2	0,022	0,014	1,23	0,23	0,07	0,002	0,024	0,12	0,003	0,0017	0,0138
0,17	0,26	1,19	0,02	0,01	1,24	0,23	0,07	0,002	0,026	0,11	0,004	0,0015	0,0123
0,17	0,24	1,16	0,022	0,011	1,24	0,24	0,07	0,002	0,025	0,1	0,004	0,0023	0,0129

Tabela 16 Matriz com os pontos Jominy analisados do aço DIN 20MnCr5 Mod.

J5,0mm	J10,0mm	J25,0mm	J50,0mm
41	35	27	22
43	39	31	26
43	37	30	26,5
43	35	29	24
42	36	28	25
42	36	28	25
42,4	36	28,4	24
43	37,5	28,4	24
42	36	28	25
42	35	27	25
42	38	29	26
43	37	29	26
43	37	30	25
43	37	30	26
43	36	28	26
42	36	27	26
43	37	30	25
42	37	30	26
43	38	30	27
41,6	35,6	28,6	22,8

Da mesma forma que realizou-se o levantamento de corridas para o aço DIN 20MnCr5 Mod. descritas acima, utilizamos agora o aço DIN 38B3, que também é utilizado para aplicação de eixos forjados a quente. Utilizou-se como descrito acima o mesmo método de análise com os resultados de Jominy prático do aço supracitado.

Este aço apresenta em sua composição química o elemento Boro também, daí o motivo da comparação do mesmo com o DIN 20MnCr5 Mod. Conforme Tabela 17, segue a faixa de composição química:

Tabela 17 Composição química do aço DIN 38B3 [34]

C = 0,36 – 0,39%	P = max. 0,035%	Ti = 0,030 – 0,060%	N = max. 0,012%
Si = 0,10 – 0,40%	S = 0,010 – 0,025%	B = 0,0008 – 0,005%	
Mn = 0,70 – 1,10%	Al = 0,02 – 0,06%	Cu = max. 0,25%	

Foram utilizadas cento e sessenta corridas para a geração das equações por regressão linear múltipla, levando em consideração os seguintes elementos a serem analisados: Carbono, Silício, Manganês, Fósforo, Enxofre, Cromo, Níquel, Molibdênio, Alumínio, Cobre, Boro, Titânio e Nitrogênio. Com o quadrado dos treze elementos é possível trabalhar com cento e sessenta e nove corridas mínimas [18]. Depois de gerada a matriz de elementos e pontos jominy, utilizou-se o programa Statgraphis Plus para a geração das equações.

A Tabela 18 mostra 20 corridas com as respectivas composições químicas e a Tabela 19 mostra os 20 resultados de dureza que foram utilizados para a geração das equações por

regressão linear. O Capítulo 7, Tabela 52 pode-se visualizar todas as composições químicas utilizadas para a geração das equações, bem como as respectivas durezas, conforme visto na Tabela 53.

Tabela 18 Matriz com as composições químicas analisadas do aço DIN 38B3

C	Si	Mn	P	S	Cr	Ni	Mo	Ti	Al	Cu	B	N2
0,36	0,27	0,84	0,029	0,021	0,09	0,06	0,02	0,061	0,026	0,13	0,0026	0,0073
0,38	0,29	0,81	0,028	0,016	0,08	0,07	0,03	0,039	0,025	0,14	0,002	0,0083
0,39	0,25	0,8	0,018	0,019	0,06	0,06	0,014	0,058	0,02	0,1	0,0028	0,0098
0,37	0,27	0,82	0,019	0,02	0,06	0,06	0,01	0,059	0,021	0,1	0,0025	0,0083
0,37	0,27	0,84	0,018	0,021	0,05	0,05	0,01	0,06	0,022	0,09	0,0027	0,0068
0,39	0,27	0,82	0,022	0,021	0,08	0,06	0,01	0,056	0,022	0,09	0,0027	0,0066
0,39	0,28	0,8	0,019	0,024	0,07	0,06	0,01	0,057	0,024	0,08	0,0032	0,0057
0,37	0,28	0,8	0,015	0,023	0,08	0,06	0,012	0,057	0,024	0,11	0,0032	0,0077
0,39	0,27	0,82	0,021	0,022	0,1	0,06	0,01	0,06	0,024	0,1	0,0028	0,008
0,38	0,27	0,83	0,027	0,021	0,13	0,06	0,03	0,049	0,018	0,09	0,0028	0,0101
0,37	0,25	0,84	0,022	0,019	0,08	0,05	0,02	0,044	0,019	0,13	0,0028	0,0101
0,37	0,26	0,82	0,02	0,02	0,05	0,05	0,01	0,049	0,019	0,1	0,0027	0,0091
0,38	0,3	0,79	0,018	0,017	0,06	0,1	0,02	0,051	0,0225	0,12	0,0025	0,0094
0,38	0,29	0,81	0,016	0,018	0,05	0,13	0,02	0,058	0,0215	0,13	0,0025	0,0092
0,38	0,28	0,81	0,016	0,02	0,07	0,12	0,02	0,057	0,0225	0,12	0,0026	0,0091
0,38	0,26	0,83	0,021	0,017	0,07	0,07	0,02	0,054	0,021	0,12	0,003	0,0103
0,38	0,28	0,81	0,021	0,019	0,06	0,07	0,02	0,054	0,021	0,11	0,0027	0,0092
0,37	0,28	0,8	0,022	0,022	0,05	0,07	0,02	0,043	0,02	0,1	0,0026	0,0092
0,38	0,28	0,81	0,024	0,023	0,05	0,07	0,02	0,052	0,02	0,12	0,0026	0,0103
0,38	0,28	0,83	0,026	0,021	0,05	0,07	0,02	0,059	0,021	0,12	0,003	0,0098

Tabela 19 Matriz com os pontos Jominy analisados do aço DIN 38B3

J1,5mm	J3,0mm	J5,0mm	J7,0mm	J9,0mm	J11,0mm	J13,0mm	J15,0mm	J20,0mm	J25,0mm	J30,0mm
54	53	52	51	43	31	25	24	22	21	
53	51	50	47	37	28	25	23	21	20	
54	54	52	50	33	27	25	24	23	21	
54	52	52	50	34	26	23	23	21		
53	52	51	48	33	28	24	24	21		
54	53	51	50	39	26,5	24	23	21		
53	52	51	45	39	27,5	24	21			
53	52	50,5	48	33,5	26	23	22	21		
54	53	52	51	39	27	24	23			
54	52,5	52	50	42	32	26	24	23	22	20
54	53	51	50	41,5	30	25	23	22	21	20
54	53	52	48	31	26	24	23	22	20	
54	53	52,5	52	40	27	25	24	22	20	
54	53,5	52	51	39	28	24	23	22	21	
54	53	52	51	40	29	24	23	21		
53	53	51	49	35	26	23	22	21		
55	54	52	51	35	27	24	24	21	20	
54	53	52	50	32	26	24	23	22	20	
54	54	52	51	35	26	24	23	21		
54	53	52	50	37	26	23	22	20		

## 4.0 RESULTADOS

### 4.1 Geração das equações para os aços DIN 20MnCr5 Mod. e DIN 38B3

Para obtermos as equações por regressão linear múltipla dos aços DIN 20MnCr5 Mod. e DIN 38B3, utilizamos o programa Statgraphis Plus, versão 2.1. Este é um programa estatístico comercial que pode ser utilizado em qualquer computador vendido atualmente. A equação gerada torna-se válida estatisticamente, desde que o valor P-Value tenha resultados menores que 0,01. Dessa forma, existe uma significante relação estatística (99% do nível de confiança) entre as variáveis utilizadas. Os resultados de P-Value encontram-se na análise de variância do Capítulo 7, páginas 86 a 116. Para os aços analisados, não obtivemos valores P-Value superiores a 0,01, o que mostra uma confiança de 99% sobre as equações geradas.

O fator  $F_o$ , conforme apresentado no Capítulo 2, que verifica se as equações possuem efeito linear, pode ser visto nas Tabelas 20 a 22. Nelas estão contemplados os resultados do fator obtidos na geração das equações e os valores de referência, para os aços DIN 20MnCr5 Mod. com Nb e S, DIN 20MnCr5 Mod sem Nb e S e DIN 38B3 respectivamente. Quando  $F_o > F_a(v_1, v_2)$ , significa que existe uma linearidade entre as equações geradas.

Tabela 20 Fator  $F_o$  para o aço DIN 20MnCr5 Mod. com Nb e S

DIN 20MnCr5 Mod com Nb e S		
Pontos	$F_o$	$F_a(v_1, v_2)$
J1,5	25,11	2,10
J3	23,54	2,21
J5	28,38	1,94
J7	45,63	2,10
J9	34,93	1,94
J10	34,96	1,83
J11	21,90	1,83
J13	30,30	1,94
J15	20,10	1,94
J20	22,58	1,94
J25	31,13	1,94
J30	41,63	2,01
J35	34,10	2,10
J40	31,65	2,01
J45	33,67	2,10
J50	36,11	1,94

Tabela 21 Fator  $F_o$  para o aço DIN 20MnCr5 Mod. sem Nb e S

DIN 20MnCr5 Mod sem Nb e S		
Pontos	$F_o$	$F_a(v1,v2)$
J5	8,02	2,21
J10	23,05	2,01
J25	28,76	2,61
J50	45,61	2,21

Tabela 22 Fator  $F_o$  para o aço DIN 38B3

DIN38B3		
Pontos	$F_o$	$F_a(v1,v2)$
1,5	5,58	2,21
3	7,55	2,21
5	6,09	2,10
7	11,43	2,37
9	59,70	2,21
11	68,18	2,10
13	35,82	2,10
15	14,70	2,01
20	10,59	2,10

Outra análise para verificarmos a consistência dos resultados é a presença de autocorrelação nos resultados. Conforme o teste Durbin-Watson, para valores maiores que 1,4 não possuímos nenhuma autocorrelação séria entre os valores residuais, o que implicaria em tendências de resultados ao longo do tempo. Conforme valores contemplados no Capítulo 6, páginas 86 a 116, para os aços analisados (DIN 20MnCr5 Mod. e DIN 38B3) não tivemos resultados inferiores a 1,4. Nas tabelas 23 a 25, podemos ver as equações geradas por regressão linear múltipla para os aços DIN 20MnCr5 Mod. e DIN 38B3 respectivamente.

Na tabela 24, cabe ressaltar que, calculamos os pontos J5, J10, J25 e J50 mm, devido ao Cliente solicitar somente os mesmos em especificação. Isso ocorreu devido ao aumento da agilidade de liberação dos resultados. Inseriu-se no programa de medição do durômetro somente os pontos citados.

#### 4.2 Verificando as Equações

Para verificar a aplicabilidade das equações geradas por regressão linear múltipla, as corridas testadas não devem estar presentes na matriz que originou as equações. A nova população de corridas deve ter como restrição os valores limites da primeira população para os valores de composição química e de temperabilidade. Dessa forma, avalia-se com a nova

população das dispersões residuais (Sa, Ss e Sg), confrontando-as com as equações geradas. Na Tabela 26 podemos verificar as composições químicas que foram utilizadas para verificar as dispersões residuais do aço DIN 20MnCr5 Mod. com Nióbio e Enxofre. Na Tabela 27 podemos verificar os resultados de temperabilidade oriundo das composições químicas da Tabela 26.

Tabela 23 Equações obtidas por Regressão Linear Múltipla utilizando o software Statgraphis do aço DIN 20MnCr5 Mod. (com Nb e S).

Jmm	Cte	C	Si	Mn	P	S	Cr	Ni	Mo	Ti	Al	Cu	Nb	B	N2
1,5	47,9126	38,5905	12,4715			-39,3907	-9,58718		-13,8624			4,50951			
3	48,4503	57,2209	9,54325			-44,377	-11,2557		-19,3049						
5	39,3144	57,7677	8,67126				-7,47721	10,6241	-14,9494			5,84802		-308,927	-91,716
7	26,5133	78,3944								-266,34	138,013	9,00142		-494,297	-231,222
9	10,3407	89,1833					7,15145	13,6753		-308,035	147,033	9,02508		-674,959	-205,91
10	15,6886	78,9306	4,63238	3,9972				17,1904	-19,8991	-267,181	69,9107	6,29825		-481,849	-156,459
11	20,6768	81,1656	8,65145	7,88581			-8,30447	17,8018	-24,146	-279,301		4,57682		-401,944	-143,387
13	9,30123	87,5984	5,64357	7,67212				14,7068	-20,1697			5,82245		-696,297	-151,41
15	16,16547	78,1477	8,70241	6,68624				17,9871	-27,3585			5,40478		-631,035	-111,409
20	16,5462	66,3554	10,5509	6,71215			-6,43801	12,8294	-29,7421			5,81498			-105,618
25	16,9362	74,1875	6,62689	5,2703			-6,36419	11,8658	-32,8366			6,52428			-97,9241
30	7,62962	80,9577	7,18353	4,6995					-14,0046		50,6904	5,68589			-328,826
35	16,1645	85,3762	4,83624	6,41992			-7,25064		-14,5158						-88,7516
40	12,0218	80,5445	5,13859	5,19722			-6,74116	11,9941				7,0804			-86,7085
45	15,1678	75,3311	9,04335	4,54106			-7,05338		-17,5397			7,65485			
50	16,0693	86,5128	10,9547	4,89589			-9,35218		-15,6525	-246,045		8,3251			-100,779

Tabela 24 Equações obtidas por Regressão Linear Múltipla utilizando o software Statgraphis do aço DIN 20MnCr5 Mod. (sem Nb e S).

Jmm	Cte	C	Si	Mn	P	S	Cr	Ni	Mo	Ti	Al	Cu	Nb	B	N2	
1,5																
3																
5	40,2248	28,1276				-36,7721				-255,771		-4,7971			-54,9301	
7																
9																
10	24,2133	55,5186				-81,44			21,8041		214,278		-195,029	551,36	-253,846	
11																
13																
15																
20																
25	15,5703	46,8991							24,1663		162,92					
30																
35																
40																
45																
50	8,73504	49,0501				-94,3143			64,4922		142,967			635,976		

Tabela 25 Equações obtidas por Regressão Linear Múltipla utilizando o software Statgraphis do aço DIN 38B3.

Jmm	Cte	C	Si	Mn	P	S	Cr	Ni	Mo	Ti	Al	Cu	B	N2
1,5	49,0126	13,1346		3,21705				-9,86282		-52,8223				142,008
3	46,4681	25,2556				-68,6031		-9,97042		-40,1123				161,892
5	41,7145	28,2494	10,5953			-60,1404		-10,053		-45,5915				127,399
7	36,2532	44,6712				-93,1127			49,7827					-830,228
9	-14,9186		56,583				72,4139		136,036			24,7586		-1775,8
10														
11	-18,3092		58,2142				46,2359		68,4477	-101,779		13,6075		-702,013
13	0,704141	25,4067		26,2113		-100,247			49,9865	-89,3388				-441,258
15	7,87508	28,7164		13,7207		-79,9627		-12,3055	36,9648	-62,9631				-460,135
20	7,73612	35,1568		10,1349		-57,9873				-56,518	-91,3132			-385,26
25	6,33533	26,5832		8,70551							-76,1841			-351,217
30	16,294			3,47061				11,1258						



Tabela 28 Matriz do aço DIN 20MnCr5 Mod. sem Nb e S para a verificação das equações por Regressão Linear Múltipla via dispersão residual (Sa, Ss e Sg)

C	Si	Mn	P	S	Cr	Ni	Mo	Ti	Al	Cu	Nb	B	N2
0,17	0,23	1,18	0,013	0,014	1,24	0,23	0,03	0,001	0,026	0,17	0,004	0,0016	0,0131
0,16	0,26	1,17	0,012	0,012	1,25	0,23	0,03	0,002	0,028	0,17	0,009	0,0022	0,0102
0,16	0,28	1,18	0,013	0,011	1,24	0,23	0,03	0,002	0,03	0,17	0,01	0,0018	0,0115
0,18	0,25	1,16	0,017	0,011	1,24	0,23	0,03	0,002	0,03	0,15	0,004	0,0022	0,0115
0,17	0,26	1,17	0,019	0,01	1,25	0,24	0,03	0,002	0,028	0,13	0,004	0,0018	0,0112
0,16	0,26	1,18	0,021	0,012	1,25	0,23	0,03	0,002	0,028	0,14	0,004	0,002	0,0113
0,18	0,27	1,19	0,025	0,012	1,25	0,24	0,03	0,002	0,027	0,15	0,004	0,002	0,0121
0,17	0,26	1,15	0,019	0,013	1,23	0,24	0,03	0,002	0,026	0,14	0,004	0,0015	0,0129
0,17	0,27	1,17	0,021	0,006	1,22	0,24	0,02	0,002	0,026	0,16	0,004	0,0015	0,0128
0,16	0,26	1,18	0,02	0,01	1,23	0,23	0,02	0,002	0,023	0,18	0,004	0,002	0,0116
0,17	0,23	1,17	0,027	0,008	1,21	0,22	0,02	0,002	0,026	0,19	0,004	0,0017	0,0122
0,17	0,27	1,16	0,021	0,011	1,21	0,21	0,02	0,004	0,026	0,12	0,004	0,0011	0,012
0,16	0,25	1,16	0,023	0,007	1,24	0,23	0,02	0,002	0,024	0,11	0,003	0,0017	0,0134
0,17	0,25	1,16	0,023	0,01	1,24	0,23	0,02	0,002	0,025	0,14	0,003	0,0016	0,0125
0,17	0,25	1,15	0,019	0,01	1,24	0,23	0,02	0,002	0,026	0,13	0,003	0,0017	0,014
0,17	0,26	1,17	0,022	0,022	1,24	0,23	0,02	0,002	0,028	0,1	0,005	0,0021	0,0139
0,17	0,27	1,16	0,019	0,015	1,23	0,23	0,02	0,002	0,025	0,1	0,004	0,0021	0,0139
0,17	0,27	1,19	0,02	0,01	1,25	0,24	0,02	0,002	0,023	0,1	0,004	0,0021	0,013
0,17	0,23	1,15	0,021	0,012	1,23	0,23	0,02	0,003	0,02	0,12	0,003	0,0018	0,0132
0,17	0,22	1,16	0,017	0,016	1,26	0,24	0,02	0,002	0,025	0,14	0,004	0,0023	0,0124
0,17	0,25	1,19	0,023	0,006	1,23	0,23	0,03	0,002	0,023	0,14	0,003	0,0018	0,0127
0,16	0,26	1,17	0,014	0,008	1,24	0,23	0,02	0,002	0,028	0,14	0,004	0,0019	0,0115
0,17	0,26	1,19	0,018	0,012	1,24	0,23	0,02	0,002	0,026	0,18	0,003	0,0025	0,012
0,17	0,25	1,17	0,019	0,009	1,24	0,23	0,02	0,002	0,024	0,12	0,003	0,0022	0,0123
0,18	0,23	1,18	0,018	0,008	1,26	0,24	0,02	0,002	0,029	0,12	0,004	0,0019	0,0151
0,17	0,25	1,17	0,017	0,009	1,24	0,23	0,03	0,002	0,026	0,12	0,003	0,002	0,0137
0,17	0,25	1,16	0,023	0,007	1,23	0,23	0,02	0,002	0,019	0,12	0,004	0,0018	0,0139
0,17	0,24	1,16	0,024	0,012	1,23	0,23	0,02	0,002	0,026	0,11	0,003	0,0021	0,0118
0,17	0,24	1,18	0,019	0,01	1,25	0,24	0,02	0,002	0,027	0,11	0,003	0,0028	0,0138
0,16	0,25	1,18	0,02	0,01	1,23	0,22	0,02	0,002	0,027	0,11	0,003	0,0029	0,0122

Tabela 29 Valores de dureza do aço DIN 20MnCr5 Mod. sem Nb e S para a verificação das equações por Regressão Linear Múltipla via dispersão residual (Sa, Ss e Sg)

J5,0mm	J10,0mm	J25,0mm	J50,0mm
42	36	27	23
43	37	29	24
42	35	28	23
43	38	29	23
43	36	28	23
43	37	28	22
43	36	28	24
43	36	27	22
41	35	27	22
43	37	29	22
42	35	27	22
43	35	28	23
42	35	27	22
43	36	30	23
43	37	29	23
43	37	28	24
43	35	27	22
43	37	28	22
42	35	27	22
43	35	28	23
43	36	28	21
43	38	30	24
43	37	29	23
43	37	29	24
41	35	28	23
43	35	29	23
43	35	28	23
43	37	30	23
43	36	28	22

Tabela 30 Matriz do aço DIN 38B3 para a verificação das equações por Regressão Linear Múltipla via dispersão residual (Sa, Ss e Sg)

C	Si	Mn	P	S	Cr	Ni	Mo	Ti	Al	Cu	B	N2
0,37	0,27	0,82	0,025	0,009	0,07	0,08	0,01	0,057	0,028	0,12	0,0029	0,01
0,38	0,27	0,8	0,023	0,014	0,05	0,05	0,01	0,056	0,031	0,14	0,0024	0,0099
0,36	0,29	0,82	0,014	0,011	0,09	0,05	0,01	0,053	0,03	0,09	0,0023	0,008
0,37	0,27	0,81	0,016	0,01	0,07	0,05	0,01	0,055	0,029	0,11	0,0023	0,0085
0,37	0,28	0,82	0,019	0,011	0,07	0,07	0,01	0,053	0,024	0,13	0,0027	0,0095
0,37	0,28	0,81	0,021	0,01	0,09	0,06	0,02	0,05	0,026	0,12	0,0024	0,0104
0,39	0,26	0,81	0,021	0,016	0,085	0,11	0,03	0,052	0,029	0,13	0,002	0,0085
0,39	0,28	0,83	0,021	0,014	0,079	0,11	0,02	0,06	0,033	0,13	0,0023	0,0107
0,38	0,28	0,83	0,021	0,011	0,082	0,13	0,03	0,06	0,033	0,14	0,0021	0,0085
0,39	0,27	0,8	0,026	0,015	0,07	0,05	0,01	0,055	0,028	0,09	0,0023	0,0114
0,37	0,26	0,79	0,019	0,014	0,09	0,07	0,01	0,046	0,032	0,1	0,0021	0,0088
0,39	0,28	0,81	0,022	0,019	0,06	0,07	0,02	0,05	0,031	0,11	0,0024	0,0107
0,38	0,28	0,79	0,018	0,015	0,06	0,06	0,01	0,049	0,031	0,09	0,002	0,01
0,37	0,27	0,82	0,021	0,019	0,07	0,07	0,02	0,055	0,03	0,1	0,0029	0,0096
0,37	0,26	0,79	0,019	0,01	0,1	0,07	0,02	0,04	0,026	0,08	0,0022	0,0085
0,38	0,27	0,79	0,016	0,01	0,1	0,06	0,02	0,057	0,029	0,09	0,0023	0,0089
0,37	0,26	0,79	0,018	0,013	0,08	0,06	0,02	0,05	0,032	0,12	0,0023	0,0093
0,38	0,26	0,8	0,019	0,014	0,08	0,06	0,02	0,033	0,027	0,1	0,002	0,0091
0,37	0,27	0,8	0,019	0,018	0,08	0,06	0,02	0,047	0,031	0,1	0,0022	0,0091
0,38	0,27	0,84	0,015	0,023	0,06	0,05	0,01	0,0553	0,023	0,08	0,003	0,0071

Tabela 31 Valores de dureza do aço DIN 38B3 para a verificação das equações por Regressão Linear Múltipla via dispersão residual (Sa, Ss e Sg).

J1,5mm	J3,0mm	J5,0mm	J7,0mm	J9,0mm	J11,0mm	J13,0mm	J15,0mm	J20,0mm	J25,0mm	J30,0mm	
55	54	52	50	36	27	24	23	21	20		
55	54	52	49	33	26	23	23	21	20		
54	53	52	50	36	27	23	23	20			
55	54	53	50	34	27	25	24	22	20		
54	53	52	50	35	26	24	23	21	20		
55	54	53	51	39	28	25	23	22	20		
54	52	52	50	40	29	25	23	22	20		
55	54	51	50	40	28	24	23	22	21	20	
54	52	52	50	42	30	25	24	21	20		
55	54	53	49	33	27	25	24	22	20		
54	54	52	49	35	26	24	24	22	20		
55	54	53	50	35	27	26	25	23	21	20	
55	53	52	49	33	27	24	24	22	20		
55	54	53	50	35	27	24	24	21	20		
54	54	52	51	36	28	25	24	22	20		
54	54	53	51	36	27	25	23	21	20		
54	53	52	49	36	26	24	23	21	20		
54	53	52	50	36	28	25	24	22	20		
53	52	51	48	33	26	23	22	20			

#### 4.3 Análise das dispersões residuais Sa para os aços DIN 20MnCr5 Mod. e DIN 38B3

A Dispersão residual Sa, conforme já descrita no Capítulo 2, consiste em analisar se os resultados de temperabilidade práticos estão coerentes com os resultados teóricos. Utilizamos a equação 2 para analisar se os valores do somatório de cada ponto de temperabilidade gerado é menor ou igual ao desvio padrão encontrado, utilizando a mesma corrida como referência.

Nas tabelas 32 a 34, podemos ver os resultados gerados da dispersão residual Sa para os aços DIN 20MnCr5 Mod. com Nb e S, DIN 20MnCr5 Mod. sem Nb e S e o DIN 38B3.

Tabela 32 Resultados da dispersão residual Sa X desvio padrão para o aço DIN 20MnCr5 Mod. com enxofre e nióbio.

Pontos	Sa	Desv. Padrão
J1,5	0,40	0,41
J3	0,63	0,54
J5	0,53	0,42
J7	0,41	0,34
J9	0,69	0,61
J10	0,63	0,58
J11	0,53	0,52
J13	0,56	0,53
J15	0,66	0,67
J20	0,57	0,58
J25	0,47	0,48
J30	0,63	0,64
J35	0,61	0,60
J40	0,59	0,56
J45	0,44	0,38
J50	0,46	0,47

Tabela 33 Resultados da dispersão residual Sa X desvio padrão para o aço DIN 20MnCr5 Mod. sem enxofre e nióbio.

Pontos	Sa	Desv. Padrão
J5	0,69	0,62
J10	1,04	1,03
J25	0,99	1,00
J50	0,84	0,80

Tabela 34 Resultados da dispersão residual Sa X desvio padrão para o aço DIN 38B3.

Pontos	Sa	Desv. Padrão
1,5	0,53	0,54
3	0,62	0,57
5	0,59	0,56
7	0,99	0,72
9	1,32	0,76
11	1,05	0,80
13	1,00	0,68
15	1,17	0,80
20	0,77	0,66

#### 4.4 Análise das dispersões residuais Ss para os aços DIN 20MnCr5 Mod. e DIN 38B3

Da mesma forma que a dispersão residual Sa, a dispersão residual Ss consiste em avaliar se os resultados de temperabilidade práticos estão coerentes com os resultados teóricos, porém agora iremos analisar todas as corridas por cada ponto de temperabilidade e sim vamos analisar todos os pontos gerados por corrida, como descrito no Capítulo 2. Utilizamos a equação 2 para analisar se os valores do somatório dos pontos da curva de cada corrida analisada é menor ou igual ao desvio padrão encontrado, utilizando a mesma corrida como referência. Cabe ressaltar, como já descrito no Capítulo 2, que a percentagem de valores maiores que 4HRC deve ser menor que 5%.

Nas tabelas 35 a 37, podemos ver os resultados gerados da dispersão residual Ss para os aços DIN 20MnCr5 Mod. com Nb e S, DIN 20MnCr5 Mod. sem Nb e S e o DIN 38B3.

Tabela 35 Resultados da dispersão Residual Ss para o aço DIN 20MnCr5 Mod. com Enxofre e Nióbio.

Corrida	Ss
XXXXXX61	0,39
XXXXXX90	0,35
XXXXXX91	0,52
XXXXXX18	0,58
XXXXXX39	1,10
XXXXXX17	0,53
XXXXXX46	0,68
XXXXXX82	0,65
XXXXXX91	0,60
XXXXXX92	0,27
XXXXXX92	0,42
XXXXXX93	0,37
XXXXXX54	0,34
XXXXXX83	0,39
XXXXXX84	0,31
XXXXXX85	0,39
XXXXXX95	1,02
XXXXXX96	0,59
XXXXXX33	0,60
XXXXXX54	0,90
XXXXXX83	0,46
XXXXXX84	0,48
XXXXXX16	0,51
XXXXXX37	0,47
XXXXXX70	0,54
XXXXXX60	0,71
XXXXXX62	0,44
XXXXXX01	1,16
XXXXXX56	0,43
XXXXXX31	0,39

Tabela 36 Resultados da dispersão Residual Ss para o aço DIN 20 MnCr5 Mod. sem Enxofre e Nióbio.

Corrida	Ss
XXXXXX12	0,92
XXXXXX13	1,01
XXXXXX14	0,43
XXXXXX86	0,66
XXXXXX87	0,65
XXXXXX88	0,69
XXXXXX89	0,82
XXXXXX90	0,86
XXXXXX13	1,04
XXXXXX14	1,42
XXXXXX15	0,85
XXXXXX95	0,91
XXXXXX16	0,28
XXXXXX17	0,72
XXXXXX18	0,74
XXXXXX10	1,15
XXXXXX11	1,23
XXXXXX12	1,33
XXXXXX77	0,64
XXXXXX78	0,80
XXXXXX37	0,59
XXXXXX38	0,74
XXXXXX39	1,42
XXXXXX12	0,83
XXXXXX13	0,37
XXXXXX14	1,01
XXXXXX67	1,28
XXXXXX68	0,79
XXXXXX69	0,86
XXXXXX70	0,52

Tabela 37 Resultados da dispersão Residual Ss para o aço DIN 38B3.

Corrida	Ss
XXXXXX22	0,59
XXXXXX16	1,02
XXXXXX93	1,34
XXXXXX94	0,80
XXXXXX95	1,13
XXXXXX96	0,86
XXXXXX34	1,11
XXXXXX35	1,14
XXXXXX36	0,75
XXXXXX46	1,05
XXXXXX47	1,00
XXXXXX48	0,81
XXXXXX49	1,01
XXXXXX50	0,88
XXXXXX69	1,09
XXXXXX70	0,93
XXXXXX71	1,18
XXXXXX72	1,33
XXXXXX73	1,04
XXXXXX57	0,60

#### 4.5 Análise das dispersões residuais Sg para os aços DIN 20MnCr5 Mod. e DIN 38B3

Para a dispersão residual Sg, busca analisar todos os resultados analisados da matriz conforme Capítulo 2. Não podemos ter, como critério de avaliação, valores maiores que 2HRC entre os valores de temperabilidade das corridas práticas analisadas pelos resultados das equações teóricas levantadas.

Nas tabelas 38 a 40, podemos ver as diferenças entre os resultados calculados e medidos para os valores de temperabilidade dos aços DIN 20MnCr5 Mod. com Nb e S, DIN 20MnCr5 Mod. sem Nb e S e o DIN 38B3.

Tabela 38 Resultados da dispersão Residual Sg. Diferença entre o resultado prático e teórico em HRC para o aço DIN 20MnCr5 Mod. com enxofre e nióbio.

J1,5mm	J3,0mm	J5,0mm	J7,0mm	J9,0mm	J10,0mm	J11,0mm	J13,0mm	J15,0mm	J20,0mm	J25,0mm	J30,0mm	J35,0mm	J40,0mm	J45,0mm	J50,0mm
0,0	-0,4	0,1	0,2	0,5	0,6	0,0	-0,4	-0,1	-0,1	-0,3	0,5	0,7	-0,2	0,2	0,2
0,3	-0,1	0,2	0,0	0,4	0,2	-0,1	0,1	-0,1	0,4	0,2	0,5	0,8	-0,1	0,2	0,6
0,2	0,6	0,0	0,6	1,1	0,8	-0,4	-0,1	-0,2	0,1	-0,2	0,5	0,4	-0,1	0,2	0,4
0,3	-0,3	-0,5	0,2	0,9	0,5	0,1	0,7	0,4	0,4	0,3	-0,5	-0,6	-0,9	-0,8	-0,5
-0,9	-1,4	-0,4	0,0	-0,5	-0,5	-0,7	-1,1	-1,5	-1,4	-1,3	-0,9	-1,5	-0,8	-0,8	-1,3
-0,5	0,0	-0,7	0,1	0,6	0,9	0,9	0,1	0,1	0,6	0,5	0,4	-0,3	-0,1	0,5	-0,3
-0,2	-0,8	-1,2	0,3	-0,2	-0,3	-0,7	-0,3	-0,4	-0,1	-0,2	-0,5	-1,3	-0,8	-0,6	-0,4
0,4	-1,3	-0,7	-0,2	0,5	0,4	0,2	0,9	0,6	-0,4	-0,6	-0,3	-0,4	-0,9	-0,6	-0,3
0,3	-0,3	-0,4	0,6	0,0	-0,1	0,1	-0,6	-1,1	-1,1	-0,3	-0,1	-0,9	-0,6	-0,4	-0,6
0,2	-0,3	0,2	0,0	0,3	-0,1	-0,3	0,2	-0,2	-0,1	-0,2	0,1	0,5	-0,1	0,0	0,5
0,2	-0,2	0,1	1,0	0,2	0,0	-0,1	-0,2	-0,5	0,1	0,0	0,1	0,6	-0,2	0,1	0,8
0,2	-0,4	-0,1	0,2	-0,3	0,1	0,2	0,3	0,3	-0,3	-0,5	-0,6	-0,5	0,2	-0,5	-0,4
-0,1	0,4	-0,1	0,2	0,6	-0,5	0,6	0,1	-0,3	-0,1	-0,2	-0,2	0,4	-0,1	-0,2	0,2
0,0	0,6	0,1	-0,1	0,3	0,3	-0,6	-0,1	-0,6	-0,5	0,3	-0,4	-0,1	0,1	-0,6	0,0
0,2	-0,4	0,2	0,3	-0,3	-0,1	0,1	0,4	0,2	-0,4	0,4	0,4	-0,2	0,1	0,4	-0,3
-0,7	-0,4	0,2	0,2	-0,2	-0,2	-0,2	0,1	-0,1	0,4	0,1	0,3	-0,5	0,2	-0,7	-0,4
0,5	0,2	-0,5	0,9	1,6	1,6	0,7	1,5	1,2	0,8	0,7	1,5	0,5	0,5	0,0	0,2
0,0	0,5	-0,2	0,5	1,0	0,6	0,3	0,7	0,4	0,7	0,6	0,9	0,2	0,7	-0,3	0,0
0,5	0,0	-0,6	0,7	1,0	1,1	0,1	0,6	0,3	0,4	0,2	0,5	-0,3	0,0	0,4	0,8
0,3	0,0	-0,6	0,7	1,3	1,3	1,3	0,7	1,4	0,8	0,8	1,0	0,3	0,6	0,0	0,2
-0,3	-0,8	-0,3	-0,3	0,1	0,3	0,3	0,6	0,5	-0,2	-0,3	-0,4	-0,2	-0,9	-0,3	0,0
0,2	-0,5	-1,0	0,5	-0,2	0,3	0,5	0,5	0,5	0,2	0,0	0,4	-0,1	-0,6	-0,3	0,0
-0,3	-0,9	-0,5	0,3	-0,3	0,0	0,1	0,5	-0,6	-0,4	-0,4	-0,5	-0,4	-1,0	-0,4	-0,2
0,4	-0,3	-0,5	0,0	0,4	0,1	0,1	-0,2	-0,6	-0,7	0,1	-0,4	-0,4	-0,8	-0,6	-0,2
0,4	0,0	-0,5	0,1	0,8	0,4	0,3	0,9	0,6	0,5	0,3	0,9	0,1	0,4	-0,5	0,0
-0,4	-1,2	-0,8	0,3	0,7	0,8	0,9	0,3	1,1	0,6	0,4	0,8	-0,4	0,2	-0,1	0,0
0,1	-0,5	0,1	0,5	-0,1	-0,6	-0,4	-0,3	-0,4	-0,9	0,1	-0,7	-0,1	-0,5	-0,3	-0,1
-1,1	-1,1	-1,2	-0,5	-1,3	-1,0	-0,9	-0,6	-0,8	-1,1	-1,2	-1,5	-1,3	-1,4	-1,0	-0,9
0,1	-0,5	-0,2	0,1	0,6	0,6	0,6	0,2	0,8	0,1	-0,1	0,1	0,5	0,0	0,0	0,3
0,1	-0,3	0,3	0,0	0,6	0,4	0,3	0,4	0,1	0,4	0,4	0,1	0,6	0,0	0,1	0,7

#### 4.6 Tamanho de Grão para os aços DIN 20MnCr5 Mod. e DIN 38B3

Além das dispersões residuais, foi analisado também o tamanho de grão austenítico dos aços DIN 20MnCr5 Mod. e DIN38B3. Podemos observar na Figura 24, par ao aço DIN 20MnCr5 Mod. com Nb e S uma matriz de grãos austeníticos refinada, não apresentando crescimento anormal de grão. Na Figuras 25 podemos ver para o mesmo aço DIN 20MnCr5 Mod. com Nb e S a contagem de grãos realizadas por analisador de imagens, o que não deixa dúvidas quanto ao refinamento da matriz. Ao analisarmos o aço DIN 20MnCr5 Mod. sem Nb

e S, podemos observar, conforme Figura 26 ocorrências de crescimento anormal de grão (CAG). A Figura 27 que descreve a contagem de grãos austeníticos via analisador de imagens não deixa dúvidas quanto a ocorrência de CAG. Para o aço DIN 38B3 não foi realizada a contagem de grãos por o mesmo apresentar tamanhos de grãos austeníticos muito similares ao DIN 20MnCr5 Mod. com Nb, como pode ser visto na Figura 28. A análise do tamanho de grão foi realizada conforme ASTM E112 com resultado médio de 8 ASTM.

Tabela 39 Resultados da dispersão Residual Sg. Diferença entre o resultado prático e o resultado teórico em HRC para o aço DIN 20MnCr5 Mod. sem Enxofre Nióbio.

J5,0mm	J10,0mm	J25,0mm	J50,0mm
0,7	-0,5	1,5	-0,6
-0,6	-1,4	-0,6	-1,2
0,3	0,4	0,7	-0,1
-0,2	-0,1	0,6	1,1
-0,4	0,9	0,8	0,2
-0,9	-0,8	0,4	0,7
-0,5	0,9	1,1	-0,5
-0,6	-0,4	1,5	0,5
1,3	1,0	1,3	0,5
-1,0	-2,0	-1,7	-0,5
-0,1	1,1	1,3	0,4
-1,0	-1,5	0,3	-0,3
0,1	0,1	0,5	-0,3
-0,7	0,8	0,1	-1,0
0,4	0,6	1,3	0,2
-0,6	-1,1	-1,4	-1,4
-0,4	-1,9	-0,9	-1,1
-0,4	-1,7	-0,2	-2,0
-0,8	-0,5	0,3	-0,8
-0,5	-1,5	0,1	-0,1
-0,7	0,9	0,0	-0,1
-0,6	0,2	0,1	1,3
-0,7	-1,6	-1,7	-1,5
-0,5	-1,0	-1,1	-0,7
-0,3	-0,4	0,2	-0,5
1,5	1,2	0,5	0,1
-0,7	-0,7	-1,9	-1,4
-0,6	1,3	0,3	-0,7
-0,5	-0,5	-1,6	0,1
-0,7	0,4	0,0	0,6

Tabela 40 Resultados da dispersão Residual Sg. Diferença entre o resultado prático e o resultado teórico em HRC para o aço DIN 38B3.

Corrida	J1,5mm	J3,0mm	J5,0mm	J7,0mm	J9,0mm	J11,0mm	J13,0mm	J15,0mm	J20,0mm
1	-0,9	-0,3	0,4	0,0	-0,3	0,1	0,8	0,8	0,6
2	-0,5	0,0	0,7	1,4	1,5	-0,2	1,4	1,0	0,5
3	0,2	0,5	0,4	-0,1	1,5	1,5	2,0	1,2	1,4
4	-0,7	-0,2	-0,5	0,4	2,0	0,0	-0,1	0,3	-0,3
5	0,4	0,8	0,6	0,0	1,3	1,8	1,1	1,1	1,2
6	-0,3	0,2	0,0	-0,1	-0,1	1,2	0,8	1,8	0,2
7	0,1	1,4	0,1	1,0	0,8	0,9	1,2	1,7	0,4
8	-0,9	-0,4	1,4	1,5	-0,4	1,1	1,6	1,2	-0,2
9	-0,6	1,0	-0,2	1,0	-0,2	0,2	1,2	0,3	0,7
10	-0,1	0,4	0,1	1,9	1,9	-0,8	-0,4	0,4	0,1
11	0,5	-0,3	0,4	1,2	1,4	1,7	0,9	0,1	-0,4
12	-0,1	0,0	-0,1	0,9	1,4	0,7	-0,6	-0,4	-1,0
13	-0,2	1,1	1,0	1,7	1,2	-1,0	0,8	0,3	-0,1
14	-0,7	-0,8	-1,1	-0,4	1,6	0,8	0,5	-0,4	0,0
15	0,8	0,2	0,9	0,0	1,8	1,1	1,3	1,1	0,7
16	0,2	-0,1	-0,4	0,4	1,9	0,5	0,0	1,5	0,8
17	0,5	0,8	0,4	1,7	1,2	1,7	1,0	1,4	0,4
18	0,5	0,7	0,4	0,3	0,8	0,9	1,1	2,9	1,3
19	0,7	0,6	0,4	1,3	1,4	1,4	0,1	0,3	1,5
20	0,3	-0,1	-0,2	0,1	1,0	0,4	0,3	0,6	0,9

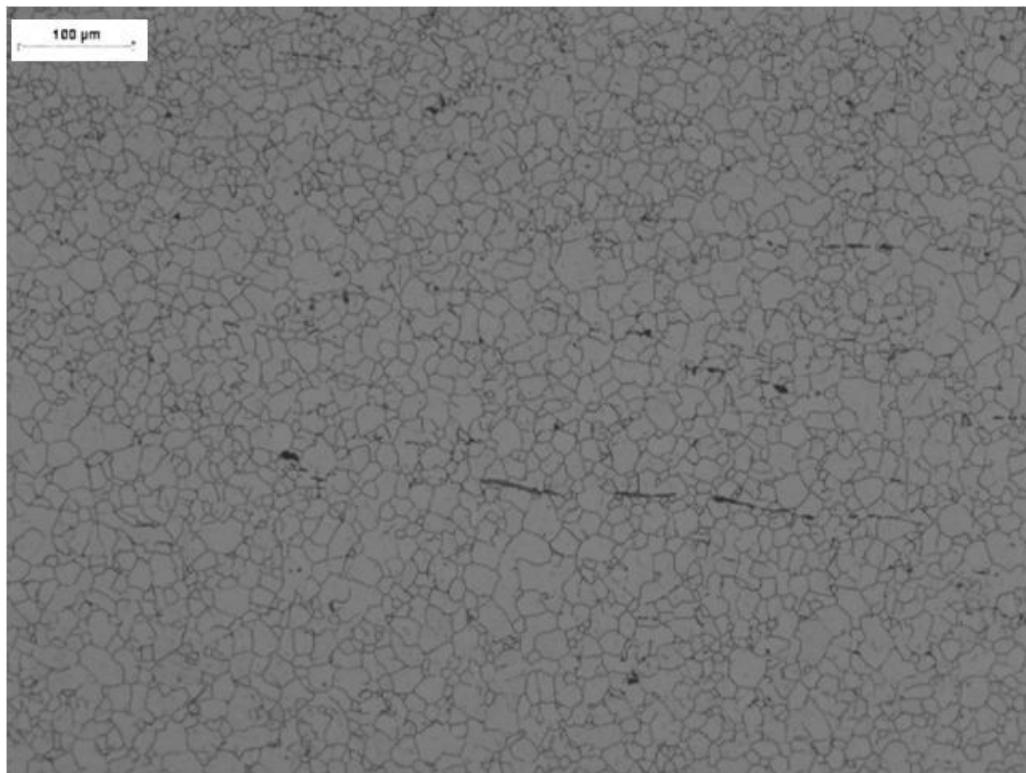


Figura 24 Tamanho de grão das amostras analisadas para o aço DIN20MnCr5 Mod. (com Enxofre e Nióbio). Ataque Nital 5%, Aumento 100x.

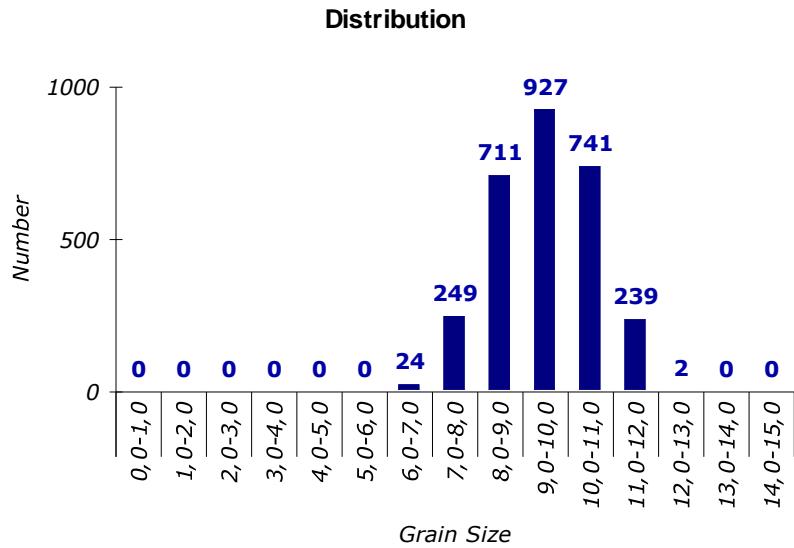


Figura 25 Distribuição gráfica do tamanho de grão. Contagem de grãos. Aço DIN 20MnCr5 Mod. com Nb e S.

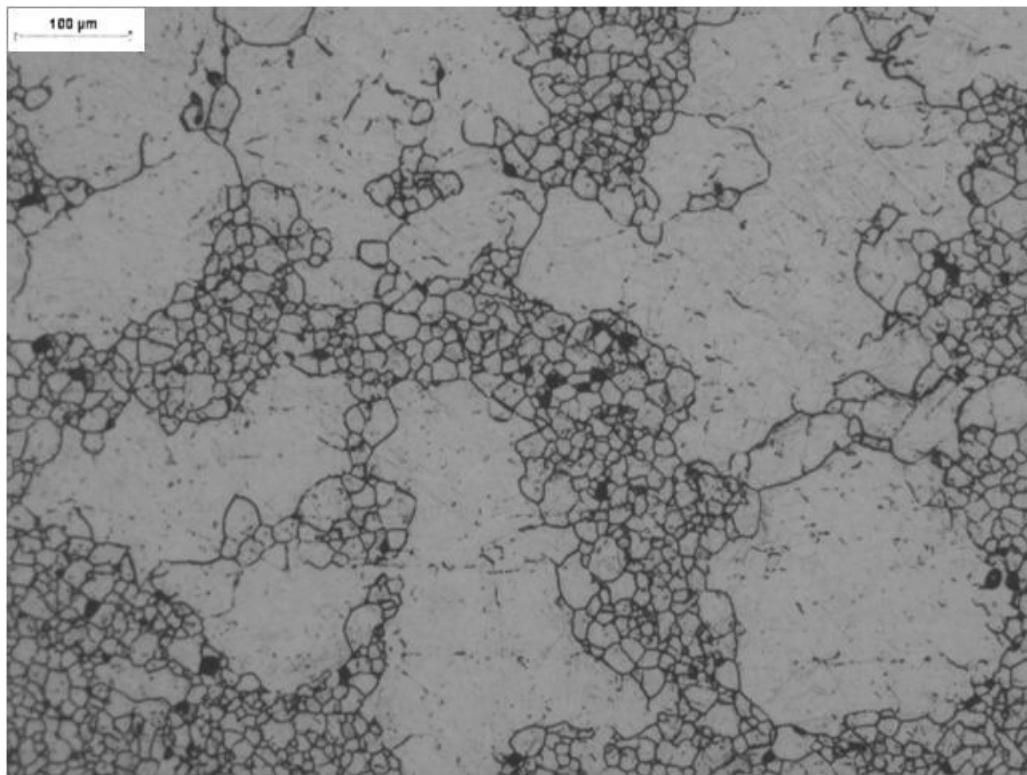


Figura 26 Tamanho de grão das amostras analisadas para o aço DIN20MnCr5 Mod. (sem Enxofre e Nióbio). Ataque Nital 5%, Aumento 100x.

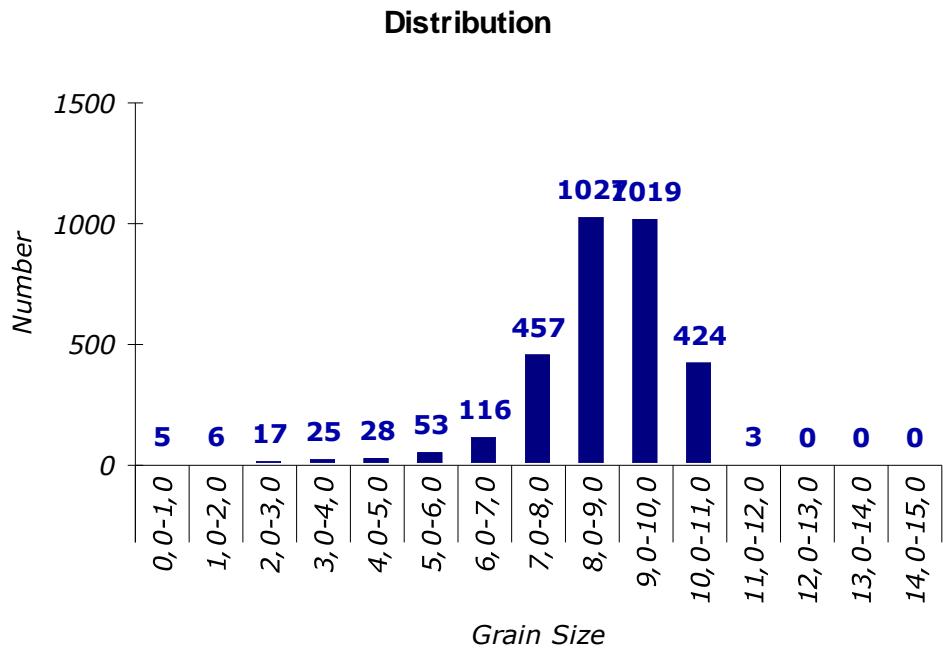


Figura 27 Distribuição gráfica do tamanho de grão. Aço DIN 20MnCr 5 Mod. sem Nb e S.

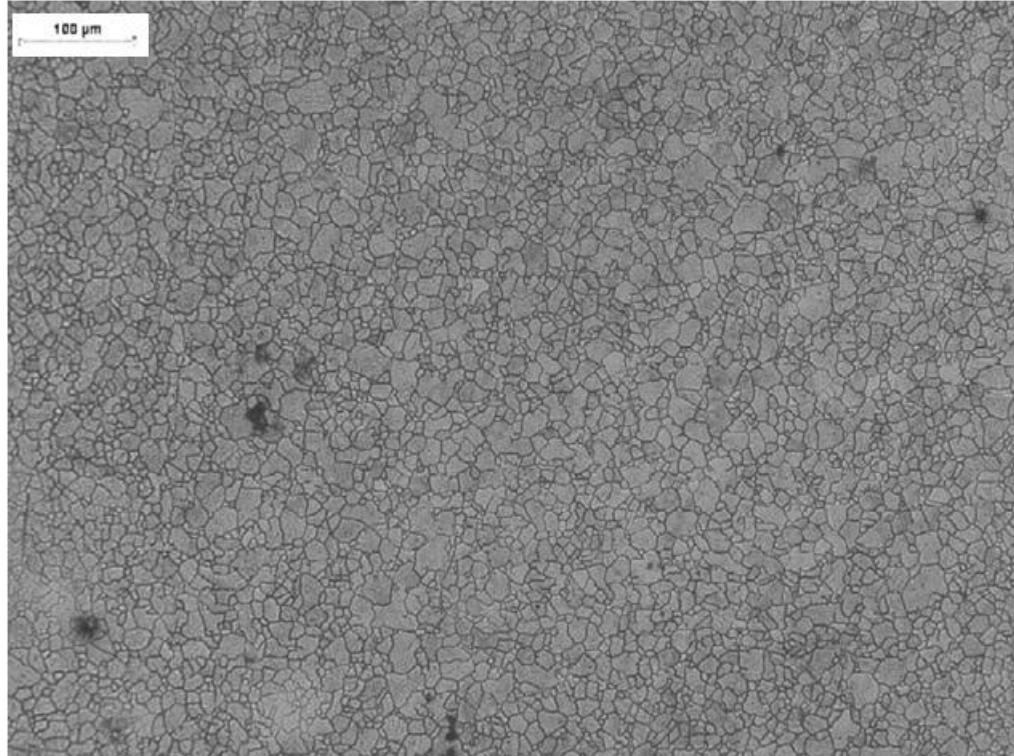


Figura 28 Tamanho de grão das amostras analisadas para o aço DIN38B3. Ataque Nital 5%, Aumento 100x.

## 5.0 DISCUSSÕES DOS RESULTADOS

A partir das equações geradas por regressão linear múltipla, tanto para os aços DIN 20MnCr5 Mod. com Enxofre e Nióbio, DIN 20 MnCr5 Mod. sem Enxofre e Nióbio e o DIN 38B3, geramos as equações necessárias para a verificação da contribuição do peso que cada elemento, dessa forma podemos verificar quanto um determinado elemento pode contribuir ou não para o acréscimo e/ou diminuição da temperabilidade. Os aços citados tiveram as dispersões residuais analisadas para análise e validação das mesmas. Na Tabela 41 podemos verificar o resultado médio levantado da dispersão residual Sa para os aços DIN 20MnCR5 Mod. e DIN 38B3.

Tabela 41 Resultado obtido utilizando a norma SEP 1664 para análise da dispersão residual Sa.

	DIN 20MnCr5 M c/S e Nb	DIN 20MnCr5 M s/S e Nb	DIN 38B3
Dispersão (Sa) média	0,55	0,89	0,89
Desvio Padrão	0,52	0,86	0,68

Para a dispersão residual Sa, a média do desvio padrão calculado está abaixo do valor obtido para os aços. Dessa forma, conforme norma SEP 1664, a análise da dispersão Sa caracteriza que os resultados encontrados estão com valores coerentes e válidos.

Para a dispersão residual Ss, conforme Tabela 42, percebe-se que o modelamento possui mais de 5% com valores inferiores a 4 HRC em todos os resultados analisados. Caracterizando assim o atendimento desta análise de dispersão.

Para a dispersão residual Sg, conforme as Tabelas 43 a 45 percebe-se que o modelamento possui o atendimento em 100% dos valores inferiores a 2 HRC para o DIN 20MnCR5 Mod. e para o DIN 38B3.

Dessa forma, pode-se afirmar que as equações geradas por regressão linear múltipla, possuem excelente consistência para que possamos trabalhar com os resultados teóricos obtidos. Nas figuras 29 a 31, podemos observar os respectivos resultados de temperabilidade

prática e teórica para os aços DIN 20MnCr5 Mod. e DIN 38B3. Podemos observar que as diferenças entre os resultados são menores que 2 HRC. Essa diferença torna o resultado aceitável por norma, conforme SEP 1664 para a dispersão residual Sg.

Tabela 42 Resultados obtidos utilizando a norma SEP 1664 para análise da dispersão residual Ss para os aços DIN 20MnCr5 Mod. e DIN 38B3.

Dispersão (Ss)		
DIN 20MnCr5 M c/S e Nb	DIN 20MnCr5 M s/S e Nb	DIN 38B3
0,39	0,92	0,59
0,35	1,01	1,02
0,52	0,43	1,34
0,58	0,66	0,80
1,10	0,65	1,13
0,53	0,69	0,86
0,68	0,82	1,27
0,65	0,86	1,14
0,60	1,04	0,96
0,27	1,42	1,05
0,42	0,85	1,00
0,37	0,91	0,81
0,34	0,28	1,01
0,39	0,72	0,88
0,31	0,74	1,09
0,39	1,15	0,93
1,02	1,23	1,18
0,59	1,33	1,79
0,60	0,64	1,04
0,90	0,80	1,61
0,46	0,59	
0,48	0,74	
0,51	1,42	
0,47	0,83	
0,54	0,37	
0,71	1,01	
0,44	1,28	
1,16	0,79	
0,43	0,86	
0,39	0,52	

Tabela 43 Resultados obtidos utilizando SEP1664 para análise da dispersão residual Sg para o aço DIN 20MnCR5 Mod. com Nb e S.

Dispersão Residual Sg DIN20MnCr5 Mod															
J1,5mm	J3,0mm	J5,0mm	J7,0mm	J9,0mm	J10,0mm	J11,0mm	J13,0mm	J15,0mm	J20,0mm	J25,0mm	J30,0mm	J35,0mm	J40,0mm	J45,0mm	J50,0mm
0,0	-0,4	0,1	0,2	0,5	0,6	0,6	0,0	-0,4	-0,1	-0,1	-0,3	0,5	0,7	-0,2	0,2
0,3	-0,1	0,2	0,0	0,4	0,2	-0,1	0,1	-0,1	0,4	0,2	0,5	0,8	-0,1	0,2	0,6
0,2	0,6	0,0	0,6	1,1	0,8	-0,4	-0,1	-0,2	0,1	-0,2	0,5	0,4	-0,1	0,2	0,4
0,3	-0,3	-0,5	0,2	0,9	0,5	0,1	0,7	0,4	0,4	0,3	-0,5	-0,6	-0,9	-0,8	-0,5
-0,9	-1,4	-0,4	0,0	-0,5	-0,5	-0,7	-1,1	-1,5	-1,4	-1,3	-0,9	-1,5	-0,8	-0,8	-1,3
-0,5	0,0	-0,7	0,1	0,6	0,9	0,9	0,1	0,1	0,6	0,5	0,4	-0,3	-0,1	0,5	-0,3
-0,2	-0,8	-1,2	0,3	-0,2	-0,3	-0,7	-0,3	-0,4	-0,1	-0,2	-0,5	-1,3	-0,8	-0,6	-0,4
0,4	-1,3	-0,7	-0,2	0,5	0,4	0,2	0,9	0,6	-0,4	-0,6	-0,3	-0,4	-0,9	-0,6	-0,3
0,3	-0,3	-0,4	0,6	0,0	-0,1	0,1	-0,6	-1,1	-1,1	-0,3	-0,1	-0,9	-0,6	-0,4	-0,6
0,2	-0,3	0,2	0,0	0,3	-0,1	-0,3	0,2	-0,2	-0,1	-0,2	0,1	0,5	-0,1	0,0	0,5
0,2	-0,2	0,1	1,0	0,2	0,0	-0,1	-0,2	-0,5	0,1	0,0	0,1	0,6	-0,2	0,1	0,8
0,2	-0,4	-0,1	0,2	-0,3	0,1	0,2	0,3	0,3	-0,3	-0,5	-0,6	-0,5	0,2	-0,5	-0,4
-0,1	0,4	-0,1	0,2	0,6	-0,5	0,6	0,1	-0,3	-0,1	-0,2	-0,2	0,4	-0,1	-0,2	0,2
0,0	0,6	0,1	-0,1	0,3	0,3	-0,6	-0,1	-0,6	-0,5	0,3	-0,4	-0,1	0,1	-0,6	0,0
0,2	-0,4	0,2	0,3	-0,3	-0,1	0,1	0,4	0,2	-0,4	0,4	0,4	-0,2	0,1	0,4	-0,3
-0,7	-0,4	0,2	0,2	-0,2	-0,2	0,1	-0,1	0,4	0,1	0,3	-0,5	0,2	-0,7	-0,4	-0,4
0,5	0,2	-0,5	0,9	1,6	1,6	0,7	1,5	1,2	0,8	0,7	1,5	0,5	0,5	0,0	0,2
0,0	0,5	-0,2	0,5	1,0	0,6	0,3	0,7	0,4	0,7	0,6	0,9	0,2	0,7	-0,3	0,0
0,5	0,0	-0,6	0,7	1,0	1,1	0,1	0,6	0,3	0,4	0,2	0,5	-0,3	0,0	0,4	0,8
0,3	0,0	-0,6	0,7	1,3	1,3	0,7	1,4	0,8	0,8	1,0	0,3	0,6	0,0	0,2	0,2
-0,3	-0,8	-0,3	-0,3	0,1	0,3	0,3	0,6	0,5	-0,2	-0,3	-0,4	-0,2	-0,9	-0,3	0,0
0,2	-0,5	-1,0	0,5	-0,2	0,3	0,5	0,5	0,5	0,2	0,0	0,4	-0,1	-0,6	-0,3	0,0
-0,3	-0,9	-0,5	0,3	-0,3	0,0	0,1	0,5	-0,6	-0,4	-0,4	-0,5	-0,4	-1,0	-0,4	-0,2
0,4	-0,3	-0,5	0,0	0,4	0,1	0,1	-0,2	-0,6	-0,7	0,1	-0,4	-0,4	-0,8	-0,6	-0,2
0,4	0,0	-0,5	0,1	0,8	0,4	0,3	0,9	0,6	0,5	0,3	0,9	0,1	0,4	-0,5	0,0
-0,4	-1,2	-0,8	0,3	0,7	0,8	0,9	0,3	1,1	0,6	0,4	0,8	-0,4	0,2	-0,1	0,0
0,1	-0,5	0,1	0,5	-0,1	-0,6	-0,4	-0,3	-0,4	-0,9	0,1	-0,7	-0,1	-0,5	-0,3	-0,1
-1,1	-1,1	-1,2	-0,5	-1,3	-1,0	-0,9	-0,6	-0,8	-1,1	-1,2	-1,5	-1,3	-1,4	-1,0	-0,9
0,1	-0,5	-0,2	0,1	0,6	0,6	0,2	0,8	0,1	-0,1	0,1	0,5	0,0	0,0	0,0	0,3
0,1	-0,3	0,3	0,0	0,6	0,4	0,3	0,4	0,1	0,4	0,4	0,1	0,6	0,0	0,1	0,7

A partir das curvas teóricas geradas, vamos analisar o coeficiente do elemento químico Boro e comparar a sua influência também com os resultados de tamanho de grão encontrados. Na Tabela 46 podemos observar os resultados obtidos para os três aços analisados por regressão linear dos coeficientes para o elemento Boro. Ao analisarmos o elemento Boro nos três modelos gerados, (conforme observado na Tabela 46), percebemos que o mesmo possui um fator negativo para os aços DIN 20MNCr5 Mod. com enxofre e nióbio e para o DIN38B3, diferente do aço DIN 20MnCr5 Mod sem Enxofre e Nióbio.

Tabela 44 Resultados obtidos utilizando SEP1664 para análise da dispersão residual Sg para o aço DIN 20MnCR5 Mod. sem Nb e S

Dispersão Sg DIN20MnCr5 Mod			
J5,0mm	J10,0mm	J25,0mm	J50,0mm
0,7	-0,5	1,5	-0,6
-0,6	-1,4	-0,6	-1,2
0,3	0,4	0,7	-0,1
-0,2	-0,1	0,6	1,1
-0,4	0,9	0,8	0,2
-0,9	-0,8	0,4	0,7
-0,5	0,9	1,1	-0,5
-0,6	-0,4	1,5	0,5
1,3	1,0	1,3	0,5
-1,0	-2,0	-1,7	-0,5
-0,1	1,1	1,3	0,4
-1,0	-1,5	0,3	-0,3
0,1	0,1	0,5	-0,3
-0,7	0,8	0,1	-1,0
0,4	0,6	1,3	0,2
-0,6	-1,1	-1,4	-1,4
-0,4	-1,9	-0,9	-1,1
-0,4	-1,7	-0,2	-2,0
-0,8	-0,5	0,3	-0,8
-0,5	-1,5	0,1	-0,1
-0,7	0,9	0,0	-0,1
-0,6	0,2	0,1	1,3
-0,7	-1,6	-1,7	-1,5
-0,5	-1,0	-1,1	-0,7
-0,3	-0,4	0,2	-0,5
1,5	1,2	0,5	0,1
-0,7	-0,7	-1,9	-1,4
-0,6	1,3	0,3	-0,7
-0,5	-0,5	-1,6	0,1
-0,7	0,4	0,0	0,6

Tabela 45 Resultados obtidos utilizando SEP1664 para análise da dispersão residual Sg para o aço DIN 38B3.

Dispersão	Dispersão Sg DIN38B3								
	J1,5mm	J3,0mm	J5,0mm	J7,0mm	J9,0mm	J11,0mm	J13,0mm	J15,0mm	J20,0mm
Corrida									
1	-0,9	-0,3	0,4	0,0	-0,3	0,1	0,8	0,8	0,6
2	-0,5	0,0	0,7	1,4	1,5	-0,2	1,4	1,0	0,5
3	0,2	0,5	0,4	-0,1	1,5	1,5	2,0	1,2	1,4
4	-0,7	-0,2	-0,5	0,4	2,0	0,0	-0,1	0,3	-0,3
5	0,4	0,8	0,6	0,0	1,3	1,8	1,1	1,1	1,2
6	-0,3	0,2	0,0	-0,1	-0,1	1,2	0,8	1,8	0,2
7	0,1	1,4	0,1	1,0	0,8	0,9	1,2	1,7	0,4
8	-0,9	-0,4	1,4	1,5	-0,4	1,1	1,6	1,2	-0,2
9	-0,6	1,0	-0,2	1,0	-0,2	0,2	1,2	0,3	0,7
10	-0,1	0,4	0,1	1,9	1,9	-0,8	-0,4	0,4	0,1
11	0,5	-0,3	0,4	1,2	1,4	1,7	0,9	0,1	-0,4
12	-0,1	0,0	-0,1	0,9	1,4	0,7	-0,6	-0,4	-1,0
13	-0,2	1,1	1,0	1,7	1,2	-1,0	0,8	0,3	-0,1
14	-0,7	-0,8	-1,1	-0,4	1,6	0,8	0,5	-0,4	0,0
15	0,8	0,2	0,9	0,0	1,8	1,1	1,3	1,1	0,7
16	0,2	-0,1	-0,4	0,4	1,9	0,5	0,0	1,5	0,8
17	0,5	0,8	0,4	1,7	1,2	1,7	1,0	1,4	0,4
18	0,5	0,7	0,4	0,3	0,8	0,9	1,1	2,9	1,3
19	0,7	0,6	0,4	1,3	1,4	1,4	0,1	0,3	1,5
20	0,3	-0,1	-0,2	0,1	1,0	0,4	0,3	0,6	0,9

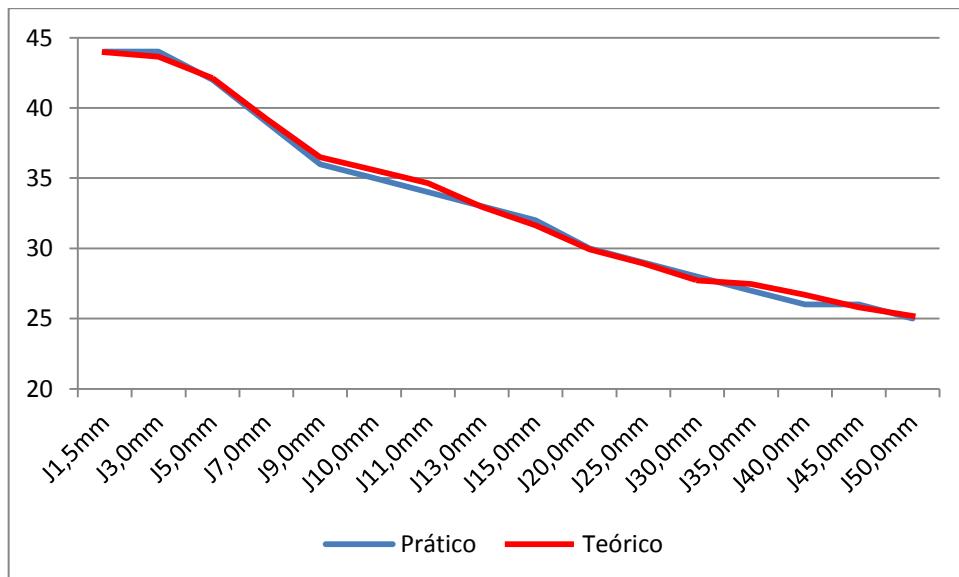


Figura 29 Resultados de temperabilidade práticos e teóricos obtidos para o aço DIN 20MnCr5 Mod. com Nb e S

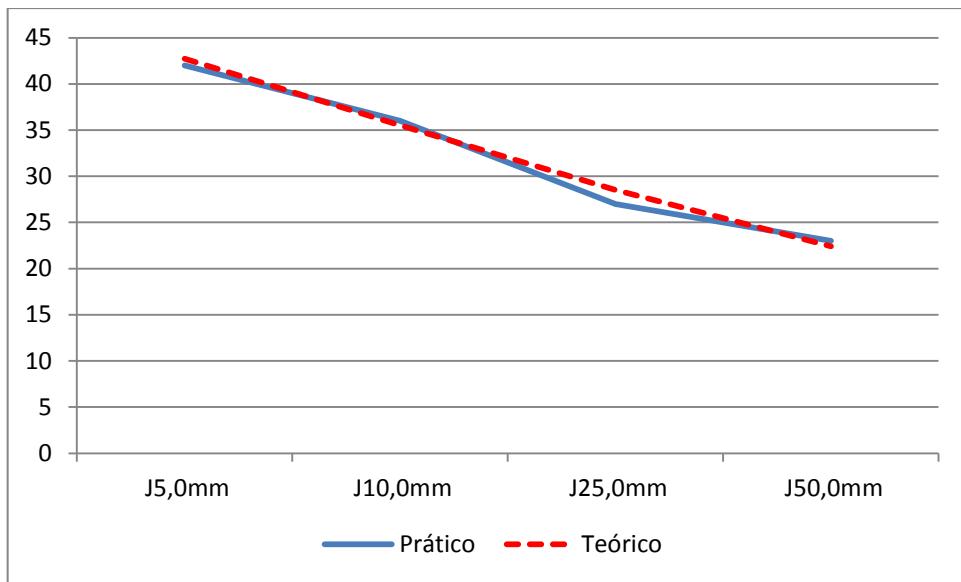


Figura 30 Resultados de temperabilidade práticos e teóricos obtidos para o aço DIN 20MnCr5 Mod. sem Nb e S

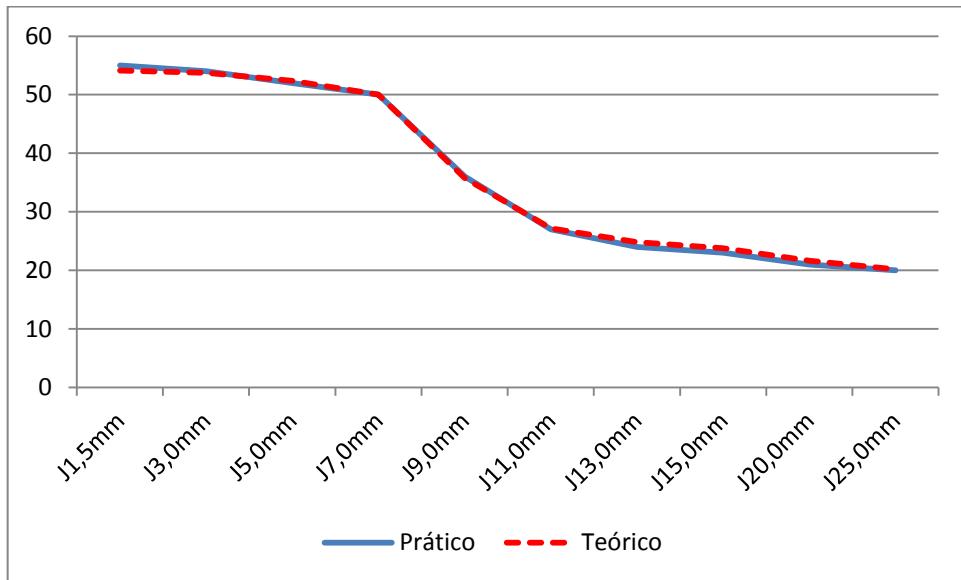


Figura 31 Resultados de temperabilidade práticos e teóricos obtidos para o aço DIN 38B3

Na Figura 32 podemos observar a análise realizada para o aço DIN 38B3 comparando o resultado de temperabilidade prático com um dos modelos teórico de temperabilidade disponível no mercado, o CAT 1E38. Nota-se uma diferenças de resultados entre prático e teórico de até 4 HRC a partir do ponto J7 mm. Essa diferença pode comprometer o resultado final de temperabilidade desejado. Na Figura 33 podemos ver o comparativo do aço DIN 38B3, entre o mesmo resultado prático com o modelo teórico de temperabilidade gerado por

regressão linear múltipla. Pode-se observar pouca variação entre os resultados, o que caracteriza consistência no modelo teórico gerado.

Tabela 46      Analise do coeficiente encontrado por Regressão Linear Múltipla utilizando o software Statgraphis do aço Plus para o elemento Boro.

Jmm	DIN 20MnCr5 Mod S e Nb	DIN20 MnCr5 Mod	DIN 38B3
Coeficiente BORO			
1,5			
3			
5	-308,927		
7	-494,297		-830,228
9	-674,959		-1775,8
10	-481,849	551,36	
11	-401,944		-702,013
13	-696,297		-441,258
15	-631,035		-460,135
20			-385,26
25			-351,217
30	-328,826		
35			
40			

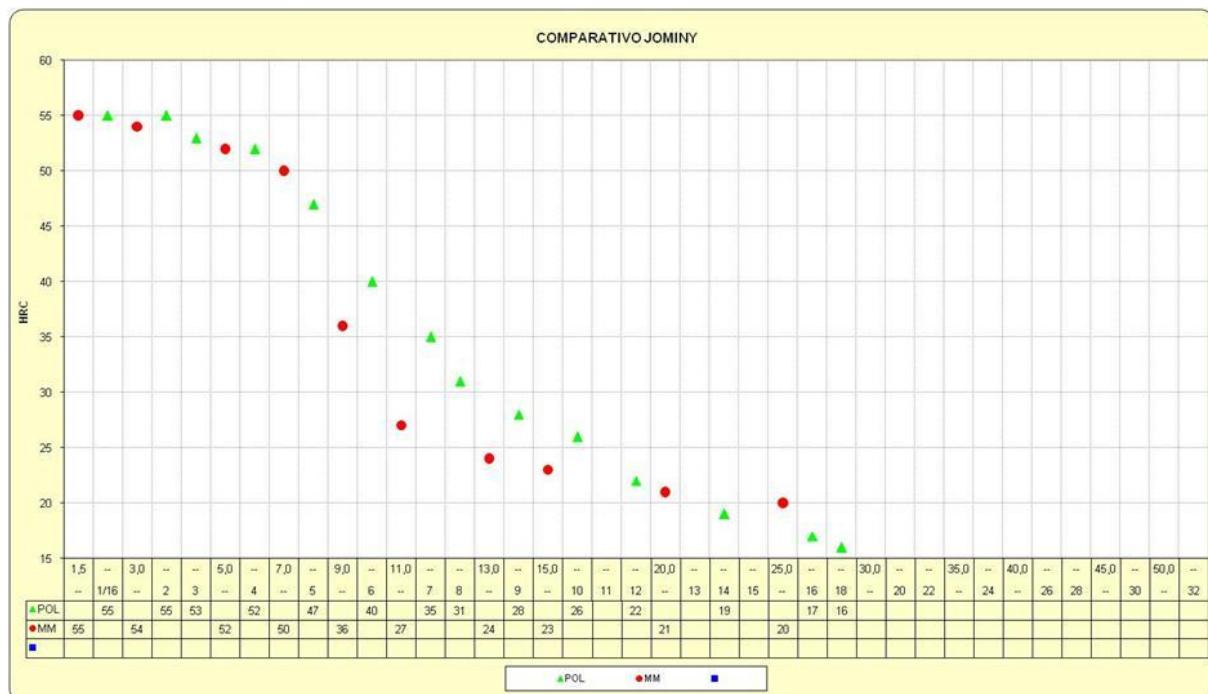


Figura 32      Comparativo entre o resultado de temperabilidade prático do aço DIN 38B3 (Jominy em mm) e o resultado do modelo de temperabilidade teórico, utilizando o programa CAT 1E38 (Jominy em pol).

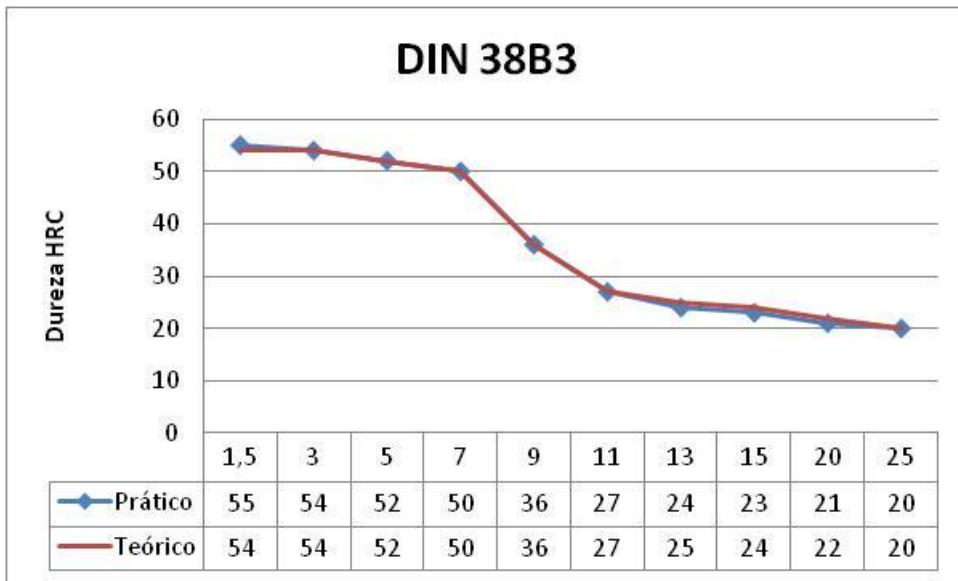


Figura 33 Comparativo entre o resultado de temperabilidade prático do aço DIN 38B3 e o resultado do modelo de temperabilidade teórico, utilizando as equações geradas por regressão linear múltipla.

Para o DIN 38B3, a relação pode estar diretamente associada à proteção que este elemento sofre quando associamos o titânio e nitrogênio na liga do aço. A mesma possui uma faixa de Titânio em sua estrutura (0,030 – 0,060%), que combinada com o Nitrogênio (max.=0,0112%) forma o TiN, protegendo o Boro. Dessa maneira reduzindo a formação de carbetos de Boro, tornando-o efetivo. A efetividade do elemento pode não estar associada diretamente as equações geradas, mas sim ao tamanho de grão encontrado nas amostras utilizadas para o desenvolvimento dos modelos de temperabilidade teórica. Os grãos apresentam-se refinados e sem ocorrência de crescimento anormal de grão.

Para o aço DIN20MnCr5 Mod. com Enxofre e Nióbio, o mecanismo de proteção é semelhante ao descrito para o aço DIN 38B3, porém ao invés de Titânio, utilizamos o Nióbio, atuando como proteção ao boro e também como refinador de grão. A observação é análoga ao aço DIN 38B3, ou seja, através dos ensaios realizados, não se constatou crescimento anormal de grão para este aço.

Para o aço DIN 20MnCr5 Mod. sem Enxofre e Nióbio, a contribuição do elemento Boro mesmo é positiva. Para este aço não temos a proteção do Nióbio e nem do Titânio devido aos mesmos estarem presentes em valores residuais na composição química. A falta de proteção desses elementos faz com que parte do Boro forme óxidos e nitretos, e somente uma pequena parte sendo aproveitada em solução livre para o aumento da temperabilidade. O incremento da temperabilidade, conforme as equações geradas por modelamento de regressão é pequeno,

se compararmos com os demais elementos (Carbono, por exemplo). A falta desses refinadores pode ser observada com a ocorrência (em algumas corridas) do crescimento anormal de grão.

Essa análise também é observada para as equações geradas conforme a norma SEP 1664, Tabelas 2 e 4, Capítulo 2. Para os aços da Tabelas 2 (32CrB4 e 36CrB4) verifica-se parcela negativa do elemento Boro, devido a proteção ocorrida pelo Ti. Na Tabela 4, (aços MnCrB), onde não há proteção do Ti, o fator multiplicar do elemento Boro é positivo.

## 6.0 CONCLUSÕES

A partir dos resultados analisados, podemos concluir as seguintes afirmações como segue:

- Dispersão residual Sa: o desvio padrão calculado para os respectivos aços estão superiores aos valores do desvio padrão. Caracterizado que as dispersões por pontos Jominy estão com valores coerentes.
- Dispersão residual Ss: o modelamento possui valores inferiores a 4 HRC em todos os resultados analisados. Caracterizando assim o atendimento desta análise de dispersão.
- Dispersão residual Sg: o modelamento possui o atendimento em 100% dos valores inferiores a 2 HRC para os aços analisados. Dessa forma, as equações geradas por regressão linear múltipla, possuem excelente consistência para que possamos trabalhar com os resultados teóricos obtidos.
- Os valores de P-Value para cada ponto de temperabilidade gerado por regressão linear estão inferiores a 0,01. Dessa forma caracterizando consistência nas equações.
- O Fator  $F_o$  das equações geradas indica que estas possuem efeito linear.
- O Teste de autocorrelação Durbin-Watson mostrou-se com valores acima de 1,4 para todos os pontos de temperabilidade gerados, mostrando dessa forma que a população utilizada para a geração das equações não possuía autocorrelação.
- No modelamento por regressão linear múltipla percebe-se a influência negativa do fator boro para os aços DIN 20MnCr5 Mod. com Enxofre e Nióbio e o DIN 38B3. O mesmo não se observa para o aço DIN 20MnCr5 Mod. sem Enxofre e Nióbio, pois o fator Boro está com valor positivo.
- Os aços DIN 20MnCr5 Mod. com Enxofre e Nióbio e o DIN 38B3, por apresentarem elementos refinadores de grão, tais como o Nióbio e Titânio respectivamente, não possuem crescimento anormal de grão nas corridas analisadas. O decréscimo do coeficiente Boro, que significa queda na temperabilidade pode estar associado ao refinamento de grão. Verifica-se uma homogeneidade na contagem de grãos.

- O aço DIN 20MnCr5 Mod. sem Enxofre e Nióbio, por não apresentar elementos refinadores de grão como o Titânio, possui em algumas corridas ocorrência de crescimento anormal de grão. O elemento Boro está com pequeno acréscimo da temperabilidade, que pode ser devido à ocorrência de grãos menores que ASTM 6.

## 7.0 SUGESTÕES DE TRABALHOS FUTUROS

- Avaliar se a influência do aumento de corridas pode melhorar os resultados das equações geradas por regressão linear múltipla.
- Comparar se o modelamento teórico das equações pode ser aplicado para aços com Nióbio.
- Avaliar se a influência do Boro, para teores acima de 0,0030%, altera o modelamento da curva por regressão linear múltipla.
- Analisar a efetividade do Boro para aços com baixo Nitrogênio, Titânio e Nióbio presentes em liga. Verificar se as equações de regressão linear são coerentes.





171	0,16	0,25	1,15	0,017	0,027	1,2	0,22	0,07	0,002	0,027	0,2	0,022	0,0025	0,012
172	0,17	0,24	1,18	0,016	0,024	1,22	0,23	0,08	0,002	0,023	0,19	0,025	0,0021	0,0105
173	0,16	0,26	1,16	0,017	0,026	1,22	0,23	0,07	0,002	0,021	0,18	0,02	0,0022	0,012
174	0,16	0,27	1,17	0,022	0,03	1,22	0,23	0,08	0,002	0,021	0,16	0,024	0,0025	0,0115
175	0,16	0,26	1,12	0,011	0,023	1,18	0,22	0,06	0,002	0,023	0,17	0,026	0,0017	0,01
176	0,16	0,28	1,17	0,009	0,023	1,22	0,23	0,08	0,002	0,027	0,15	0,029	0,0024	0,0106
177	0,17	0,26	1,15	0,011	0,028	1,22	0,22	0,07	0,002	0,024	0,15	0,024	0,0021	0,012
178	0,15	0,24	1,12	0,011	0,028	1,2	0,24	0,07	0,002	0,02	0,14	0,023	0,002	0,0138
179	0,15	0,23	1,14	0,012	0,025	1,21	0,24	0,07	0,002	0,025	0,14	0,024	0,0025	0,0115
180	0,17	0,25	1,14	0,013	0,02	1,21	0,24	0,07	0,002	0,023	0,18	0,027	0,0023	0,0133
181	0,16	0,27	1,17	0,013	0,022	1,2	0,22	0,07	0,002	0,023	0,2	0,024	0,002	0,012
182	0,16	0,23	1,14	0,019	0,025	1,17	0,24	0,06	0,002	0,02	0,17	0,027	0,0021	0,0119
183	0,16	0,26	1,17	0,015	0,026	1,19	0,23	0,07	0,002	0,025	0,19	0,025	0,0025	0,0114
184	0,16	0,26	1,15	0,017	0,028	1,21	0,23	0,06	0,002	0,025	0,16	0,028	0,0016	0,013
185	0,16	0,23	1,14	0,018	0,026	1,22	0,23	0,06	0,002	0,025	0,15	0,024	0,0023	0,0136
186	0,16	0,23	1,14	0,023	0,025	1,22	0,24	0,06	0,002	0,021	0,16	0,023	0,0024	0,0147
187	0,17	0,23	1,19	0,015	0,027	1,23	0,23	0,07	0,002	0,022	0,18	0,028	0,0022	0,0116
188	0,16	0,23	1,14	0,02	0,026	1,17	0,23	0,07	0,003	0,021	0,2	0,024	0,0023	0,012
189	0,16	0,22	1,16	0,014	0,027	1,2	0,24	0,07	0,002	0,024	0,2	0,026	0,0025	0,012
190	0,16	0,25	1,15	0,016	0,027	1,21	0,24	0,07	0,002	0,024	0,2	0,022	0,0025	0,012
191	0,17	0,24	1,16	0,019	0,023	1,23	0,23	0,07	0,002	0,022	0,23	0,024	0,0027	0,014
192	0,17	0,22	1,16	0,021	0,026	1,23	0,24	0,07	0,002	0,021	0,2	0,028	0,0027	0,014
193	0,16	0,23	1,17	0,015	0,026	1,18	0,22	0,06	0,002	0,025	0,24	0,025	0,0022	0,014
194	0,16	0,24	1,17	0,015	0,028	1,22	0,23	0,06	0,002	0,026	0,21	0,026	0,0025	0,0135
195	0,15	0,24	1,16	0,022	0,026	1,2	0,22	0,07	0,003	0,021	0,21	0,025	0,0019	0,014
196	0,17	0,2	1,16	0,019	0,028	1,22	0,23	0,07	0,002	0,021	0,21	0,026	0,0022	0,0133
197	0,16	0,24	1,18	0,014	0,025	1,21	0,22	0,07	0,002	0,026	0,22	0,023	0,0025	0,0103
198	0,16	0,25	1,17	0,016	0,025	1,22	0,23	0,07	0,002	0,025	0,21	0,026	0,0024	0,0124
199	0,16	0,26	1,16	0,017	0,025	1,22	0,24	0,07	0,002	0,025	0,22	0,025	0,0025	0,0125
200	0,17	0,24	1,17	0,016	0,03	1,2	0,22	0,06	0,002	0,025	0,21	0,024	0,002	0,0131
201	0,16	0,26	1,12	0,021	0,025	1,21	0,23	0,08	0,002	0,023	0,21	0,027	0,0024	0,0113
202	0,16	0,22	1,16	0,022	0,029	1,21	0,23	0,07	0,002	0,024	0,24	0,026	0,0025	0,012
203	0,16	0,24	1,16	0,01	0,031	1,18	0,22	0,06	0,003	0,025	0,17	0,024	0,0015	0,012
204	0,18	0,23	1,17	0,017	0,027	1,22	0,23	0,06	0,002	0,022	0,2	0,025	0,0025	0,0109
205	0,16	0,22	1,19	0,017	0,026	1,23	0,23	0,06	0,002	0,021	0,18	0,024	0,002	0,0109
206	0,17	0,25	1,16	0,014	0,029	1,23	0,23	0,06	0,002	0,025	0,18	0,025	0,002	0,0115
207	0,17	0,24	1,16	0,016	0,027	1,22	0,23	0,06	0,002	0,025	0,19	0,025	0,002	0,0126
208	0,16	0,23	1,15	0,017	0,028	1,21	0,23	0,07	0,002	0,023	0,19	0,026	0,0025	0,012
209	0,16	0,24	1,16	0,012	0,025	1,27	0,23	0,06	0,003	0,025	0,19	0,025	0,0025	0,014
210	0,16	0,26	1,15	0,014	0,027	1,22	0,24	0,07	0,002	0,023	0,17	0,026	0,0027	0,0135

**Tabela 48** Matriz com os resultados Jominy das corridas do aço DIN 20MnCr5 Mod. com Enxofre e Nióbio utilizadas para a geração das equações por regressão linear múltipla.

Corrida	J1,5mm	J3,0mm	J5,0mm	J7,0mm	J9,0mm	J10,0mm	J11,0mm	J13,0mm	J15,0mm	J20,0mm	J25,0mm	J30,0mm	J35,0mm	J40,0mm	J45,0mm	J50,0mm
1	44	44	42	40	37	36	35	33	32	30	29	28	27	27	26	25
2	44	44	42	39	37	36	35	33	32	31	30	28	28	27	26	26
3	43	42	41	39	36	35	34	32	31	29	28	27	26	25	25	24
4	45	45	42	38	36	35	34	32	31	30	29	28	28	27	26	26
5	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
6	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
7	44	42	41	38	37	36	35	33	32	30	28	28	27	25	24	24
8	43	42	42	39	36	36	34	33	32	30	28	28	27	26	25	25
9	43	42	41	39	36	35	34	32	31	29	28	27	26	25	25	24
10	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
11	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
12	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
13	43	42	41	39	36	35	34	32	31	29	28	27	26	25	25	24
14	44	44	42	38	35	35	34	32	31	29	28	28	27	26	25	25
15	43	43,2	41,3	37,3	36,5	35,3	34,4	32,7	29,6	28,4	27,4	26,5	25	25	24	24
16	44	44	43	40	37	36	35	33	32	30	29	28	28	27	26	25
17	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
18	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
19	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
20	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
21	44	44	43	41	38	37	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26
22	45	44	43	41	39	37	36	34	33	31	30	29	28	27	26	26
23	45	44	43	41	39	37	36	34	33	31	30	29	28	27	26	26
24	43,6	43,6	42,4	38,7	35,8	35	33,8	32	31,1	29	28,5	27,9	27	26,1	25,2	24,15
25	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
26	43	42	41	39	36	35	34	32	31	29	28	27	26	25	25	24
27	44	43	42	39	36	35	33	32	30	29	28	27	27	26	26	25
28	43	42	41	39	36	35	34	32	31	29	28	27	26	25	25	24
29	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
30	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
31	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
32	43,6	43,4	41,1	39,6	36,6	36,1	35,4	34,3	33,3	31,4	29,8	29	29	27	26	25
33	43,7	43,6	42,6	40,2	37,4	36,6	35,7	33,8	32,6	31	30	29,6	28	27	26	26
34	44,4	44,3	43	40,7	37,4	36,6	36	33,8	32,8	31	29,8	29	28	27	26	25
35	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
36	44	44	43	40	37	36	35	33	32	30	29	28	27	27	26	26
37	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
38	43	42	41	39	36	35	34	32	31	29	28	27	26	25	24	24
39	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
40	43,8	43,3	42,2	38,8	35,7	35	33,9	32	31,2	29,2	28,3	27,5	27	26	25	25
41	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
42	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
43	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
44	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
45	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
46	45	44	43	41	39	37	36	34	33	31	30	29	28	27	26	26
47	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
48	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
49	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
50	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
51	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
52	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
53	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
54	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
55	43	42	41	39	36	35	34	32	31	29	28	27	26	25	25	24
56	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
57	43	42	41	39	36	35	34	32	31	29	28	27	26	25	25	24
58	43	42	41	39	36	35	34	32	31	29	28	27	26	25	25	24
59	43	42	41	39	36	35	34	32	31	29	28	27	26	25	25	24
60	45	44	43	41	39	37	36	34	33	31	30	29	28	27	26	26
61	44	43	42	40	38	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26	25
62	43	42	41	39	36	35	34	32	31	29	28	27	26	25	25	24

63	43	42	41	39	36	35	34	32	31	29	28	27	26	25	25	24
64	43	42	41	37	36	35	34	33	31	30	30	29	28	27	25	25
65	43	42	41	39	36	35	34	32	31	29	28	27	26	25	25	24
66	44	44	42	39	37	36	35	33	33	31	30	29	28	27	26	26
67	45	44	43	41	39	37	36	34	33	31	30	29	28	27	26	26
68	45	45	43	41	39	38	37	35	34	32	31	30	29	29	28	27
69	44	44	42	40	37	36	35	34	32	31	29	28	28	27	26	26
70	44	44	42	40	37	36	35	34	33	31	29	29	28	27	26	26
71	44	44	42	40	37	36	35	34	32	31	30	29	28	27	27	26
72	44	43	42	39	37	36	35	33	32	30	29	28	27	27	26	25
73	45	44	43	40	38	37	36	34	33	31	30	29	28	28	27	27
74	45	44	42	39	36	36	35	33	32	30	29	29	28	27	27	26
75	45	44	42	40	37	36	35	34	33	31	30	29	28	27	27	26
76	45	44,5	42	40,5	39	38	37	35	34	32	31	30	29	28	28	28
77	44	44	43	40	38	37	36	35	33	32	30	29	29	28	27	26
78	45	45	43	41	38	37	36	35	33	31	30	29	29	28	27	27
79	45	45	43	41	38	37	36	35	34	32	30	29	29	28	27	26
80	45	45	43	40	38	37	36	34	33	31	30	29	28	28	27	26
81	44	44	42	40	37	36	35	34	33	31	30	29	28	27	27	26
82	45	45	43	40	37	36	35	34	33	31	30	29	28	27	27	26
83	45	44	42	40	37	36	35	33	32	31	29	29	28	27	27	26
84	44	43	42	39	35	35	34	32	31	30	28	27	27	26	25	25
85	45	45	43	42	39	38	37	36	34	32	31	30	30	29	28	28
86	45	45	43	41	38	37	36	34	33	32	30	29	29	28	28	27
87	45	44	43	40	37	37	36	34	33	31	30	29	28	28	27	27
88	44	44	42	39	37	36	35	33	32	30	29	28	27	27	26	25
89	45	44	42	40	37	36	35	34	33	31	30	29	28	27	27	26
90	44	44	42	39	37	36	35	33	32	30	29	28	28	27	26	26
91	44	43	42	40	38	36	35	34	32	30	29	29	28	27	27	26
92	43	43	41	38	36	35	34	32	31	29	28	27	27	26	25	24
93	43	43	42	39	37	36	34	33	32	30	29	28	27	26	25	25
94	44	44	42	39	36	36	35	33	32	30	29	28	27	27	26	25
95	44	44	42	39	37	36	35	33	32	30	29	28	28	27	26	25
96	44	43	41	38	36	35	34	32	31	29	28	27	27	26	25	24
97	44	44	42	39	37	36	35	33	32	30	29	28	28	27	26	25
98	43	43	41	38	35	35	33	32	31	29	28	27	26	25	24	24
99	44	44	42	39	36	36	35	33	32	30	29	28	27	27	26	25
100	44	44	42	38	35	35	34	32	31	30	29	27	27	26	25	25
101	45	44	42	39	37	36	35	33	32	31	29	28	28	27	26	26
102	45	44	43	39	37	36	35	34	32	31	30	29	28	28	27	27
103	45	44	43	40	38	37	36	34	33	31	30	29	28	28	27	26
104	44	43	42	38	36	35	34	32	31	30	29	27	27	26	25	24
105	45	42	40	39	36	35	35	34	32	30	29	27	26	26	25	24
106	44	43	42	39	36	35	34	33	31	30	29	28	27	26	26	25
107	44	44	43	40	36	35	34	33	32	30	30	28	28	28	27	27
108	44	44	42	39	36	35	34	33	32	30	29	28	27	27	26	25
109	45	44	43	40	37	36	35	33	32	31	30	29	28	27	27	26
110	45	45	43	39	37	36	35	33	31	30	29	28	27	27	26	26
111	44	44	42	40	38	37	36	34	33	31	30	29	28	27	27	26
112	44	43	42	39	37	36	35	33	32	30	29	28	27	27	26	25
113	45	44	43	40	38	37	36	34	33	31	30	29	28	28	27	26
114	44	44	42	40	37	36	35	34	32	30	29	28	28	27	26	25
115	44	44	42	38	36	35	34	33	32	30	29	28	27	26	26	25
116	44	44	42	39	36	36	35	33	32	30	29	28	27	27	26	25
117	44	44	42	39	37	36	35	33	32	30	29	28	27	27	26	25
118	44	44	42	39	36	35	34	32	32	29	29	29	29	28	26	25
119	44	44	42	40	37	36	35	34	33	31	30	29	28	28	27	26
120	44	44	43	40	40	38	38	37	36	33	30	29	28	27	26	25
121	44	44	42	40	37	36	35	34	33	31	30	29	28	28	27	26
122	45	45	43	41	38	37	36	35	33	32	30	29	29	28	27	27
123	44	44	42	39	37	36	35	34	32	31	30	29	28	27	27	26
124	44	44	42	40	37	36	35	34	32	30	29	28	28	27	26	26
125	44	44	42	40	37	36	35	34	32	31	29	28	28	27	26	26









189	0,17	0,23	1,19	0,021	0,012	1,21	0,24	0,07	0,002	0,027	0,08	0,002	0,0017	0,011
190	0,16	0,27	1,17	0,023	0,009	1,23	0,24	0,07	0,002	0,028	0,08	0,004	0,0024	0,012
191	0,17	0,27	1,16	0,017	0,01	1,22	0,23	0,07	0,002	0,024	0,08	0,004	0,0022	0,0125
192	0,17	0,25	1,15	0,015	0,012	1,21	0,24	0,07	0,002	0,028	0,09	0,004	0,0021	0,0107
193	0,16	0,25	1,18	0,018	0,012	1,22	0,24	0,07	0,002	0,026	0,1	0,002	0,0023	0,0123
194	0,16	0,26	1,19	0,023	0,013	1,24	0,24	0,06	0,002	0,028	0,13	0,002	0,0024	0,012
195	0,16	0,26	1,15	0,019	0,009	1,22	0,23	0,06	0,002	0,026	0,11	0,003	0,0021	0,014
196	0,16	0,24	1,16	0,016	0,005	1,22	0,24	0,06	0,002	0,022	0,1	0,002	0,0019	0,01
197	0,16	0,26	1,18	0,015	0,008	1,23	0,23	0,06	0,002	0,025	0,1	0,002	0,002	0,0119
198	0,16	0,25	1,18	0,015	0,008	1,23	0,22	0,06	0,002	0,026	0,11	0,001	0,0023	0,0091
199	0,17	0,24	1,17	0,015	0,009	1,23	0,23	0,06	0,002	0,027	0,12	0,001	0,0022	0,0128
200	0,17	0,25	1,18	0,02	0,009	1,23	0,24	0,06	0,002	0,023	0,12	0,002	0,0019	0,0104
201	0,17	0,24	1,18	0,018	0,013	1,22	0,23	0,06	0,002	0,027	0,11	0,003	0,0018	0,0116
202	0,17	0,24	1,17	0,017	0,011	1,22	0,24	0,06	0,002	0,023	0,1	0,002	0,0016	0,0127
203	0,18	0,25	1,17	0,016	0,011	1,23	0,24	0,07	0,002	0,025	0,12	0,001	0,0023	0,012
204	0,18	0,25	1,15	0,016	0,013	1,22	0,26	0,06	0,002	0,026	0,11	0,001	0,0023	0,0149
205	0,17	0,27	1,18	0,016	0,013	1,23	0,24	0,07	0,002	0,028	0,1	0,002	0,0027	0,014
206	0,16	0,26	1,17	0,015	0,01	1,23	0,23	0,06	0,002	0,024	0,1	0,002	0,0025	0,0105
207	0,17	0,26	1,19	0,017	0,009	1,24	0,24	0,07	0,001	0,026	0,09	0	0,0025	0,0105
208	0,16	0,27	1,17	0,018	0,01	1,23	0,24	0,07	0,001	0,028	0,09	0,001	0,0025	0,0121
209	0,16	0,26	1,17	0,017	0,01	1,23	0,23	0,07	0,001	0,026	0,08	0,002	0,0025	0,0133
210	0,18	0,22	1,17	0,015	0,012	1,23	0,23	0,07	0,001	0,023	0,1	0,004	0,0016	0,0113

Tabela 50 Matriz com os resultados Jominy das corridas do aço DIN 20MnCr5 Mod. sem Enxofre e Nióbio utilizadas para a geração das equações por regressão linear múltipla.

Corrida	J5,0mm	J10,0mm	J25,0mm	J50,0mm
1	41	35	27	22
2	43	39	31	26
3	43	37	30	26,5
4	43	35	29	24
5	42	36	28	25
6	42	36	28	25
7	42,4	36	28,4	24
8	43	37,5	28,4	24
9	42	36	28	25
10	42	35	27	25
11	42	38	29	26
12	43	37	29	26
13	43	37	30	25
14	43	37	30	26
15	43	36	28	26
16	42	36	27	26
17	43	37	30	25
18	42	37	30	26
19	43	38	30	27
20	41,6	35,6	28,6	22,8
21	40	35,6	28,5	25,5
22	43	38	30	26
23	43	37	29	25
24	42	35	28	24
25	43	36	29	24
26	42	36	29	24
27	42	35	28	25
28	42	35	27	24,5
29	43	36	29	24
30	43	36	29	25
31	42	36	27	25
32	43	36	28	24
33	43	38	29	25
34	41	35	28	24
35	42	36	28	24
36	42	35	28	25
37	42	35	27	25
38	42	36	28	25
39	43	37	30	26
40	42	36	27	25
41	43	36	29	25
42	43	35	28	24
43	43	36	28	24
44	42	35	28	24
45	42	35	28	24
46	43	37	30	26
47	43	38	30	27
48	42	35	28	24
49	43	35	28	24
50	43	35	29	25
51	43	36	29	25
52	42	35	29	26
53	43	36	29	25
54	43	36	28	24
55	43	38	31	26
56	44	39	29	25
57	43	36	29	24
58	43	35	28	25
59	43	36	29,5	25
60	43	36	28	23
61	42	36	27	23
62	43	36	28	23

63	43	36	29	20
64	43	35	29	22
65	43	35	28	20
66	42	35	27	24
67	43	35	28	21
68	43	35	27	22
69	42	35	27	22
70	42	36	28	22
71	42	35	27	22
72	42	36	29	22
73	40	36	28	22
74	43	36	29	25
75	43	35	27	21
76	42	35	27	20
77	42	35	28	22
78	43	35	28	24
79	43	38	29	20
80	43	39	31	22
81	43	35	27	22
82	42	35	27	22
83	41	33	26	22
84	43	38	31	26,6
85	43	39	30	28
86	43	38	31	28
87	43	39	31	27
88	43	39	31	28
89	43	37	31	24
90	43	37	30	27
91	43	39	31	26
92	43	39	31	27
93	43	38	30	26
94	43	39	31	27
95	43	38	30	26
96	43	37	29	26
97	43	39	31	25
98	43	38	30	26
99	43	39	31	24
100	43	39	31	26
101	43	39	31	24
102	43	39	31	28
103	42	37	29	25
104	41	35	28	24
105	43	37	29	24
106	42	36	27	25
107	42	38	30	26
108	43	39	30	26
109	42	37	28	24
110	42	36	30	26
111	42	38	29	26
112	43	39	30	27
113	43	38	30	27
114	43	38	30	27
115	43	38	30	27
116	43	38	30	27
117	43	38	30	27
118	43	38	29	25
119	43	37	30	26
120	42	35	28	24
121	42	36	29	24
122	42	36	28	24
123	43	37	28	24
124	43	39	31	29
125	43	39	31	27

126	43	37	30	26
127	43	39	30	27,8
128	43	39	31	26
129	42,5	39	30	27
130	40	38	29	26
131	43	39	31	28
132	43	36	28	25
133	43	37	30	25
134	42	37	31	26
135	43	39	30	27
136	43	37	31	26
137	43	36	29	25
138	42	38	28	25
139	42,4	35,4	27,8	25,3
140	42,6	37,9	30,4	25,5
141	43	36,2	29,6	26,1
142	42	37	29	24
143	43	39	31	27
144	42,4	37,4	29,2	24,1
145	42	36	28	25
146	43	39	30	27
147	43	38	30	26
148	41	36	27	24
149	43	36	28	24
150	43	36	28	26
151	43	39	30	27
152	43	37	28	26
153	43	39	31	25
154	43	39	30	27
155	42	38	31	29
156	43	38	31	25
157	43	37	30	27
158	42	38	29	26
159	43	38	29	28,5
160	43	36	29	26
161	43	38	30	27
162	43	38	29	26
163	42	38	30	26
164	43	38	30	27
165	42	37	30	25
166	42	37	29	25
167	43	37	29	26
168	42	38	29	26
169	42	38	29	26
170	43	38	31	27
171	43	39	30	25
172	43	38	30	27
173	42	37	29	24
174	43	36	29	25
175	43	37	30	24
176	43	37	30	25
177	43	37	30	25
178	43	36	30	25
179	42	35	28	24
180	42	37	29	25
181	42	35	28	26
182	43	36	29	25
183	43	37	29	24
184	41	35	28	24
185	43	37	30	27
186	42	35	27	24
187	42	36	29	25
188	42	36	29	26

189	43	37	29	25
190	42	35	27	26
191	43	36	29	26
192	43	37	29	25
193	43	37	28	25
194	43	37	29	25
195	43	35,5	28	24
196	42	38	29	26
197	42	35	27	22
198	43	39	30	24
199	43	36	29	24
200	43	37	29	25
201	42	35	28	24
202	42	38	29	25
203	43	38	30	26
204	43	38	29	26
205	43	37	29	25
206	43	39	30	26
207	43	39	30	27
208	43	38	30	25
209	43	35	29	25
210	43	37	29	26





**Tabela 52 Matriz com os resultados Jominy das corridas do aço DIN 38B3 utilizadas para a geração das equações por regressão linear múltipla.**

Corrida	J1,5mm	J3,0mm	J5,0mm	J7,0mm	J9,0mm	J11,0mm	J13,0mm	J15,0mm	J20,0mm	J25,0mm	J30,0mm
1	54	53	52	51	43	31	25	24	22	21	
2	53	51	50	47	37	28	25	23	21	20	
3	54	54	52	50	33	27	25	24	23	21	
4	54	52	52	50	34	26	23	23	21		
5	53	52	51	48	33	28	24	24	21		
6	54	53	51	50	39	26,5	24	23	21		
7	53	52	51	45	39	27,5	24	21			
8	53	52	50,5	48	33,5	26	23	22	21		
9	54	53	52	51	39	27	24	23			
10	54	52,5	52	50	42	32	26	24	23	22	20
11	54	53	51	50	41,5	30	25	23	22	21	20
12	54	53	52	48	31	26	24	23	22	20	
13	54	53	52,5	52	40	27	25	24	22	20	
14	54	53,5	52	51	39	28	24	23	22	21	
15	54	53	52	51	40	29	24	23	21		
16	53	53	51	49	35	26	23	22	21		
17	55	54	52	51	35	27	24	24	21	20	
18	54	53	52	50	32	26	24	23	22	20	
19	54	54	52	51	35	26	24	23	21		
20	54	53	52	50	37	26	23	22	20		
21	55	53	53	52	42	31	26	25	23	22	
22	54	53	52	49	33	26	24	23	21		
23	56	55	54	52	40	30	27	25	24	21	
24	56	55	54	53	45	32	27	26	25	23	21
25	55	54	52	51	36	27	25	24	22	20	
26	55	54	52	50	37	29	26	25	24	22	20
27	55	54	53	52	38	28	25,5	25	23	22	20
28	54	53	52	49	36	28	26	24	23	21	20
29	55,5	54	53	52	43	31	27	26	24	22	20
30	54,5	53	52	50	39	29	25	24	23	21	
31	55	54	52	50	35	27	25	24	23	21	
32	54	53	52	51	40	29	26	24	23	21	20
33	54	54	53	51	38	28	26	25	23	21	
34	54	53	52	50	35	27	25	24	22	21	
35	54	53	52	48	32	26	24	23	21		
36	54	53	53	51	40	29	26	24	23	21	
37	55	54	53	51	34	27	24	24	22	20	
38	54	54	54	51	34	28	26	25	23	22	
39	53	53	51	46	32	25	23	22	20		
40	53	51	50	47	32	26	21	20			
41	56	55	53	52	45	31	25	24	23	21	
42	55	55	54	53	41	31	27	26	24	22	21
43	55	54	53	52	44	31	26	25	23	21	20
44	54	54	53	51	41	31	27	26	24	22	20
45	54	54	53	51	45	35	28	25	24	23	21
46	54	53	52	50	38	28	24	23	22	20	
47	55	54	53	51	39	28	25	24	22	20	
48	55	54	53	52	41	30	26	25	23	21	
49	54	53	51	48	38	29	25	24	23	21	20
50	54	53	52	51	40	29	26	25	23,5	22	21
51	52,5	52	50	48	36	26	23	21	20		
52	55	53	52	49	35	27	25	24	23	21	
53	55	53	52	49	35	27	25	24	23	21	
54	54	53,5	52	51	38	27	25	23	22		
55	54	54	52	51	43	31	25	24	22	20	
56	55	53,5	53	51	39	29	26	24	22	20	
57	55	54	53	50	34	27	25	24	22	20	
58	55	54	53	52	38	30	27	25,5	24	22	
59	54	53	52	49	35	28	26	25	23	21	20
60	55	54	52	51	38	28	25	24	22	20	
61	54	54	53	51	34	28	26	25	23	22	20
62	55	54	52	49	33	27	25	24	23	21	20
63	55	54	52	48	37	29	26	25	23	21	
64	55	54	53	51	36	28	26	24	23	21	
65	55	54	53	51	38	28	25	25	23	21	
66	55	54	53	52	43	31	27	25	24	23	21
67	56	55	54	51	36	29	26	26	24	22	20
68	54	55	54	52	38	29	26	25	24	22	20
69	54	53	52	49	32	27	25	24	23	21	20
70	54	53	52	51	39	29	25	24	23	21	20
71	55	54	53	52	39	27	24	23	21	20	
72	54	53	52	50	36	27	24	22	21	20	
73	55	55	53	51	34	28	25	24	23	20	
74	56	55	54	53	41	31	27	26	24	22	20

75	55	54	52	50	34	26	24	23	21	20	
76	55	55	53	51	36	28	25	24	22	20	
77	55	55	53	53	41	29	26	25	24	21	20
78	56	55	54	53	45	33	27	26	24	22	20
79	55	54	53	50	34	27	25	24	23	21	20
80	55	54	50	47	39	27	25	24	23	21	20
81	54	54	53	52	41	29	26	24	23	20	
82	55	54	53	52	42	28	25	24	22	20	
83	55	55	53	52	39	29	26	24	22	20	
84	54	53	52	50	44	31	26	24	22	20	
85	54	53	52	51	38	28	25	24	22	20	
86	54	53	52	51	39	28	25	24	22	20	
87	53	52	51	50	36	27	24	23	20		
88	54	53	52	51	42	28	24	22	20		
89	54	53	52	51	40	28	24	23	21	20	
90	53	52	51	49	38	27	24	22	21	20	
91	54	54	53	51	45	32	25	23	22	20	
92	55	54	53	52	47	33	26	24	22	21	20
93	55	55	53	53	44	33	27	26	24	22	20
94	54	53	51	51	49	40	31	25	21	20	
95	56	55	54	52	49	41	31	28	23	22	20
96	55	54	53	51	48	39	30	26	24	22	20
97	54	53	52	51	48	38	30	26	22	21	20
98	54	53	52	50	46	35	27	24	22	20	
99	55	54	53	52	47	37	28	26	24	22	21
100	54	52	51	48	45	36	28	24	22	21	20
101	55	54	52	51	45	34	27	25	23	21	20
102	54	53	52	51	46	34	26	24	22	20	20
103	55	54	53	52	47	34	27	25	23	21	20
104	56	56	54	53	51	41	31	28	24	22	20
105	55	54	53	52	44	32	27	25	23	22	20
106	53	53	51	50	40	28	25	23	22	20	20
107	54	54	53	52	49	40	32	28	26	24	23
108	55	55	53	53	48	39	31	28	25	23	21
109	55	54	53	52	48	38	29	26	24	22	21
110	55	54	53	52	46	35	29	27	25	24	22
111	54	54	52	51	47	35	27	25	22	20	
112	54	53	52	51	46	35	27	25	23	21	20
113	55	54	53	51	49	38	29	26	23	21	20
114	56	55	54	52	50	40	29	26	23	22	20
115	55	55	54	52	51	43	33	27	24	22	21
116	55	54	53	51	48	38	28	25	24	22	20
117	55	55	53	52	48	36	29	26	24	22	20
118	53	52	51	49	39	28	25	23	21	20	
119	55	54	53	51	43	31	26	24	22	20	
120	55	53	52	46	31	27	26	24	23	21	19
121	54	54	52	49	33	26	24	23	21	19	
122	55	54	53	51	38	28	25	24	22	20	
123	55	55	53	52	42	29	26	24	22	20	17
124	55	54	54	51	36	29	26	25	24	21	20
125	56	55	53	53	43	32	28	26	25	23	21
126	55	54	53	51	34	28	25	24	23	20	
127	54	53	52	50	35	27	24	23	22	20	
128	55	54	52	51	37	28	25	23	21	20	
129	55	53	52	52	45	33	26	24	22	21	20
130	55	54	53	52	43	36	27	24	22	20	18
131	54	53	52	51	43	31	25	23	20	18	
132	52	52	51	49	37	26	24	22	21	20	
133	55	54	53	50	33	27	24	24	22	20	
134	55	54	53	52	42	30	25	24	22	20	
135	55	54	53	52	42	30	25	24	22	20	
136	52	50	49	49	43	28	23	21	20		
137	52	52	52	51	41	28	24	23	21	20	
138	52	52	52	51	42	30	25	24	21	20	
139	53	53	51	48	31	25	22	22	20		
140	54	53	53	51	36	26	24	23	21	20	
141	54	53	52	50	35	26	24	23	21	20	
142	54	53	51	50	36	26	24	22	20		
143	52	52	51	49	34	26	23	22	21	20	
144	52	52	50	48	34	26	23	22	20		
145	55	55	53	52	43	32	27	25	23	21	
146	54	54	53	52	43	30	25	23	21		
147	55	54	52	49	37	27	24	22	21		
148	54	54	53	51	36	27	25	24	22	20	
149	55	54	53	51	36	27	24	23	21		

150	54	55	53	52	44	32	26	25	22	20	
151	55	54	53	51	36	27	24	23	21	20	
152	55	54	53	49	32	26	24	23	21	20	
153	55	54	53	52	39	29	26	25	23	21	20
154	55	54	53	50	36	27	25	23	21	20	
155	55	53	52	48	32	26	24	23	21	20	
156	55	53	52	48	32	26	24	23	21	20	
157	55	54	53	50	36	27	25	24	22	20	
158	54	54	52	50	35	27	24	23	21	19	
159	56	55	53	51	36	27	24	23	21	20	
160	54	54	52	49	34	26	24	23	21	20	

Modelamentos gerados por regressão linear múltipla para os pontos J5, J10, J25 e J50 para o aço DIN 20MnCr5 Mod. sem Enxofre e Nióbio.

Multiple Regression Analysis

Dependent variable: J5

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	40,2248	1,01562	39,6061	0,0000
C	28,1276	5,93833	4,73661	0,0000
P	-36,7721	13,1464	-2,79713	0,0056
Ti	-255,771	111,158	-2,30096	0,0224
Cu	-4,7971	2,13754	-2,24421	0,0259
N	-54,9301	27,4589	-2,00045	0,0468

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	13,4986	5	2,69973	8,02	0,0000
Residual	68,6504	204	0,336521		
Total (Corr.)	82,149	209			

R-squared = 16,4319 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 14,3837 percent

Standard Error of Est. = 0,580105

Mean absolute error = 0,445819

Durbin-Watson statistic = 1,81722

The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J5 and 5 independent variables. The equation of the fitted model is

J5 = 40,2248 + 28,1276\*C - 36,7721\*P - 255,771\*Ti - 4,7971\*Cu - 54,9301\*N

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 16,4319% of the variability in J5. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 14,3837%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0,580105. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,445819 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is greater than 1.4, there is probably not any serious autocorrelation in the residuals.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0468, belonging to N. Since the P-value is less than 0.05, that term is statistically significant at the 95% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

Multiple Regression Analysis

Dependent variable: J10

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	24,2133	2,08854	11,5934	0,0000
C	55,5186	10,8767	5,10435	0,0000
S	-81,44	36,5393	-2,22884	0,0269
Mo	21,8041	5,83043	3,73971	0,0002
Al	214,278	29,022	7,38329	0,0000
Nb	-195,029	90,8697	-2,14625	0,0330
B	551,36	196,667	2,80352	0,0055
N	-253,846	50,0565	-5,07119	0,0000

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	176,468	7	25,2096	23,05	0,0000
Residual	220,968	202	1,0939		
Total (Corr.)	397,436	209			

R-squared = 44,4015 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 42,4749 percent

Standard Error of Est. = 1,0459

Mean absolute error = 0,833201

Durbin-Watson statistic = 1,63739

The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J10 and 7 independent variables. The equation of the fitted model is

$$J10 = 24,2133 + 55,5186*C - 81,44*S + 21,8041*Mo + 214,278*Al - 195,029*Nb + 551,36*B - 253,846*N$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 44,4015% of the variability in J10. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 42,4749%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 1,0459. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,833201 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is greater than 1.4, there is probably not any serious autocorrelation in the residuals.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0330, belonging to Nb. Since the P-value is less than 0.05, that term is statistically significant at the 95% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

## Multiple Regression Analysis

Dependent variable: J25

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	15,5703	1,9838	7,84873	0,0000
C	46,8991	10,2532	4,57411	0,0000
Mo	24,1663	4,96496	4,86736	0,0000
Al	162,92	27,4449	5,93623	0,0000

## Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	88,5829	3	29,5276	28,76	0,0000
Residual	211,468	206	1,02654		
Total (Corr.)	300,051	209			

R-squared = 29,5226 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 28,4963 percent

Standard Error of Est. = 1,01318

Mean absolute error = 0,837067

Durbin-Watson statistic = 1,52847

## The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J25 and 3 independent variables. The equation of the fitted model is

$$J25 = 15,5703 + 46,8991*C + 24,1663*Mo + 162,92*Al$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 29,5226% of the variability in J25. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 28,4963%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 1,01318. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,837067 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is greater than 1.4, there is probably not any serious autocorrelation in the residuals.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0000, belonging to C. Since the P-value is less than 0.01, the highest order term is statistically significant at the 99% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

### Multiple Regression Analysis

Dependent variable: J50

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	8,73504	2,26285	3,8602	0,0002
C	49,0501	11,7397	4,17812	0,0000
S	-94,3143	40,1737	-2,34766	0,0198
Mo	64,4922	6,31986	10,2047	0,0000
Al	142,967	31,3735	4,55694	0,0000
B	635,976	214,463	2,96543	0,0034

### Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	302,459	5	60,4918	45,61	0,0000
Residual	270,544	204	1,3262		
Total (Corr.)	573,003	209			

R-squared = 52,7849 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 51,6277 percent

Standard Error of Est. = 1,15161

Mean absolute error = 0,934539

Durbin-Watson statistic = 1,79591

### The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J50 and 5 independent variables. The equation of the fitted model is

$$J50 = 8,73504 + 49,0501*C - 94,3143*S + 64,4922*Mo + 142,967*Al + 635,976*B$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 52,7849% of the variability in J50. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 51,6277%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 1,15161. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,934539 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is greater than 1.4, there is probably not any serious autocorrelation in the residuals.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0198, belonging to S. Since the P-value is less than 0.05, that term is statistically significant at the 95% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

Modelamentos gerados por regressão linear múltipla para os pontos J1\_5; J3; J5; J7; J9; J11; J13; J15; J20; J25 e J30 para o aço DIN 38B3.

Multiple Regression Analysis					
Dependent variable: J1_5					
Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value	
CONSTANT	49,0126	3,28767	14,908	0,0000	
C	13,1346	7,92803	1,65673	0,0996	
Mn	3,21705	1,50062	2,14381	0,0336	
Ni	-9,86282	3,41317	-2,88963	0,0044	
Ti	-52,8223	13,9542	-3,7854	0,0002	
N2	142,008	56,3696	2,51922	0,0128	

Analysis of Variance					
Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	19,175	5	3,835	5,58	0,0001
Residual	105,761	154	0,686759		
Total (Corr.)	124,936	159			

R-squared = 15,3479 percent  
R-squared (adjusted for d.f.) = 12,5994 percent  
Standard Error of Est. = 0,828709  
Mean absolute error = 0,629693  
Durbin-Watson statistic = 1,60985

#### The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J1\_5 and 5 independent variables. The equation of the fitted model is

$$J1\_5 = 49,0126 + 13,1346*C + 3,21705*Mn - 9,86282*Ni - 52,8223*Ti + 142,008*N2$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 15,3479% of the variability in J1\_5. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 12,5994%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0,828709. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,629693 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is greater than 1.4, there is probably not any serious autocorrelation in the residuals.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0996, belonging to C. Since the P-value is less than 0.10, that term is statistically significant at the 90% confidence level. Depending on the confidence level at which you wish to work, you may or may not decide to remove C from the model.

## Multiple Regression Analysis

Dependent variable: J3

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	46,4681	3,19957	14,5233	0,0000
C	25,2556	8,32759	3,03276	0,0028
S	-68,6031	21,743	-3,15518	0,0019
Ni	-9,97042	3,71565	-2,68336	0,0081
Ti	-40,1123	14,7205	-2,72493	0,0072
N2	161,892	60,7954	2,6629	0,0086

## Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	28,0756	5	5,61512	7,55	0,0000
Residual	114,518	154	0,743624		
Total (Corr.)	142,594	159			

R-squared = 19,6892 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 17,0817 percent

Standard Error of Est. = 0,862336

Mean absolute error = 0,658577

Durbin-Watson statistic = 1,62444

## The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J3 and 5 independent variables. The equation of the fitted model is

J3 = 46,4681 + 25,2556\*C - 68,6031\*S - 9,97042\*Ni - 40,1123\*Ti + 161,892\*N2

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 19,6892% of the variability in J3. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 17,0817%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0,862336. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,658577 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is greater than 1.4, there is probably not any serious autocorrelation in the residuals.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0086, belonging to N2. Since the P-value is less than 0.01, the highest order term is statistically significant at the 99% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

## Multiple Regression Analysis

Dependent variable: J5

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	41,7145	3,38205	12,3341	0,0000
C	28,2494	8,39089	3,36668	0,0010
Si	10,5953	5,32873	1,98833	0,0486
S	-60,1404	21,8426	-2,75336	0,0066
Ni	-10,053	3,73559	-2,69114	0,0079
Ti	-45,5915	15,1256	-3,01419	0,0030
N2	127,399	61,1711	2,08266	0,0389

## Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	27,4117	6	4,56862	6,09	0,0000
Residual	114,782	153	0,750209		
Total (Corr.)	142,194	159			

R-squared = 19,2777 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 16,1122 percent

Standard Error of Est. = 0,866146

Mean absolute error = 0,668677

Durbin-Watson statistic = 1,70118

## The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J5 and 6 independent variables. The equation of the fitted model is

$$J5 = 41,7145 + 28,2494*C + 10,5953*Si - 60,1404*S - 10,053*Ni - 45,5915*Ti + 127,399*N2$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 19,2777% of the variability in J5. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 16,1122%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0,866146. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,668677 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is greater than 1.4, there is probably not any serious autocorrelation in the residuals.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0486, belonging to Si. Since the P-value is less than 0.05, that term is statistically significant at the 95% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

## Multiple Regression Analysis

Dependent variable: J7

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	36,2532	4,90716	7,38782	0,0000
C	44,6712	13,3482	3,3466	0,0010
S	-93,1127	30,9437	-3,0091	0,0031
Mo	49,7827	17,4478	2,85324	0,0049
B	-830,228	228,052	-3,64052	0,0004

## Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	85,5336	4	21,3834	11,43	0,0000
Residual	290,066	155	1,8714		
Total (Corr.)	375,6	159			

R-squared = 22,7725 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 20,7796 percent

Standard Error of Est. = 1,36799

Mean absolute error = 1,03639

Durbin-Watson statistic = 1,87858

## The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J7 and 4 independent variables. The equation of the fitted model is

$$J7 = 36,2532 + 44,6712*C - 93,1127*S + 49,7827*Mo - 830,228*B$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 22,7725% of the variability in J7. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 20,7796%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 1,36799. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 1,03639 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is greater than 1.4, there is probably not any serious autocorrelation in the residuals.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0049, belonging to Mo. Since the P-value is less than 0.01, the highest order term is statistically significant at the 99% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

## Multiple Regression Analysis

Dependent variable: J9

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	-14,9186	5,07019	-2,94241	0,0038
Mn	56,583	5,4992	10,2893	0,0000
Cr	72,4139	11,0936	6,52754	0,0000
Mo	136,036	41,6103	3,26927	0,0013
Cu	24,7586	9,26993	2,67085	0,0084
B	-1775,8	494,706	-3,58961	0,0004

## Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	2594,26	5	518,852	59,70	0,0000
Residual	1338,34	154	8,69051		
Total (Corr.)	3932,6	159			

R-squared = 65,9681 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 64,8632 percent

Standard Error of Est. = 2,94797

Mean absolute error = 2,3282

Durbin-Watson statistic = 1,71207

## The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J9 and 5 independent variables. The equation of the fitted model is

$$J9 = -14,9186 + 56,583 * Mn + 72,4139 * Cr + 136,036 * Mo + 24,7586 * Cu - 1775,8 * B$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 65,9681% of the variability in J9. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 64,8632%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 2,94797. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 2,3282 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is greater than 1.4, there is probably not any serious autocorrelation in the residuals.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0084, belonging to Cu. Since the P-value is less than 0.01, the highest order term is statistically significant at the 99% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

Multiple Regression Analysis

Dependent variable: J11

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	-18,3092	3,76257	-4,86614	0,0000
Mn	58,2142	3,87684	15,0159	0,0000
Cr	46,2359	7,72769	5,98314	0,0000
Mo	68,4477	29,0676	2,35478	0,0198
Ti	-101,779	35,6993	-2,85099	0,0050
Cu	13,6075	6,45131	2,10926	0,0366
B	-702,013	351,742	-1,99582	0,0477

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	1717,39	6	286,232	68,18	0,0000
Residual	642,352	153	4,19838		
Total (Corr.)	2359,74	159			

R-squared = 72,7787 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 71,7112 percent

Standard Error of Est. = 2,04899

Mean absolute error = 1,56472

Durbin-Watson statistic = 1,70304

The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J11 and 6 independent variables. The equation of the fitted model is

$$J11 = -18,3092 + 58,2142 * Mn + 46,2359 * Cr + 68,4477 * Mo - 101,779 * Ti + 13,6075 * Cu - 702,013 * B$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 72,7787% of the variability in J11. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 71,7112%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 2,04899. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 1,56472 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is greater than 1.4, there is probably not any serious autocorrelation in the residuals.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0477, belonging to B. Since the P-value is less than 0.05, that term is statistically significant at the 95% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

Multiple Regression Analysis

Dependent variable: J13

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	0,704141	4,93868	0,142577	0,8868
C	25,4067	12,3212	2,06203	0,0409
Mn	26,2113	2,3721	11,0498	0,0000
S	-100,247	28,9582	-3,46177	0,0007
Mo	49,9865	16,2546	3,07523	0,0025
Ti	-89,3388	22,1668	-4,03029	0,0001
B	-441,258	219,189	-2,01314	0,0459

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	341,904	6	56,984	35,82	0,0000
Residual	243,395	153	1,59081		
Total (Corr.)	585,298	159			

R-squared = 58,4153 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 56,7845 percent

Standard Error of Est. = 1,26127

Mean absolute error = 0,976312

Durbin-Watson statistic = 1,69119

The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J13 and 6 independent variables. The equation of the fitted model is

$$J13 = 0,704141 + 25,4067*C + 26,2113*Mn - 100,247*S + 49,9865*Mo - 89,3388*Ti - 441,258*B$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 58,4153% of the variability in J13. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 56,7845%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 1,26127. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,976312 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is greater than 1.4, there is probably not any serious autocorrelation in the residuals.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0459, belonging to B. Since the P-value is less than 0.05, that term is statistically significant at the 95% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

## Multiple Regression Analysis

Dependent variable: J15

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	7,87508	4,31266	1,82604	0,0698
C	28,7164	10,7979	2,65945	0,0087
Mn	13,7207	2,07625	6,60841	0,0000
S	-79,9627	27,3423	-2,92451	0,0040
Ni	-12,3055	5,42846	-2,26685	0,0248
Mo	36,9648	16,6595	2,21884	0,0280
Ti	-62,9631	19,4341	-3,23983	0,0015
B	-460,135	191,513	-2,40263	0,0175

## Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	124,738	7	17,8197	14,70	0,0000
Residual	184,248	152	1,21216		
Total (Corr.)	308,986	159			

R-squared = 40,3701 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 37,624 percent

Standard Error of Est. = 1,10098

Mean absolute error = 0,856942

Durbin-Watson statistic = 1,85961

## The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J15 and 7 independent variables. The equation of the fitted model is

$$J15 = 7,87508 + 28,7164*C + 13,7207*Mn - 79,9627*S - 12,3055*Ni + 36,9648*Mo - 62,9631*Ti - 460,135*B$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 40,3701% of the variability in J15. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 37,624%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 1,10098. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,856942 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is greater than 1.4, there is probably not any serious autocorrelation in the residuals.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0280, belonging to Mo. Since the P-value is less than 0.05, that term is statistically significant at the 95% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

## Multiple Regression Analysis

Dependent variable: J20

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	7,73612	4,29616	1,80071	0,0738
C	35,1568	10,6453	3,30257	0,0012
Mn	10,1349	2,0687	4,89915	0,0000
S	-57,9873	26,3857	-2,19768	0,0295
Ti	-56,518	19,7792	-2,85744	0,0049
Al	-91,3132	23,84	-3,83024	0,0002
B	-385,26	189,629	-2,03165	0,0440

## Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	73,3736	6	12,2289	10,59	0,0000
Residual	173,263	150	1,15509		
Total (Corr.)	246,637	156			

R-squared = 29,7496 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 26,9396 percent

Standard Error of Est. = 1,07475

Mean absolute error = 0,844161

Durbin-Watson statistic = 1,58303

## The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J20 and 6 independent variables. The equation of the fitted model is

J20 = 7,73612 + 35,1568\*C + 10,1349\*Mn - 57,9873\*S - 56,518\*Ti - 91,3132\*Al - 385,26\*B

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 29,7496% of the variability in J20. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 26,9396%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 1,07475. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,844161 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is greater than 1.4, there is probably not any serious autocorrelation in the residuals.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0440, belonging to B. Since the P-value is less than 0.05, that term is statistically significant at the 95% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

Multiple Regression Analysis

Dependent variable: J25

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	6,33533	3,57664	1,77131	0,0789
C	26,5832	8,95316	2,96914	0,0036
Mn	8,70551	1,68067	5,17979	0,0000
Al	-76,1841	19,2911	-3,94918	0,0001
B	-351,217	159,384	-2,20359	0,0293

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	39,349	4	9,83725	13,27	0,0000
Residual	96,3843	130	0,741418		
Total (Corr.)	135,733	134			

R-squared = 28,9899 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 26,805 percent

Standard Error of Est. = 0,861056

Mean absolute error = 0,663425

Durbin-Watson statistic = 1,93478

The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J25 and 4 independent variables. The equation of the fitted model is

$$J25 = 6,33533 + 26,5832*C + 8,70551*Mn - 76,1841*Al - 351,217*B$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 28,9899% of the variability in J25. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 26,805%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0,861056. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,663425 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is greater than 1.4, there is probably not any serious autocorrelation in the residuals.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0293, belonging to B. Since the P-value is less than 0.05, that term is statistically significant at the 95% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

## Multiple Regression Analysis

-----  
Dependent variable: J30  
-----

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	16,294	1,45128	11,2273	0,0000
Mn	3,47061	1,71471	2,02403	0,0479
Ni	11,1258	5,4331	2,04778	0,0455

## Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	5,60112	2	2,80056	5,04	0,0098
Residual	29,9778	54	0,555145		
Total (Corr.)	35,5789	56			

R-squared = 15,7428 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 12,6222 percent

Standard Error of Est. = 0,745081

Mean absolute error = 0,475247

Durbin-Watson statistic = 1,68035

## The StatAdvisor

-----  
The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J30 and 2 independent variables. The equation of the fitted model is

J30 = 16,294 + 3,47061\*Mn + 11,1258\*Ni

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 15,7428% of the variability in J30. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 12,6222%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0,745081. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,475247 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is greater than 1.4, there is probably not any serious autocorrelation in the residuals.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0479, belonging to Mn. Since the P-value is less than 0.05, that term is statistically significant at the 95% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

Modelamentos gerados por regressão linear múltipla para os pontos J1,5; J3; J5; J7; J9; J10; J11; J13; J15; J20; J25; J30; J35; J40 e J50 para o aço DIN 20MnCr5Mod. com Enxofre e Nióbio.

#### Multiple Regression Analysis

Dependent variable: J1\_5

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	47,9126	2,29816	20,8482	0,0000
C	38,5905	5,32038	7,25334	0,0000
Si	12,4715	1,83799	6,78537	0,0000
S	-39,3907	13,9959	-2,81445	0,0054
Cr	-9,58718	1,82542	-5,25205	0,0000
Mo	-13,8624	5,59349	-2,4783	0,0140
Cu	4,50951	1,49899	3,00836	0,0030

#### Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	39,4454	6	6,57424	25,11	0,0000
Residual	53,1474	203	0,26181		
Total (Corr.)	92,5928	209			

R-squared = 42,601 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 40,9045 percent

Standard Error of Est. = 0,511673

Mean absolute error = 0,39572

Durbin-Watson statistic = 1,49041

#### The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J1\_5 and 6 independent variables. The equation of the fitted model is

$$J1\_5 = 47,9126 + 38,5905*C + 12,4715*Si - 39,3907*S - 9,58718*Cr - 13,8624*Mo + 4,50951*Cu$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 42,601% of the variability in J1\_5. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 40,9045%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0,511673. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,39572 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is greater than 1.4, there is probably not any serious autocorrelation in the residuals.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0140, belonging to Mo. Since the P-value is less than 0.05, that term is statistically significant at the 95% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

## Multiple Regression Analysis

Dependent variable: J3

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	48,4503	2,93406	16,5131	0,0000
C	57,2209	6,76526	8,45804	0,0000
Si	9,54325	2,3543	4,05354	0,0001
S	-44,377	18,0144	-2,46342	0,0146
Cr	-11,2557	2,34776	-4,79421	0,0000
Mo	-19,3049	7,19982	-2,6813	0,0079

## Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	51,079	5	10,2158	23,54	0,0000
Residual	88,5452	204	0,434045		
Total (Corr.)	139,624	209			

R-squared = 36,5832 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 35,0289 percent

Standard Error of Est. = 0,658821

Mean absolute error = 0,523845

Durbin-Watson statistic = 1,63696

## The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J3 and 5 independent variables. The equation of the fitted model is

$$J3 = 48,4503 + 57,2209*C + 9,54325*Si - 44,377*S - 11,2557*Cr - 19,3049*Mo$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 36,5832% of the variability in J3. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 35,0289%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0,658821. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,523845 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is less than 1.4, there may be some indication of serial correlation. Plot the residuals versus row order to see if there is any pattern which can be seen.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0146, belonging to S. Since the P-value is less than 0.05, that term is statistically significant at the 95% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

## Multiple Regression Analysis

Dependent variable: J5

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	39,3144	2,44856	16,0561	0,0000
C	57,7677	5,04442	11,4518	0,0000
Si	8,67126	1,78586	4,8555	0,0000
Cr	-7,47721	1,7634	-4,24023	0,0000
Ni	10,6241	4,26787	2,48932	0,0136
Mo	-14,9494	5,58958	-2,67452	0,0081
Cu	5,84802	1,44815	4,03826	0,0001
B	-308,927	138,314	-2,23353	0,0266
N	-91,716	31,6798	-2,8951	0,0042

## Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	54,177	8	6,77212	28,38	0,0000
Residual	47,968	201	0,238647		
Total (Corr.)	102,145	209			

R-squared = 53,0393 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 51,1702 percent

Standard Error of Est. = 0,488515

Mean absolute error = 0,377026

Durbin-Watson statistic = 1,5548

## The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J5 and 8 independent variables. The equation of the fitted model is

$$J5 = 39,3144 + 57,7677*C + 8,67126*Si - 7,47721*Cr + 10,6241*Ni - 14,9494*Mo + 5,84802*Cu - 308,927*B - 91,716*N$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 53,0393% of the variability in J5. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 51,1702%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0,488515. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,377026 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is greater than 1.4, there is probably not any serious autocorrelation in the residuals.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0266, belonging to B. Since the P-value is less than 0.05, that term is statistically significant at the 95% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

## Multiple Regression Analysis

-----  
Dependent variable: J7  
-----

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	26,5133	1,33694	19,8314	0,0000
C	78,3944	6,29893	12,4457	0,0000
Ti	-266,34	116,88	-2,27874	0,0237
Al	138,013	23,6715	5,83035	0,0000
Cu	9,00142	1,82021	4,94525	0,0000
B	-494,297	171,518	-2,88189	0,0044
N	-231,222	39,7725	-5,81361	0,0000

## Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	105,792	6	17,632	45,63	0,0000
Residual	78,448	203	0,386443		
Total (Corr.)	184,24	209			

R-squared = 57,4207 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 56,1622 percent

Standard Error of Est. = 0,621646

Mean absolute error = 0,449187

Durbin-Watson statistic = 1,83742

## The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J7 and 6 independent variables. The equation of the fitted model is

$$J7 = 26,5133 + 78,3944*C - 266,34*Ti + 138,013*Al + 9,00142*Cu - 494,297*B - 231,222*N$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 57,4207% of the variability in J7. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 56,1622%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0,621646. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,449187 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is greater than 1.4, there is probably not any serious autocorrelation in the residuals.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0237, belonging to Ti. Since the P-value is less than 0.05, that term is statistically significant at the 95% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

## Multiple Regression Analysis

Dependent variable: J9

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	10,3407	3,55372	2,90983	0,0040
C	89,1833	7,18994	12,4039	0,0000
Cr	7,15145	2,53392	2,82228	0,0052
Ni	13,6753	6,00993	2,27545	0,0239
Ti	-308,035	133,109	-2,31416	0,0217
Al	147,033	26,8827	5,46943	0,0000
Cu	9,02508	2,0697	4,36058	0,0000
B	-674,959	197,061	-3,42513	0,0007
N	-205,91	45,2819	-4,54729	0,0000

## Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	137,426	8	17,1783	34,93	0,0000
Residual	98,8588	201	0,491835		
Total (Corr.)	236,285	209			

R-squared = 58,1612 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 56,496 percent

Standard Error of Est. = 0,701309

Mean absolute error = 0,493622

Durbin-Watson statistic = 1,72313

## The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J9 and 8 independent variables. The equation of the fitted model is

$$J9 = 10,3407 + 89,1833*C + 7,15145*Cr + 13,6753*Ni - 308,035*Ti + 147,033*Al + 9,02508*Cu - 674,959*B - 205,91*N$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 58,1612% of the variability in J9. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 56,496%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0,701309. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,493622 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is greater than 1.4, there is probably not any serious autocorrelation in the residuals.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0239, belonging to Ni. Since the P-value is less than 0.05, that term is statistically significant at the 95% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

## Multiple Regression Analysis

Dependent variable: J10

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	15,6886	2,34436	6,69206	0,0000
C	78,9306	5,62349	14,0359	0,0000
Si	4,63238	2,03086	2,28099	0,0236
Mn	3,9972	1,62514	2,4596	0,0148
Ni	17,1904	4,7415	3,62553	0,0004
Mo	-19,8991	6,22143	-3,19848	0,0016
Ti	-267,181	103,338	-2,58552	0,0104
Al	69,9107	20,9904	3,3306	0,0010
Cu	6,29825	1,58454	3,97482	0,0001
B	-481,849	152,618	-3,15722	0,0018
N	-156,459	34,7628	-4,50077	0,0000

## Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	99,6374	10	9,96374	34,96	0,0000
Residual	56,7126	199	0,284988		
Total (Corr.)	156,35	209			

R-squared = 63,7272 percent  
R-squared (adjusted for d.f.) = 61,9044 percent  
Standard Error of Est. = 0,533842  
Mean absolute error = 0,400181  
Durbin-Watson statistic = 1,46994

## The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J10 and 10 independent variables. The equation of the fitted model is

$$\text{J10} = 15,6886 + 78,9306 * \text{C} + 4,63238 * \text{Si} + 3,9972 * \text{Mn} + 17,1904 * \text{Ni} - 19,8991 * \text{Mo} - 267,181 * \text{Ti} + 69,9107 * \text{Al} + 6,29825 * \text{Cu} - 481,849 * \text{B} - 156,459 * \text{N}$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 63,7272% of the variability in J10. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 61,9044%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0,533842. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,400181 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is greater than 1.4, there is probably not any serious autocorrelation in the residuals.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0236, belonging to Si. Since the P-value is less than 0.05, that term is statistically significant at the 95% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

## Multiple Regression Analysis

Dependent variable: J11

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	20,6768	3,82121	5,41105	0,0000
C	81,1656	7,34404	11,0519	0,0000
Si	8,65145	2,63289	3,28592	0,0012
Mn	7,88581	2,22569	3,54308	0,0005
Cr	-8,30447	2,6498	-3,13399	0,0020
Ni	17,8018	6,19948	2,8715	0,0045
Mo	-24,146	8,01686	-3,0119	0,0029
Ti	-279,301	134,646	-2,07434	0,0393
Cu	4,57682	2,07627	2,20435	0,0286
B	-401,944	199,574	-2,01401	0,0454
N	-143,387	45,4012	-3,15823	0,0018

## Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	107,022	10	10,7022	21,90	0,0000
Residual	97,2688	199	0,488788		
Total (Corr.)	204,291	209			

R-squared = 52,3872 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 49,9946 percent

Standard Error of Est. = 0,699134

Mean absolute error = 0,54192

Durbin-Watson statistic = 1,44881

## The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J11 and 10 independent variables. The equation of the fitted model is

$$\begin{aligned} J11 = & 20,6768 + 81,1656*C + 8,65145*Si + 7,88581*Mn - 8,30447*Cr + \\ & 17,8018*Ni - 24,146*Mo - 279,301*Ti + 4,57682*Cu - 401,944*B - \\ & 143,387*N \end{aligned}$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 52,3872% of the variability in J11. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 49,9946%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0,699134. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,54192 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is greater than 1.4, there is probably not any serious autocorrelation in the residuals.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0454, belonging to B. Since the P-value is less than 0.05, that term is statistically significant at the 95% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

## Multiple Regression Analysis

-----  
Dependent variable: J13  
-----

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	9,30123	3,0872	3,01283	0,0029
C	87,5984	7,47375	11,7208	0,0000
Si	5,64357	2,61955	2,1544	0,0324
Mn	7,67212	2,16202	3,54858	0,0005
Ni	14,7068	6,28243	2,34094	0,0202
Mo	-20,1697	8,17319	-2,46779	0,0144
Cu	5,82245	2,11273	2,75588	0,0064
B	-696,297	202,104	-3,44525	0,0007
N	-151,41	46,0671	-3,28672	0,0012

## Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	123,362	8	15,4202	30,30	0,0000
Residual	102,279	201	0,508853		
Total (Corr.)	225,641	209			

R-squared = 54,6717 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 52,8676 percent

Standard Error of Est. = 0,713339

Mean absolute error = 0,532521

Durbin-Watson statistic = 1,51433

## The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J13 and 8 independent variables. The equation of the fitted model is

$$J13 = 9,30123 + 87,5984*C + 5,64357*Si + 7,67212*Mn + 14,7068*Ni - 20,1697*Mo + 5,82245*Cu - 696,297*B - 151,41*N$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 54,6717% of the variability in J13. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 52,8676%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0,713339. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,532521 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is greater than 1.4, there is probably not any serious autocorrelation in the residuals.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0324, belonging to Si. Since the P-value is less than 0.05, that term is statistically significant at the 95% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

## Multiple Regression Analysis

Dependent variable: J15

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	9,16547	3,52505	2,6001	0,0100
C	78,1477	8,53372	9,15752	0,0000
Si	8,70241	2,99107	2,90946	0,0040
Mn	6,68624	2,46865	2,70846	0,0073
Ni	17,9871	7,17344	2,50746	0,0130
Mo	-27,3585	9,33235	-2,93158	0,0038
Cu	5,40478	2,41237	2,24044	0,0262
B	-631,035	230,767	-2,73451	0,0068
N	-111,409	52,6006	-2,11801	0,0354

## Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	106,657	8	13,3321	20,10	0,0000
Residual	133,348	201	0,663424		
Total (Corr.)	240,005	209			

R-squared = 44,4394 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 42,228 percent

Standard Error of Est. = 0,814508

Mean absolute error = 0,647242

Durbin-Watson statistic = 1,87098

## The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J15 and 8 independent variables. The equation of the fitted model is

$$J15 = 9,16547 + 78,1477*C + 8,70241*Si + 6,68624*Mn + 17,9871*Ni - 27,3585*Mo + 5,40478*Cu - 631,035*B - 111,409*N$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 44,4394% of the variability in J15. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 42,228%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0,814508. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,647242 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is less than 1.4, there may be some indication of serial correlation. Plot the residuals versus row order to see if there is any pattern which can be seen.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0354, belonging to N. Since the P-value is less than 0.05, that term is statistically significant at the 95% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

## Multiple Regression Analysis

Dependent variable: J20

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	16,5462	3,69953	4,47251	0,0000
C	66,3554	7,17515	9,24795	0,0000
Si	10,5509	2,51361	4,19753	0,0000
Mn	6,71215	2,16612	3,0987	0,0022
Cr	-6,43801	2,58155	-2,49386	0,0134
Ni	12,8294	5,96753	2,14987	0,0328
Mo	-29,7421	7,73241	-3,84642	0,0002
Cu	5,81498	2,01285	2,88894	0,0043
N	-105,618	44,0398	-2,39824	0,0174

## Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	84,3842	8	10,548	22,58	0,0000
Residual	93,8901	201	0,467115		
Total (Corr.)	178,274	209			

R-squared = 47,3339 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 45,2377 percent

Standard Error of Est. = 0,683458

Mean absolute error = 0,540497

Durbin-Watson statistic = 1,69369

## The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J20 and 8 independent variables. The equation of the fitted model is

$$\text{J20} = 16,5462 + 66,3554 * \text{C} + 10,5509 * \text{Si} + 6,71215 * \text{Mn} - 6,43801 * \text{Cr} + 12,8294 * \text{Ni} - 29,7421 * \text{Mo} + 5,81498 * \text{Cu} - 105,618 * \text{N}$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 47,3339% of the variability in J20. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 45,2377%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0,683458. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,540497 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is less than 1.4, there may be some indication of serial correlation. Plot the residuals versus row order to see if there is any pattern which can be seen.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0328, belonging to Ni. Since the P-value is less than 0.05, that term is statistically significant at the 95% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

## Multiple Regression Analysis

Dependent variable: J25

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	16,9362	3,20677	5,28139	0,0000
C	74,1875	6,21946	11,9283	0,0000
Si	6,62689	2,17881	3,04152	0,0027
Mn	5,2703	1,8776	2,80693	0,0055
Cr	-6,36419	2,2377	-2,84407	0,0049
Ni	11,8658	5,17269	2,29392	0,0228
Mo	-32,8366	6,7025	-4,89916	0,0000
Cu	6,52428	1,74475	3,73938	0,0002
N	-97,9241	38,174	-2,5652	0,0110

## Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	87,3923	8	10,924	31,13	0,0000
Residual	70,5446	201	0,350968		
Total (Corr.)	157,937	209			

R-squared = 55,3337 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 53,5559 percent

Standard Error of Est. = 0,592426

Mean absolute error = 0,465812

Durbin-Watson statistic = 1,46022

## The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J25 and 8 independent variables. The equation of the fitted model is

$$J25 = 16,9362 + 74,1875*C + 6,62689*Si + 5,2703*Mn - 6,36419*Cr + 11,8658*Ni - 32,8366*Mo + 6,52428*Cu - 97,9241*N$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 55,3337% of the variability in J25. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 53,5559%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0,592426. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,465812 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is greater than 1.4, there is probably not any serious autocorrelation in the residuals.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0228, belonging to Ni. Since the P-value is less than 0.05, that term is statistically significant at the 95% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

## Multiple Regression Analysis

-----  
Dependent variable: J30  
-----

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	7,62962	2,03712	3,74529	0,0002
C	80,9577	6,03803	13,408	0,0000
Si	7,18353	2,11595	3,39495	0,0008
Mn	4,6995	1,72697	2,72124	0,0071
Mo	-14,0046	6,48678	-2,15894	0,0320
Al	50,6904	22,1844	2,28496	0,0234
Cu	5,68589	1,6947	3,35511	0,0009
B	-328,826	160,21	-2,05248	0,0414

## Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	96,0356	7	13,7194	41,63	0,0000
Residual	66,5653	202	0,329531		
Total (Corr.)	162,601	209			

R-squared = 59,0622 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 57,6435 percent

Standard Error of Est. = 0,574048

Mean absolute error = 0,444721

Durbin-Watson statistic = 1,53308

## The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J30 and 7 independent variables. The equation of the fitted model is

$$J30 = 7,62962 + 80,9577*C + 7,18353*Si + 4,6995*Mn - 14,0046*Mo + 50,6904*Al + 5,68589*Cu - 328,826*B$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 59,0622% of the variability in J30. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 57,6435%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0,574048. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,444721 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is greater than 1.4, there is probably not any serious autocorrelation in the residuals.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0414, belonging to B. Since the P-value is less than 0.05, that term is statistically significant at the 95% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

## Multiple Regression Analysis

Dependent variable: J35

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	16,1645	3,32394	4,86307	0,0000
C	85,3762	6,95003	12,2843	0,0000
Si	4,83624	2,4401	1,98199	0,0488
Mn	6,41992	2,0945	3,06514	0,0025
Cr	-7,25064	2,51296	-2,88529	0,0043
Mo	-14,5158	7,30541	-1,987	0,0483
N	-88,7516	43,0471	-2,06173	0,0405

## Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	91,4138	6	15,2356	34,10	0,0000
Residual	90,6922	203	0,44676		
Total (Corr.)	182,106	209			

R-squared = 50,1981 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 48,7261 percent

Standard Error of Est. = 0,668401

Mean absolute error = 0,542816

Durbin-Watson statistic = 1,8662

## The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J35 and 6 independent variables. The equation of the fitted model is

$$J35 = 16,1645 + 85,3762*C + 4,83624*Si + 6,41992*Mn - 7,25064*Cr - 14,5158*Mo - 88,7516*N$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 50,1981% of the variability in J35. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 48,7261%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0,668401. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,542816 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is less than 1.4, there may be some indication of serial correlation. Plot the residuals versus row order to see if there is any pattern which can be seen.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0488, belonging to Si. Since the P-value is less than 0.05, that term is statistically significant at the 95% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

## Multiple Regression Analysis

Dependent variable: J40

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	12,0218	3,46369	3,4708	0,0006
C	80,5445	6,72281	11,9808	0,0000
Si	5,13859	2,35569	2,18135	0,0303
Mn	5,19722	2,02484	2,56674	0,0110
Cr	-6,74116	2,41771	-2,78824	0,0058
Ni	11,9941	5,40519	2,219	0,0276
Cu	7,0804	1,88637	3,75345	0,0002
N	-86,7085	41,2741	-2,1008	0,0369

## Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	90,9111	7	12,9873	31,65	0,0000
Residual	82,8779	202	0,410287		
Total (Corr.)	173,789	209			

R-squared = 52,3112 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 50,6586 percent

Standard Error of Est. = 0,640536

Mean absolute error = 0,47352

Durbin-Watson statistic = 1,57627

## The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J40 and 7 independent variables. The equation of the fitted model is

$$J40 = 12,0218 + 80,5445*C + 5,13859*Si + 5,19722*Mn - 6,74116*Cr + 11,9941*Ni + 7,0804*Cu - 86,7085*N$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 52,3112% of the variability in J40. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 50,6586%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0,640536. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,47352 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is greater than 1.4, there is probably not any serious autocorrelation in the residuals.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0369, belonging to N. Since the P-value is less than 0.05, that term is statistically significant at the 95% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

## Multiple Regression Analysis

Dependent variable: J45

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	15,1678	3,17697	4,77432	0,0000
C	75,3311	6,94341	10,8493	0,0000
Si	9,04335	2,39929	3,76917	0,0002
Mn	4,54106	2,08131	2,18183	0,0303
Cr	-7,05338	2,48512	-2,83824	0,0050
Mo	-17,5397	7,24736	-2,42014	0,0164
Cu	7,65485	1,94648	3,93267	0,0001

## Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	88,7629	6	14,7938	33,67	0,0000
Residual	89,1883	203	0,439351		
Total (Corr.)	177,951	209			

R-squared = 49,8805 percent  
 R-squared (adjusted for d.f.) = 48,3991 percent  
 Standard Error of Est. = 0,662836  
 Mean absolute error = 0,493942  
 Durbin-Watson statistic = 1,84932

## The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J45 and 6 independent variables. The equation of the fitted model is

$$J45 = 15,1678 + 75,3311*C + 9,04335*Si + 4,54106*Mn - 7,05338*Cr - 17,5397*Mo + 7,65485*Cu$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 49,8805% of the variability in J45. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 48,3991%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0,662836. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,493942 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is less than 1.4, there may be some indication of serial correlation. Plot the residuals versus row order to see if there is any pattern which can be seen.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0303, belonging to Mn. Since the P-value is less than 0.05, that term is statistically significant at the 95% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

## Multiple Regression Analysis

Dependent variable: J50

Parameter	Estimate	Standard Error	T Statistic	P-Value
CONSTANT	16,0693	3,18264	5,04903	0,0000
C	86,5128	6,67978	12,9515	0,0000
Si	10,9547	2,39264	4,57848	0,0000
Mn	4,89589	2,0023	2,44513	0,0153
Cr	-9,35218	2,40095	-3,8952	0,0001
Mo	-15,6525	6,97539	-2,24396	0,0259
Ti	-246,045	121,024	-2,03303	0,0434
Cu	8,3251	1,86815	4,45632	0,0000
N	-100,779	40,9706	-2,4598	0,0147

## Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	116,846	8	14,6057	36,11	0,0000
Residual	81,2931	201	0,404443		
Total (Corr.)	198,139	209			

R-squared = 58,9717 percent

R-squared (adjusted for d.f.) = 57,3387 percent

Standard Error of Est. = 0,635958

Mean absolute error = 0,50132

Durbin-Watson statistic = 1,86381

## The StatAdvisor

The output shows the results of fitting a multiple linear regression model to describe the relationship between J50 and 8 independent variables. The equation of the fitted model is

$$J50 = 16,0693 + 86,5128*C + 10,9547*Si + 4,89589*Mn - 9,35218*Cr - 15,6525*Mo - 246,045*Ti + 8,3251*Cu - 100,779*N$$

Since the P-value in the ANOVA table is less than 0.01, there is a statistically significant relationship between the variables at the 99% confidence level.

The R-Squared statistic indicates that the model as fitted explains 58,9717% of the variability in J50. The adjusted R-squared statistic, which is more suitable for comparing models with different numbers of independent variables, is 57,3387%. The standard error of the estimate shows the standard deviation of the residuals to be 0,635958. This value can be used to construct prediction limits for new observations by selecting the Reports option from the text menu. The mean absolute error (MAE) of 0,50132 is the average value of the residuals. The Durbin-Watson (DW) statistic tests the residuals to determine if there is any significant correlation based on the order in which they occur in your data file. Since the DW value is less than 1.4, there may be some indication of serial correlation. Plot the residuals versus row order to see if there is any pattern which can be seen.

In determining whether the model can be simplified, notice that the highest P-value on the independent variables is 0,0434, belonging to Ti. Since the P-value is less than 0.05, that term is statistically significant at the 95% confidence level. Consequently, you probably don't want to remove any variables from the model.

## 9.0 REFERÊNCIAS

- (1) Cruz, Luis Carlos, **Avaliação da Capacidade do processo de fabricação em atender a especificação de temperabilidade para o aço SAE 1548M.** Dissertação. PGEMM:UFMG, 2005.
- (2) VAN VLACK, L. M. **Princípios de Ciência e Tecnologia dos Materiais;** 4<sup>a</sup> Edição; Editora Campus Ltda.; Rio de Janeiro – 1984.
- (3) Chuen, S. L. K.(1979), **Estimativa da temperabilidade do aço SAE 8620 apartir da composição química e do tamanho de grão.** Dissertação. PGEMM:UFMG, 1979.
- (4) THE ENGINEERING SOCIETY FOR ADVANCING MOBILITY LAND AND SEA AIR AND SPACE. **SAE J1268;** Hardenability bands for carbon and alloy H Steels, REV. MAY 1995.
- (5) MELLOY, G.F. Optimizing the Boron Effect. Metallurgical Transactions, Volume 4, october 1973, p2279 – 2289.
- (6) St. HOCH et al., **Hardenability of Case-Hardening Steels,** August 2004, p. 14.
- (7) REED-HILL, R. E. ABBASCHIAN, **Physical Metallurgy Principles.** 3rd. ed. Boston: PWS Publishing Company, 1994. Chapter 19.
- (8) Construção de Diagrama de Resfriamento Controlado (CCT) para o aço DIN 20MnCr5Mod, **Gerdau Aços Especiais.** Relatório Interno RTE00354.
- (9) THE ENGINEERING SOCIETY FOR ADVANCING MOBILITY LAND AND SEA AIR AND SPACE. **SAE J406,** Methods of Determining Hardenability of Steels, REV. MAY 1998, p. 3 – 15.
- (10) Chiaverini, Vicente. **Aços e Ferros Fundidos,** 7ed. ABM, 2005.
- (11) HARDENABILITY PREDICTION CALCULATOR FOR WROUGHT STEELS, **1E38,** CATERPILLAR, Version 20.1 – 15 MAR 1986.
- (12) **Thermo-Calc Software.** <<http://www.Thermocalc.se/dictra.htm>> Acesso em 04 Nov. 2011.
- (13) DOBRZANSKI, L.A., SITEK, W. **The Modelling of Hardenability Using Neural Networks.** Journal of Materials Processing Technology, 92-93 (1999a).

- (14) MOTTER, C., ESTEVES. J. E. **Ensaio de Temperabilidade em Aços.** Simpósio sobre Ensaios de Materiais e Metalurgia, 1973, Belo Horizonte – Companhia Siderúrgica Mannesmann. 12p.
- (15) Passagem do Jominy prático para teórico. **Gerdau Aços Especiais**, MAN0041.
- (16) DOBRZANSKI, L.A., SITEK, W. **Comparison of Hardenability Calculation Methods of The Heat-Treatable Constructional Steels.** Journal of Materials Processing Technology, 1997, 117-126.
- (17) V. Block, **Calculation of hardenability in the Jominy end quench test in the basic of the chemical composition of steels**, **La Revue de Metallurgie**, ATS, JSI 2004; Session 6, p.94.
  
- (18) Norma SEP 1664, **Derivation of equations by regression for the calculation of hardenability in the Jominy end quench test on the basis of the chemical composition of steels**, Jun 2004.
- (19) Werkema, Maria Cristina Catrino **Análise de Regressão: como entender o relacionamento entre variáveis de um processo.** Escola de Engenharia da UFMG, 1996.
- (20) José Luis Duarte Ribeiro, **Estatística Industrial Aplicada.** Março 1996.
  
- (21) **Prof. Edmar Alvarenga:Aulas de Estatística.**  
[<http://edmaralvarenga.com/Documents/Tabela6.pdf>](http://edmaralvarenga.com/Documents/Tabela6.pdf) Acesso em 04 Nov.2011.
- (22) Gladman, T. **The Physical Metallurgy of Microalloyed Steels**, Book 615. UK: The University Press, Cambrige, 1997.
- (23) Tamehiro, Hiroshi et al., **Optimum Microalloying of Niobium and Boron in HSLA Steel for Thermomechanical Processing**, Research Article, 1987, p.120 – 129.
- (24) C. Ouchi, **Tetsu-to-Hagané**, 1984, p.1470.
- (25) Boron in Steel, ed. By S.K.Banerji and J.E. Morral, **AIME, Warrendale** (1979).
  
- (26) C. Ouchi, T. Okita and S. Yamamoto, **Tetsu-to-Hagané**, 1981, p. 969.
  
- (27) H. Tamehiro, N.Yamanda and H. Matsuda, **Trans. ISIJ**, 1985, p.25 - 54
  
- (28) Y. Ohmori, **Trans. ISIJ**, 1971, p. 339.

- (29) Ph. Maintrepierre, D.Thivellier and R. Tricot, **Met Trans.**, 6A, 1975,p. 287
- (30) S.G. Davidson, J.P. Wise and J.G. Speer: **Proc. Of the 20th ASM Heat Treating Conf. ASM Int.**, Metals Park, OH, 2000, p.1144.
- (31) K.A. Alogab, D.K.Matlock, J.G. Speer and H.J. Kleebe: **The Influence of Niobium Microalloying on Austenite Grain Coarsening Behavior of Ti-modified SAE 8620 Steel**, ISIJ International, Vol. 47, 2007, no 2, p.307 – 316.
- (32) ZF, **Material delivery conditions**, ZF 7B, 2005.
- (33) ZF, **Material delivery conditions**, ZF 7B, 2008.
- (34) GKN, **Induction Hardenable Steels**, Standar Number 502020\_E.