

METODOLOGIA DE SUPERFÍCIES DE RESPOSTAS APLICADAS EM USINAGEM DE METAIS

Jorge Alberto ACHCAR^{1,2}
Ricardo Felipe FARIA²
Cláudio Luis PIRATELLI²

- RESUMO: Neste artigo apresentamos a otimização dos parâmetros de usinagem no processo de fabricação de peças em aço inoxidável ANSI 304 em uma indústria de equipamentos e instrumentais médicos / odontológicos, localizada no município de Ribeirão Preto/SP. Um primeiro objetivo deste estudo é analisar os possíveis fatores que afetam o processo de usinagem em termos de quantidade de peças produzidas e tempo de fabricação de cada unidade. Também há interesse em descobrir as covariáveis importantes que afetam o tempo total (durabilidade) de vida útil da ferramenta de corte. Modelos de regressão linear múltipla foram utilizados considerando uma amostra selecionada de tamanho 28 tendo como base um planejamento fatorial 7x4. Com os fatores identificados, objetivou-se determinar os valores ideais que maximizam a quantidade produzida e que minimizam o tempo de fabricação usando metodologia de superfícies de respostas como análise canônica e técnicas “caminho de ascensão ao máximo”.
- PALAVRAS-CHAVE: Regressão linear múltipla; metodologia de superfície de respostas; análise canônica; usinagem.

1 Introdução

A gestão do processo produtivo é um dos fatores críticos para a melhoria contínua da competitividade industrial. Para isso, a experimentação desempenha um papel importante na ciência em geral, engenharia e indústria. A experimentação é uma aplicação de tratamentos às unidades experimentais, seguida da mensuração de uma ou mais respostas. Em geral tem-se algumas variáveis independentes de entrada denotadas por x e uma ou mais variáveis dependentes de saída denotadas por y . Os dados, a modelagem estatística e conclusões são obtidas a partir dos resultados de um experimento. Para melhores conclusões os engenheiros industriais ou pesquisadores em geral devem usar técnicas de planejamentos de experimentos para obter os dados a serem analisados.

Entre as várias técnicas de planejamentos de experimentos, uma técnica se destaca na otimização e melhoria da produtividade: a metodologia de superfície de respostas (MSR) introduzida por Box e Wilson (1951) que consiste de uma coleção de técnicas

¹ Universidade de São Paulo – USP, Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto – UFRP, Departamento de Medicina Social, Ribeirão Preto, SP. E-mail: achcar@fmrp.usp.br

² Universidade de Araraquara – UNIARA, Programa de Mestrado em Engenharia de Produção, Araraquara, SP. E-mail ricard.faria@yahoo.com.br; clpiratelli@uniara.com.br

matemáticas e estatísticas úteis para a modelagem e análise de problemas em que a resposta de interesse é influenciada por diversas variáveis e o objetivo é otimizar essa resposta (ver por exemplo, KHURI e CORNELL, 1987; MONTGOMERY, 2005; MYERS, 1971; MYERS et al., 1989; MYERS et al., 1995; OEHLERT, 2000). Aplicações de MSR são importantes em qualquer área de aplicação, com especial destaque para engenharia industrial, engenharia química, biologia ou engenharia dos alimentos (ver por exemplo, ANDERSON e WHITCOMB, 2004; MINTO, 2006; SHI e WEIMER, 1992; RODRIGUES e COELHO, 2007).

Na área de manufatura de equipamentos o uso de metodologia de superfície de respostas (MSR) tem sido uma ferramenta fundamental para as indústrias encontrarem as condições ótimas para melhoria da qualidade e produtividade (ver, por exemplo: HABIB, 2009; EBEID et al., 2004; PARKA et al., 2012; RAMESH et al., 2012; SINGH e SHAN, 2002; SEN e SHAN, 2005; HEWIDY et al., 2005; PAIVA et al., 2007; AL-AHMARI, 2007; BHATTACHARYYA e SORKHEL, 1999; DAVOODI e TAZEHKANDI, 2014; HABEEB et al., 2010; CHIANG, 2008; LIM, 2009; YANG et al., 2012; LIN et al., 2012; JOHN e VINAYAGAM, 2011; AGGARWAL e SINGH, 2005).

Neste artigo é introduzido um estudo de caso no setor de usinagem para a produção peças de aço inoxidável ANSI 304 em uma indústria direcionada à fabricação de equipamentos e instrumentais médicos / odontológicos em Ribeirão Preto, estado de São Paulo. Para a fabricação das peças é utilizado um centro de torneamento CNC Romi, modelo GL 940; as ferramentas de corte são componentes consumíveis de expressivo custo e a sua vida útil (tempo até falhar) tem grande variabilidade dependendo de alguns fatores que podem ser controlados no processo de fabricação. Dentre os diversos fatores que influenciam as respostas dadas pela quantidade de peças produzidas (q_p) e o tempo de fabricação (t_f) de cada ferramenta até o fim da vida útil, dois fatores são considerados pelos engenheiros do processo como importantes: velocidade de corte- v_c e avanço de corte- f_n , dois fatores relacionados com a vida útil da ferramenta. Um dos objetivos principais da indústria é obter para as respostas de interesse (q_p e t_f), os níveis das covariáveis (velocidade de corte e avanço de corte) que levam ao maior número de peças fabricadas até que ocorra o fim da vida útil da ferramenta, que nessas condições deve ser substituída por uma nova (ferramenta / aresta); a velocidade econômica de corte é aquela, na qual o custo de fabricação numa indústria é mínimo (FERRARESI, 1988). Para o estudo foi considerada uma amostra aleatória de tamanho 28, selecionada a partir de um planejamento fatorial 7×4 (ver, por exemplo, BOX et al., 1978; DEAN e VOSS, 1999), onde para cada amostra selecionada é reportada a quantidade de peças fabricadas e o tempo de fabricação de cada unidade.

Apresentado o problema, define-se como objetivo central deste artigo verificar o efeito conjunto dessas covariáveis na resposta Y através de técnicas de regressão múltipla (ver, por exemplo, DRAPER e SMITH, 1981; SEBER e LEE, 2003; MONTGOMERY e RUNGER, 2011). Serão utilizadas técnicas de metodologia de superfície de respostas para explorar o melhor modelo de regressão ajustado por mínimos quadrados na determinação das regiões dos níveis das covariáveis (condições ideais) que otimizam Y dentro dos limites de variabilidade de cada covariável.

Conforme Miguel (2007), metodologicamente este trabalho pode ser classificado como aplicado, de objetivo descritivo e abordagem quantitativa. Bertrand e Fransoo (2002) definem a pesquisa quantitativa em Engenharia de Produção como aquela em que se modela um problema cujas variáveis apresentam relações causais e

quantitativas. Neste sentido, torna-se possível quantificar o comportamento das variáveis dependentes sob um domínio específico, permitindo ao pesquisador realizar predições. Em geral, as pesquisas quantitativas utilizam modelagem matemática, estatística ou computacional (simulação) – especificamente, neste trabalho será adotada a modelagem estatística. Quanto às técnicas de pesquisa serão utilizadas a pesquisa bibliográfica e a observação direta intensiva, segundo a classificação de Lakatos e Marconi (2008) ou a pesquisa bibliográfica e o estudo de caso, conforme a classificação de Gil (2008).

2 O processo de usinagem e os dados experimentais: um estudo de caso

Os aços inoxidáveis são ligas de ferro e cromo, com, pelo menos 12% de cromo (PARO et al., 2001; SULLIVAN e COTTERELL, 2002). Além disso, as peças contêm, na sua composição, níquel e baixas quantidades de carbono. O aço inoxidável ANSI 304 é classificado como um aço inoxidável austenítico, devido à sua matriz austenítica com carbonetos de cromo e são, geralmente, mais difíceis de usinar que os aços comuns ao carbono e aços de baixa liga devido principalmente à alta taxa de encruamento durante a usinagem. Apresentam, também, cavacos longos que levam a um desgaste acelerado da ferramenta.

Nesse estudo, foram analisadas as peças (Figura 1) produzidas pelo setor de usinagem da empresa Work Medics Equipamentos Médicos Ltda. As amostras provenientes da produção da indústria para o estudo de caso foram submetidas às operações de torneamento em desbaste em centro de torneamento CNC Romi modelo GL 240, utilizando fluido de corte Metcut Semissintético com 6% de emulsão em água, em abundância.



Figura 1 - Peça fabricada.

Na Tabela 1 encontra-se a composição química da matéria-prima.

Tabela 1 - Composição química do aço inoxidável ANSI 304 utilizada no estudo

C	Si	Mn	P	S	Cr	Mo	Ni	Ti	N
0,03	0,38	1,75	0,042	0,014	17,25	0,43	9,2	0,35	0,022

Segundo Ferraresi (1978), citado também em Diniz et al.(2006) e Ferreira (1999), a vida de uma ferramenta pode ser definida como sendo o tempo em que a mesma trabalha efetivamente, sem perder a capacidade de corte, dentro de um critério previamente estabelecido. Normalmente, os critérios que definem esse momento de troca ou substituição da ferramenta ocorrem quando:

- A ferramenta atinge valores elevados de desgaste;
- A ferramenta atinge temperaturas excessivas;
- As tolerâncias dimensionais fogem do controle;
- O acabamento superficial não é mais satisfatório;
- Há aumento excessivo das forças de usinagem.

Foram utilizados insertos intercambiáveis ISCAR de metal duro com geometria ISO TNMG 160404 TF (IC 907) e fixados no porta-ferramenta ISCAR ISO MTJNR-2020K. Além disso, a habilidade do operador (ou experiência profissional), oscilação do material (ou variação da composição do material) e turno de operação não foram considerados no estudo.

Os parâmetros de usinagem foram aplicados somente na operação de desbaste, variando-se 2 parâmetros de usinagem em um planejamento de experimentos fatorial 7x4, na seguinte sequência: velocidade de corte- v_c e avanço de corte- f_n . Os parâmetros de usinagem referente à etapa de acabamento não foram alterados.

Dois respostas são associadas a cada unidade amostral: quantidade de peças produzidas (q_p) e o tempo de fabricação (t_f). Os dois fatores (velocidade de corte- v_c e avanço de corte- f_n) foram definidos em função das condições de minimização dos esforços a máquina operatriz, que associados ao planejamento fatorial 7x4 são dados na forma original e na forma codificada (Tabela 2), isto é, com $x_1 = (\text{velocidade de corte} - 80)/10$ e $x_2 = (\text{avanço} - 0,2)/0,08$. Além das respostas, quantidade média de peças fabricadas e tempo de manufatura de cada peça também tem interesse no tempo total de vida útil da ferramenta de corte (ver Tabela 2) a partir da multiplicação da quantidade de peças fabricadas e tempo de manufatura de cada peça. Na Tabela 2 são apresentados os dados experimentais.

Os gráficos das respostas quantidade de peças produzidas (q_p) e o tempo de fabricação (t_f) versus os fatores (velocidade de corte- v_c e avanço de corte- f_n), são apresentados na Figura 2.

A partir dos gráficos da Figura 2, algumas hipóteses preliminares relacionando às covariáveis com a resposta Y podem ser levantadas: observa-se que um aumento de velocidade de corte e de avanço de corte leva a menor quantidade de peças produzidas e também menor tempo de fabricação

Tabela 2 - Dados experimentais de um planejamento fatorial 7×4

unidade	v_c (m/min)	f_n (mm/rot)	q_p	t_f	x_1	x_2
1	50	0,08	130	6,5	-3	-1,5
2	50	0,16	130	6,4	-3	-0,5
3	50	0,24	120	6,3	-3	0,5
4	50	0,32	120	6,2	-3	1,5
5	60	0,08	130	6,4	-2	-1,5
6	60	0,16	120	6,2	-2	-0,5
7	60	0,24	120	5,4	-2	0,5
8	60	0,32	90	5,2	-2	1,5
9	70	0,08	130	6,1	-1	-1,5
10	70	0,16	120	5,5	-1	-0,5
11	70	0,24	120	5,3	-1	0,5
12	70	0,32	90	5,1	-1	1,5
13	80	0,08	130	6,0	0	-1,5
14	80	0,16	120	5,4	0	-0,5
15	80	0,24	120	5,2	0	0,5
16	80	0,32	90	5,0	0	1,5
17	90	0,08	110	5,4	1	-1,5
18	90	0,16	100	5,2	1	-0,5
19	90	0,24	100	5,0	1	0,5
20	90	0,32	80	4,4	1	1,5
21	100	0,08	110	5,2	2	-1,5
22	100	0,16	100	5,0	2	-0,5
23	100	0,24	100	4,4	2	0,5
24	100	0,32	80	4,2	2	1,5
25	110	0,08	100	5,0	3	-1,5
26	110	0,16	100	4,4	3	-0,5
27	110	0,24	80	4,2	3	0,5
28	110	0,32	70	4,0	3	1,5

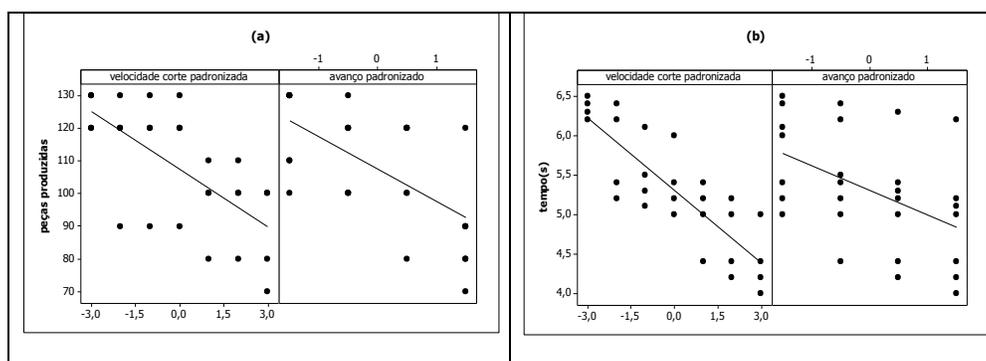


Figura 2 – Quantidade de peças produzidas (a) e tempo de fabricação (b) versus velocidade corte e avanço de corte.

3 Modelagem estatística

Para analisar os dados de fabricação das peças de aço inoxidável ANSI 304 introduzidos na Tabela 2, utilizou-se um modelo de regressão linear múltiplo considerando as duas covariáveis velocidade de corte- v_c e avanço de corte- f_n . Assim considerando as respostas Y_1 (quantidade de peças produzidas- q_p) e Y_2 (tempo de fabricação- t_f), supõe-se um modelo de regressão linear múltiplo de primeira ordem dado por:

$$Y_{ji} = \beta_{j0} + \beta_{j1}x_{1i} + \beta_{j2}x_{2i} + \varepsilon_i, \quad (1)$$

em que $j = 1, 2$ (respostas 1 e 2) ; $i = 1, 2, \dots, 28$ (tamanho amostral); ε_i são erros aleatórios supostos como independentes com uma distribuição normal com média zero e variância constante σ^2 ; x_{1i} denota a velocidade de corte na forma codificada para a i -ésima observação amostral ; x_{2i} denota o avanço na forma codificada para a i -ésima observação amostral. Observar que, usando as variáveis independentes codificadas temos estas variáveis com valores centrais iguais a zero; esta transformação é importante para usar técnicas de metodologia de superfícies de respostas onde obtemos direções do máximo da superfície partindo dos valores centrais das variáveis independentes (ver por exemplo, MYERS,1971). Para a procura do ponto ótimo da superfície ajustada (maior quantidade de peças fabricadas, Y_1 ou menor tempo de fabricação, Y_2) utiliza-se a metodologia de superfície de respostas (MSR).

3.1 Técnicas de caminho de ascensão ao máximo (“steepest ascent”)

Considerando-se modelos de primeira ordem, isto é, modelos de regressão incluindo só termos lineares, uma técnica exploratória será utilizada (“*caminho de ascensão ao máximo*” ou “*steepest ascent*”) para encontrar as regiões da superfície que otimizam a resposta (ver, por exemplo, MYERS, 1971). Supor que o modelo ajustado por mínimos quadrados seja dado por,

$$\hat{y} = b_0 + \sum_{l=1}^k b_l x_l, \quad (2)$$

em que $b_l, l = 0, 1, 2, \dots, k$ são EMQ (estimadores de mínimos quadrados) dos parâmetros de regressão $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$. No nosso caso, $k = 2$. Para achar os valores de x_1, x_2, \dots, x_k que maximizam a resposta $b_0 + \sum_{i=1}^k b_i x_i$ sujeito à restrição $\sum_{i=1}^k x_i^2 = R^2$ (uma hipersfera de dimensão k e raio R fixado), é apresentada a função a ser maximizada dada por:

$$Q(x_1, \dots, x_k) = b_0 + \sum_{l=1}^k b_l x_l - \mu \left(\sum_{l=1}^k x_l^2 - R^2 \right), \quad (3)$$

em que μ é um multiplicador de Lagrange, usualmente considerado em problemas de otimização. O método dos multiplicadores de Lagrange permite encontrar extremos (máximos e mínimos) de uma função de uma ou mais variáveis suscetíveis a uma ou mais restrições.

Observar que é necessário fixar diferentes valores de R (raio da hipersfera) para se determinar o caminho ou direção do máximo da superfície de respostas. Esses valores são obtidos resolvendo-se as equações,

$$\begin{aligned} \partial Q / \partial x_j &= b_j - 2\mu x_j = 0 \\ \partial Q / \partial \mu &= - \left[\sum_{i=1}^k x_i^2 - R^2 \right] = 0 \end{aligned} \quad (4)$$

$$x_j = \frac{b_j}{2\mu}, \quad \text{para } j=1, \dots, k. \quad (5)$$

Observar que na prática é mais simples selecionar valores de μ que correspondem a valores nas variáveis independentes obtidos a partir de aumentos de unidades (ou diminuições) na direção do máximo (ou mínimo) da resposta Y (ver por exemplo, MYERS, 1971). Essa escolha é arbitrária. Daí, esse procedimento continua à procura da direção do máximo (ou mínimo) da superfície ajustada tomando cuidado de não extrapolar para valores fora dos limites de variação das covariáveis.

3.2 Análise canônica

Para uma análise canônica, considera-se a redução de uma forma quadrática do modelo ajustado de segunda ordem para uma forma canônica, na localização das regiões de condições ótimas.

Forma canônica: Se $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_k$ são as raízes características (todas reais) de uma matriz simétrica real A (kxk), então existe uma transformação ortogonal $X = Pw$ tal que a forma quadrática real $Q = X'AX$ seja transformada para uma forma canônica $\lambda_1 w_1^2 + \lambda_2 w_2^2 + \dots + \lambda_k w_k^2$. Isto é, a forma quadrática Q é transformada para uma forma com uma matriz diagonal, onde seus elementos diagonais são as raízes características da matriz A.

Considerar a superfície ajustada de 2ª. ordem,

$$\hat{y} = b_0 + \sum_j b_j x_j + \sum_j \sum_m b_{jm} x_j x_m + \sum_j b_{jj} x_j^2, \quad (6)$$

em que $j < m$, ou, numa forma alternativa vetorial dada por,

$$\hat{y} = b_0 + X'b + X'BX. \quad (7)$$

O objetivo dessa técnica é determinar a natureza de um ponto estacionário. Para isso, considerar uma translação da superfície de respostas da origem $\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_k) = (0, 0, \dots, 0)$ para o ponto estacionário \mathbf{x}_0 . Portanto, a função de respostas passa a ser formulada em termos de novas variáveis w_1, w_2, \dots, w_k cujos eixos correspondem aos eixos principais do sistema de contornos. A função de respostas em termos das novas variáveis w_1, w_2, \dots, w_k (forma canônica) é dada por

$$\hat{y} = \widehat{y}_0 + \lambda_1 w_1^2 + \lambda_2 w_2^2 + \dots + \lambda_k w_k^2, \quad (8)$$

em que \widehat{y}_0 é a resposta estimada no ponto estacionário $\mathbf{x}_0 = -\frac{1}{2} \mathbf{B}' \mathbf{b}$ e $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_k$ são raízes características (constantes) da matriz B. Observar que:

- Os sinais das constantes $\lambda_i, i = 1, 2, \dots, k$ e a grandeza dos λ_i determinam a natureza do ponto estacionário.
- A relação existente entre as variáveis w_i e as variáveis x_i também é importante, pois indica regiões úteis para serem exploradas pelo pesquisador.
- A forma canônica é uma translação da superfície de respostas para uma nova origem \mathbf{x}_0 .

Definir $\mathbf{z} = \mathbf{x} - \mathbf{x}_0$; portanto na equação (7), temos:

$$\hat{y} = \widehat{y}_0 + \mathbf{z}'(\mathbf{b} + 2\mathbf{B}\mathbf{x}_0) + \mathbf{z}'\mathbf{B}\mathbf{z}, \quad (9)$$

pois $\mathbf{z}'\mathbf{B}\mathbf{x}_0$ e $\mathbf{x}_0'\mathbf{B}\mathbf{z}$ são equivalentes (ver MYERS, 1971).

Portanto, substituindo a expressão (9) para o ponto estacionário $\mathbf{x}_0 = -\frac{1}{2} \mathbf{B}' \mathbf{b}$, temos,

$$\hat{y} = \widehat{y}_0 + \mathbf{z}'\mathbf{B}\mathbf{z}. \quad (10)$$

A expressão (10) define a superfície de respostas de 2ª ordem na nova origem $\mathbf{x}_0 = (x_{10}, x_{20}, \dots, x_{k0})$. Agora, transformar a forma quadrática $\mathbf{z}'\mathbf{B}\mathbf{z}$ para uma forma canônica $\lambda_1 w_1^2 + \lambda_2 w_2^2 + \dots + \lambda_k w_k^2$ onde $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_k$ são as raízes características da matriz B. Observar que existe uma transformação ortogonal $\mathbf{z} = \mathbf{M}\mathbf{w}$ tal que,

$$\mathbf{z}'\mathbf{B}\mathbf{z} = \mathbf{w}'\mathbf{M}'\mathbf{B}\mathbf{M}\mathbf{w} = \lambda_1 w_1^2 + \lambda_2 w_2^2 + \dots + \lambda_k w_k^2, \quad (11)$$

em que $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_k$ são as raízes características da matriz B; M é uma matriz ($k \times k$) ortogonal, isto é, $\mathbf{M}'\mathbf{M} = \mathbf{I}_k$. Observar que a determinação da matriz M é importante porque a transformação $\mathbf{w} = \mathbf{M}'\mathbf{z}$ permite ao pesquisador a obtenção da expressão que relaciona as variáveis z_i com as variáveis w_i .

4 Resultados

4.1 Uso de técnicas “Caminho de ascensão ao máximo”

Usando o software MINITAB® versão 16 e, inicialmente considerando o modelo dado pela equação (1) construiu-se a Tabela 3 dada a seguir, contendo os estimadores de mínimos quadrados (EMQ) para os coeficientes de regressão do modelo, os erros-padrões (EP) dos estimadores obtidos, a estatística t de Student observada e os valores-p.

Na Tabela 3, EP denota o erro padrão; T é o valor da estatística t de Student; P é o valor-p. Dos resultados da Tabela 3, conclui-se que um aumento de velocidade de corte- v_c e avanço de corte- f_n têm efeitos lineares significativos nas respostas (q_p e t_j); o avanço de corte- f_n quanto ao quadrado tem efeito quadrático significativo na resposta (q_p); os

valores-p para testes de significância (parâmetro de regressão correspondente ser igual à zero) são menores do que 0,05.

Tabela 3 - Estimadores de mínimos quadrados (modelo de primeira ordem)

Resposta: quantidade de peças produzidas- q_p				
Preditor	Coef	EP	T	P
Const	107,500	1,432	75,08	<0,001
Vel. corte padr.	-5,893	0,716	-8,23	<0,001
Avanço corte padr .	-9,857	1,281	-7,70	<0,001
Resposta: tempo para produção- t_f				
Preditor	Coef	EP	T	P
Const	5,307	0,034	154,990	<0,001
Vel. corte padr.	-0,305	0,017	-17,830	<0,001
Avanço corte padr .	-0,311	0,031	-10,170	<0,001

Usando a técnica exploratória “caminho de ascensão ao máximo” e considerando-se o modelo de primeira ordem dado pela equação (1) e os resultados da Tabela 3, observa-se com resposta quantidade de peças produzidas onde as covariáveis codificadas são definidas em $x_1 \in (-3;3)$ e $x_2 \in (-1,5; 1,5)$, os estimadores de mínimos quadrados para β_1 e β_2 dados respectivamente por, $b_1 = -5,89$ e $b_2 = -9,86$. Seja $x_1 = -0,1$; de $x_j = b_j/(2\mu)$ temos $\mu = b_j/(2x_j)$ para $j = 1,2$; assim, $\mu = b_1/(2x_1) = -5,9/[2(-0,1)] = 29,5$. Também, $x_2 = b_2/[2\mu] = -9,86/59 = -0,1671186$. Considerar como base o centro do planejamento, isto é, $x_1 = 0$ e $x_2 = 0$. Refazer o mesmo procedimento acima para $x_1 = -0,2$; e assim sucessivamente. Na Tabela 4, temos o caminho do valor estimado máximo da quantidade de peças produzidas (q_p).

Tabela 4 - Uso de “caminho de ascensão ao máximo” para a resposta quantidade de peças produzidas q_p

	x_1	x_2	Resposta estimada
Base	0	0	108
Δ	-0,1	-0,16712	
Base + Δ	-0,1	-0,16712	110,238
Base + 2 Δ	-0,2	-0,33424	112,476
Base + 3 Δ	-0,3	-0,50136	114,713
Base + 4 Δ	-0,4	-0,66847	116,951
Base + 5 Δ	-0,5	-0,83559	119,189
Base + 8 Δ	-0,8	-1,33695	125,902
Base + 9 Δ	-0,9	-1,50407	128,140

Dos resultados da Tabela 4, considerar experimentos na vizinhança de $x_1 = -0,9$ e $x_2 = -1,50407$ (valores dentro da região experimental) que corresponde à velocidade de

corte = 71 m/min e avanço de corte = 0,0796744 \approx 0,08 mm/rot para encontrar maior número de peças produzidas.

Usando o mesmo procedimento, temos na Tabela 5 o caminho do tempo mínimo assumindo o modelo de primeira ordem ajustado com a resposta tempo.

Tabela 5 - Uso de “caminho de ascensão ao máximo” para a resposta tempo para produção (t_p).

	X ₁	X ₂	Resposta estimada
Base	0	0	5,30714
Δ	0,2	0,20585	
Base + Δ	0,2	0,20585	5,1814
Base + 2 Δ	0,4	0,41171	5,0556
Base + 3 Δ	0,6	0,61756	4,9298
Base + 5 Δ	1,0	1,02928	4,6783
Base + 7,5 Δ	1,5	1,54392	4,3638

Dos resultados da Tabela 5, considerar experimentos na vizinhança de $x_1 = 1,5$ e $x_2 = 1,543916$ (valores dentro da região experimental) que corresponde à velocidade de corte = 95 m/min e avanço de corte = 0,323513 \approx 0,32 mm/rot para encontrar menor tempo de fabricação.

É importante salientar que também foi considerado o ajuste do modelo de regressão dado pela equação (1) considerando as respostas (quantidade e tempo) transformadas para a escala logarítmica, mas os resultados foram similares e não houve ganhos em termos de ajuste dos modelos aos dados.

4.2 Uso da análise canônica

Nessa seção é assumido um modelo de segunda ordem (ver equação (7)) para as duas respostas. A equação de segunda ordem ajustada por mínimos quadrados e usando o software MINITAB[®] versão 16 considerando a resposta quantidade de peças fabricadas é dada por

$$q_p = 113 - 5,89(v_c) - 9,86(f_n) - 0,417v_c^2 - 3,21(f_n)^2 - 0,429v_c \cdot (f_n) \quad (12)$$

Considerando a resposta tempo de fabricação, tem-se a seguinte equação ajustada,

$$t_f = 5,24 - 0,305(v_c) - 0,311(f_n) + 0,00774(v_c)^2 + 0,0286(f_n)^2 - 0,0179(v_c) \cdot (f_n) \quad (13)$$

Na Tabela 6 são apresentados os estimadores de mínimos quadrados (EMQ) para os coeficientes de regressão do modelo, os erros-padrões (EP) dos estimadores obtidos, a estatística t de Student observada e os valores-p. Os coeficientes de determinação para os dois modelos são dados respectivamente por, 87,8% e 95,0% o que indica que os modelos explicam uma grande parte da variabilidade das respostas. Esse resultado combinado com

os gráficos de resíduos onde se observou que as suposições usuais foram verificadas (normalidade dos resíduos e variância constante) indicam um bom ajuste dos modelos aos dados.

Tabela 6 - Estimadores de mínimos quadrados (modelo de segunda ordem)

Resposta: q_p	Coef	EP	T	P
Const	113,185	2,591	43,68	<0,001
Vel. corte padr.	-5,893	0,656	-8,98	<0,001
Avanço corte padr .	-9,857	1,174	-8,39	<0,001
Velocidade ao quadrado	-0,417	0,379	-1,10	0,283
Avanço corte ao quadrado	-3,214	1,313	-2,45	0,023
Interação veloc. Avanço	-0,429	0,587	-0,73	0,473

Resposta: t_f	Coef	EP	T	P
Const	5,240	0,068	79,96	<0,001
Vel. corte padr.	-0,305	0,017	-17,70	<0,001
Avanço corte padr .	-0,311	0,031	-10,09	<0,001
Velocidade ao quadrado	0,008	0,009	0,78	0,445
Avanço corte ao quadrado	0,028	0,034	0,83	0,416
Interação veloc. Avanço	-0,017	0,015	-1,16	0,260

Dos resultados da Tabela 6, conclui-se que um aumento de velocidade de corte e avanço de corte tem efeitos lineares significativos na resposta quantidade de peças produzidas; o avanço de corte ao quadrado tem efeito quadrático significativo na resposta (q_p); os valores-p para testes de significância (parâmetro de regressão correspondente ser igual à zero) são menores do que 0,05. Da mesma forma, aumento de velocidade de corte e avanço de corte tem efeitos lineares significativos na resposta t_f ; os valores-p para testes de significância (parâmetro de regressão correspondente ser igual à zero) são menores do que 0,05.

A partir dos resultados da seção 3.2, considerando-se o modelo ajustado dado pela equação (12) para a resposta número de peças fabricadas, as raízes características da matriz B são dadas por:

$$\begin{vmatrix} -0,417 - \lambda & -0,2145 \\ -0,2145 & -3,21 - \lambda \end{vmatrix} = 0,$$

de onde se obtém, os autovalores dados por -3,22638 e -0,40062. Como há sinais negativos para os autovalores, temos um ponto estacionário que maximiza a resposta. O ponto estacionário é dado por: $x_1 = -6,49561$ e $x_2 = -1,10177$ ($x_0 = -\frac{1}{2}B^{-1}b$). No ponto estacionário $x_1 = -6,49561$ e $x_2 = -1,10177$ temos uma previsão de 137 peças produzidas (máxima resposta). Na escala original, temos velocidade corte = 15,0439 m/min e

avanço de corte = 0,111858 mm/rot. É necessário muito cuidado com esses valores pois são valores fora da região experimental.

De forma similar, considerando-se o modelo ajustado dado pela equação (13) para a resposta tempo de fabricação, as raízes características da matriz B são dadas por:

$$\begin{vmatrix} 0,00774 - \lambda & -0,00895 \\ -0,00895 & 0,0286 - \lambda \end{vmatrix} = 0,$$

em que se obtêm, os autovalores dados por: 0,0319136 e 0,0044264. Isto é, temos um ponto estacionário que minimiza a resposta. O ponto estacionário é dado por: $x_1 = 40,7275$ e $x_2 = 18,1822$ ($x_0 = -\frac{1}{2}B^{-1}b$). No ponto estacionário $x_1 = 40,7275$ e $x_2 = 18,1822$, temos uma previsão igual à -3,79827 (mínima resposta) que é um valor impossível pois tempo deve ser positivo. Na escala original, temos velocidade corte = 487,275 m/min e avanço de corte = 1,65458 mm/rot, que são valores fora da região experimental. Assim, deveríamos explorar a superfície para pontos ótimos que estejam dentro da região experimental.

Na Figura 3 são apresentados os contornos das superfícies obtidos através dos dados experimentais mostrados na Tabela 2.

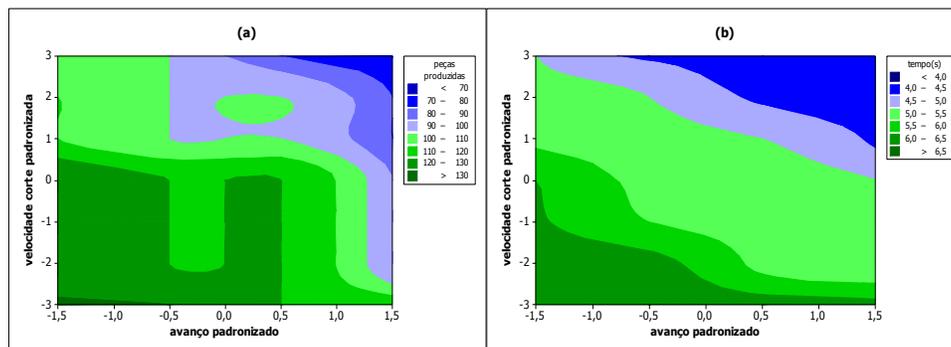


Figura 3 - Gráficos de contornos para os dados da Tabela 1: (a) quantidade de peças produzidas (qp) e (b) tempo de fabricação (tf).

Pelos contornos apresentados na Figura 3, observa-se que as regiões ótimas para o experimento estão de acordo com os resultados obtidos.

5 Análise do tempo de vida (durabilidade) total da ferramenta de corte

Observar que o tempo de vida útil (durabilidade) da ferramenta de corte na que fabrica, denotado por T, é dado a partir dos dados da Tabela 2, pela multiplicação da contagem de peças fabricadas pelo tempo de fabricação de cada unidade. Assim pode-se usar distribuições de sobrevivência, considerando os tempos até falhas da ferramenta de corte da máquina. Esta metodologia também é chamada de análise de confiabilidade em engenharia. Uma das distribuições mais populares utilizadas para analisar tempos de vida

é a distribuição Weibull (1951). Entre as grandes vantagens da distribuição Weibull podemos destacar a sua versatilidade e facilidade de uso. A distribuição fornece um bom ajuste para uma ampla faixa / variedade de conjuntos de dados (ver, por exemplo, LAWLESS, 1982). Também é possível contar com a presença de algumas covariáveis que afetam as repostas (tempo total de vida útil) como é o exemplo dos dados da Tabela 2 onde velocidade de corte e avanço de corte podem afetar o tempo total de vida útil da ferramenta de corte da máquina que fabrica as ferramentas. Nesse sentido, pode-se supor um modelo de regressão paramétrico Weibull afetando um ou mais parâmetros da distribuição de Weibull. Considerando-se a resposta T (tempo de fabricação) supõe-se um modelo de regressão de Weibull de primeira ordem.

Dessa forma é assumida uma distribuição de Weibull para T, com densidade dada por:

$$f(t_i) = \alpha(t_i)^{\alpha-1} \exp\{- (t_i/\lambda)^\alpha\} / \lambda^\alpha, \quad (14)$$

em que $t_i > 0$ denota os tempos de fabricação das peças. Os parâmetros λ e α denotam respectivamente, os parâmetros de escala e de forma para a distribuição. Diferentes valores de α levam a diferentes formas para a distribuição o que a torna muito flexível na análise de dados para tempos entre chegadas. Observar que se $\alpha = 1$, temos a distribuição exponencial, isto é, a distribuição exponencial é um caso especial da distribuição de Weibull (ver, por exemplo, LAWLESS, 1982).

Assumir um modelo de regressão de Weibull de segunda ordem para os tempos totais de vida útil do componente da máquina que fabrica as ferramentas definido por,

$$\log(\lambda_i) = \theta_0 + \theta_1 x_{1i} + \theta_2 x_{2i} + \theta_3 x_{1i}^2 + \theta_4 x_{2i}^2 + \theta_5 x_{1i} x_{2i} \quad (15)$$

em que x_{1i} denota a velocidade de corte na forma codificada para a i-ésima observação amostral; x_{2i} denota o avanço de corte na forma codificada para a i-ésima observação amostral. Observar que o modelo de regressão dado pela equação (15) define um modelo de regressão no parâmetro de escala (ver, por exemplo, LAWLESS, 1982) assumindo mesmo parâmetro de forma. A média da distribuição de Weibull com função densidade de probabilidade (fdp) dada pela equação (14) é dada por

$$E(T) = \lambda \Gamma[1+1/\alpha] \quad (16)$$

isto é, $E(T_i) = \Gamma[1+1/\alpha] \exp[\theta_0 + \theta_1 x_{1i} + \theta_2 x_{2i} + \theta_3 x_{1i}^2 + \theta_4 x_{2i}^2 + \theta_5 x_{1i} x_{2i}]$.

Na estimação dos parâmetros do modelo de regressão de Weibull dado pelas equações (14) e (15) usa-se o método de máxima verossimilhança (ver, por exemplo, LAWLESS, 1982).

5.1 Análise preliminar dos dados

Na Figura 4 são apresentados os gráficos das repostas (tempo total de vida útil da ferramenta de corte da máquina que fabrica a ferramenta de aço inoxidável ANSI 304) versus os fatores velocidade de corte e avanço de corte.

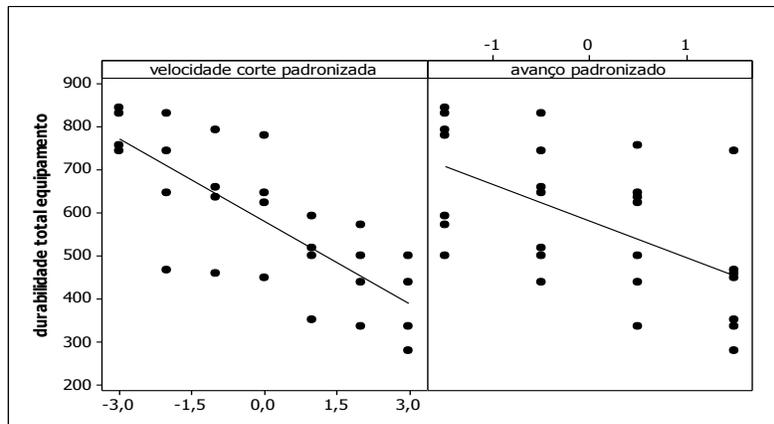


Figura 4 - Gráficos de tempo de vida do componente versus velocidade corte e avanço de corte dados na forma padronizada.

A partir dos gráficos da Figura 4, observa-se que um aumento de velocidade de corte e de avanço de corte leva a um decréscimo do tempo de vida útil da ferramenta de corte da máquina.

Na Figura 5 têm-se os contornos das superfícies usando os tempos de vida útil da ferramenta de corte da máquina que fabrica as ferramentas de aço inoxidável ANSI 304 com as covariáveis velocidade de corte e avanço de corte.

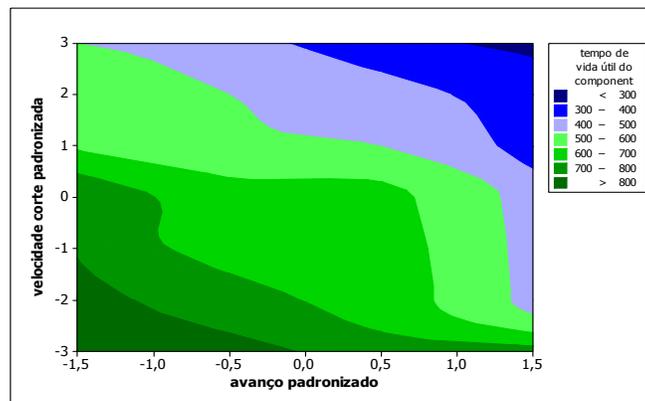


Figura 5 - Gráficos de contornos para os tempos de vida útil da ferramenta de corte da máquina.

Pelos contornos apresentados na Figura 5, observa-se que as regiões com menores tempos de vida útil para a ferramenta de corte são dados para valores grandes de velocidade de corte e avanço de corte (região assinalada em azul escuro). Da mesma forma, observam-se maiores tempos de vida útil da ferramenta de corte da máquina para valores menores da velocidade de corte e do avanço de corte.

5.2 Uso de um modelo de regressão de Weibull para os tempos de vida da ferramenta de corte

Assumindo-se o modelo de regressão de Weibull (16), na presença das covariáveis velocidade de corte e de avanço de corte assumindo um modelo de segunda ordem (15) no parâmetro de escala λ , isto é, incluindo os efeitos lineares, quadráticos e de interação das covariáveis velocidade de corte e de avanço de corte, tem-se na Tabela 7, os estimadores de máxima verossimilhança (EMV) dos parâmetros de regressão associados as duas covariáveis e para o parâmetro de forma (shape) α obtidos usando o software MINITAB®.

Tabela 7 - Estimadores de máxima verossimilhança (regressão de Weibull)

Preditor	Coef	Desvio-padrão	Z	P
Intercepto	6,4233	0,0217	294,89	<0,001
Vel. corte padr.	-0,1205	0,0060	-19,80	<0,001
Avanço corte padr .	-0,1405	0,0112	-12,45	<0,001
Velocidade ao quadrado	-0,0098	0,0033	-2,90	0,004
Avanço corte ao quadrado	-0,0210	0,0123	-1,71	0,087
Interação veloc. Avanço	-0,0230	0,0041	-4,,52	<0,001
Parâmetro forma	16,3605	2,4817		

Dos resultados da Tabela 7 onde Z é o valor da estatística normal padronizada e P é o valor-p, conclui-se que velocidade de corte e avanço de corte tem efeitos lineares significativos no parâmetro de escala da distribuição de Weibull; a velocidade também tem efeito quadrático significativo no parâmetro de escala (relacionado aos tempos de vida útil da ferramenta de corte); da mesma forma a interação (velocidade corte) \times (avanço corte) é significativa, pois os valores-p para testes de significância (parâmetro de regressão correspondente ser igual à zero) são menores do que 0,05. Na Tabela 7, também se tem os erros-padrões das estimativas obtidas baseadas na normalidade assintótica dos EMV obtidos (ver LAWLESS, 1982).

Na Figura 6, tem-se o gráfico dos resíduos para o ajuste do modelo de regressão de Weibull obtidos diretamente do software MINITAB®.

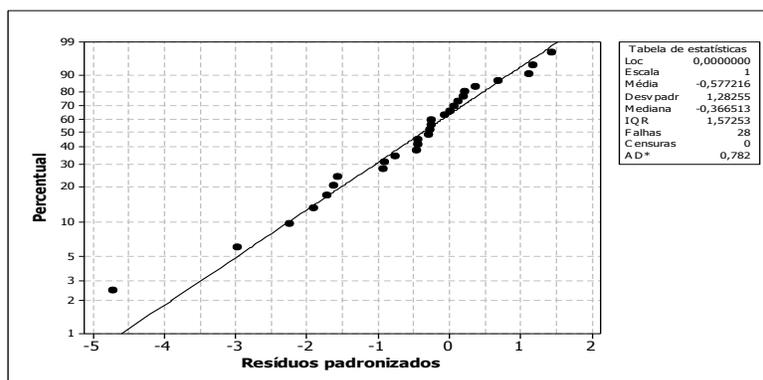


Figura 6 - Gráfico dos resíduos do modelo de regressão de Weibull.

Como existe uma relação aproximadamente linear (Figura 6), conclui-se que há um bom ajuste do modelo aos dados.

Na Figura 7, tem-se o gráfico das observações e médias ajustadas versus amostras.

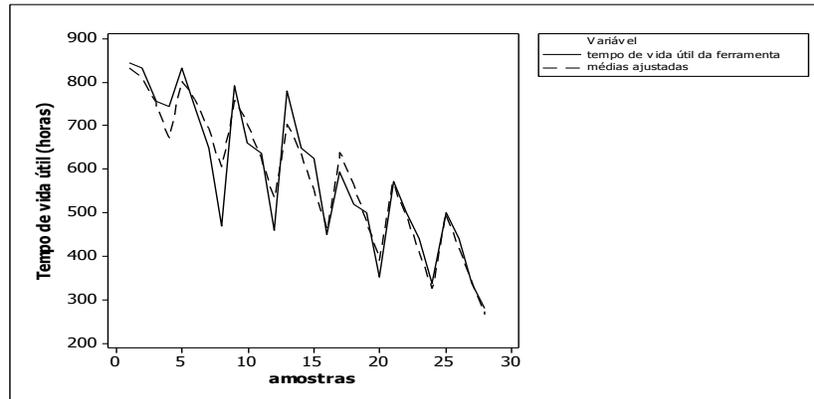


Figura 7 - Gráfico dos valores observados e médias estimadas.

A partir dos gráficos dados na Figura 7 observa-se bom ajuste do modelo.

Conclusões

Os resultados deste estudo mostram alguns pontos importantes para a fabricação de peças produzidas pelo setor de usinagem da empresa Work Medics Equipamentos Médicos Ltda, as duas covariáveis consideradas (velocidade de corte e avanço de corte) tem efeitos significativos nas respostas (quantidade de peças produzidas e tempo de fabricação) como observado a partir dos modelos de regressão múltipla ajustados aos dados.

Usando técnicas de metodologia de superfícies de respostas, foi possível detectar os níveis das covariáveis (velocidade de corte e avanço de corte) ótimos para indicar as regiões experimentais que otimizam as respostas (máxima quantidade de peças produzidas e tempo mínimo de fabricação):

- Máxima quantidade de peças produzidas: na escala original, temos velocidade corte = 15,0439 m/min e avanço de corte = 0,111858 mm/rot. É necessário muito cuidado com esses valores pois são valores fora da região experimental.
- Tempo mínimo de fabricação: na escala original, temos velocidade corte = 487,275 m/min e avanço de corte = 1,65458 mm/rot, que são valores fora da região experimental. Assim, deveríamos explorar a superfície para pontos ótimos que estejam dentro da região experimental.

Além disso, foi ajustado um modelo de regressão de Weibull para os tempos de vida da ferramenta de corte de onde foi possível identificar as covariáveis significativas na durabilidade média das ferramentas de corte. Esse modelo também pode ser utilizado em previsões, outro ponto de grande interesse da indústria. Em especial, encontramos,

- As regiões com menores tempos de vida útil para a ferramenta de corte da máquina que fabrica as ferramentas de aço inoxidável ANSI 304 são dados para valores grandes de velocidade de corte e avanço de corte. Da mesma forma, observam-se maiores tempos de vida útil da ferramenta de corte da máquina para valores menores da velocidade de corte e do avanço de corte.

Esses resultados são de grande interesse para a indústria em termos de melhoria de produtividade e minimização de custos.

Agradecimentos

Os autores agradecem os comentários feitos pelos revisores do artigo que levaram a grande melhoria na redação e apresentação do manuscrito.

ACHCAR, J. A.; FARIA, R. F.; PIRATELLI, C. L. Methodology for response surfaces applied in metals machining. *Rev. Bras. Biom.* Lavras, v.34, n.3, p.435-454, 2016.

- **ABSTRACT:** *In this paper we present the optimization of machining parameters in manufacturing (ANSI) 304 stainless steel devices in an industry of medical / dental instrumental devices in the city of Ribeirão Preto, SP. A first objective of this study is to analyze the possible factors affecting the machining process in terms of quantity of parts produced and manufacturing time of each unit. There is also interest in discovering the important covariates that affect the total time (durability) of the life of the cutting tool. Multiple linear regression has been used considering a selected sample of size 28 based on a 7x4 factorial design. With the factors identified, the goal was to determine the optimal values that maximize the quantity produced and minimize manufacturing time using standard canonical response surface methodology and also exploratory "steepest ascent" techniques.*
- **KEYWORDS:** *Multiple linear regression; response surface methodology; canonical analysis; machining.*

Referências

AGGARWAL, A.; SINGH, H. Optimization of machining techniques. A retrospective and literature review. *Sadhana*, v.30, n.6, p.699-711, 2005.

AL-AHMARI, A.M.A. Predictive machinability models for a selected hard material in turning operations. *Journal of Materials Processing Technology*, v.160, n.1-3, p.305-311, 2007.

ANDERSON, M.J.; WHITCOMB, P.J. Design solutions from concept through manufacture: response surface methods for process optimization. *Desktop Engineering*, 2004. <http://www.deskeng.com/>.

BERTRAND, J.W.M.A.; FRANSOO, J.C. Operations management research methodologies using quantitative modeling. *Journal of Operations & Production Management*, v. 22, n. 2, p.241-261, 2002.

BHATTACHARYYA, B.; SORKHEL, S. K. Investigation for controlled electrochemical machining through response surface methodology-based approach. *Journal of Materials Processing Technology*, v.86, p.200-207, 1999.

BOX, E.P.G.; HUNTER, J.S.; HUNTER, G.W. *Statistics for Experiments*. New Jersey: John Willey and Sons, Inc, 1978, 645 p.

BOX, E.P.G.; WILSON, K.B. On the experimental attainment of optimum conditions. *Journal of Royal Statistics Society, Series B, Methodology*, v.13, p.1-45, 1951.

CHIANG, K.T. Modeling and analysis of the effects of machining parameters on the performance characteristics in the EDM process of Al₂O₃+TiC mixed ceramic. *International Journal of Advanced Manufacturing Technology*, v.37, p.523-533, 2008.

DAVOODI, B.; TAZEHKANDI, A.H. Experimental investigation and optimization of cutting parameters in dry and wet machining of aluminum alloy 5083 in order to remove cutting fluid. *Journal of Cleaner Production*, v.68, p.234-242, 2014.

DEAN, A.; VOSS, D. *Design and Analysis of Experiments*. New York: Springer, 1999, 673 p.

DINIZ, A.E., MARCONDES, F.C., COPPINI, N.L. *Tecnologia da usinagem dos materiais*. 3ªed. São Paulo: Artliber Editora, 2001, 268 p.

DRAPER N.R.; SMITH, H. *Applied regression analysis*, New York: Wiley series in probability and mathematical statistics, 1981, 709 p.

EBEID, S.J.; HEWIDY, M.S.; EI-TAWEEL, T.A.; YOUSSEF, A.H. Towards higher accuracy for ECM hybridized with low-frequency vibrations using the response surface methodology. *Journal of Materials Processing Technology*, v.149, p.432-438, 2004.

FERRARESI, D. *Fundamentos Da Usinagem Dos Metais*. 7ª Reimpressão. São Paulo: Editora Edgard Blücher Ltda, 1978, 752 p.

FERREIRA, J.R. *Torneamento de materiais compósitos reforçados com fibras de carbono*. 1999. 226f. Tese (Doutorado em Engenharia Mecânica) - Faculdade de Engenharia Mecânica da Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 1999.

GIL, A.C. *Como elaborar projetos de pesquisa*. 4. ed. São Paulo: Atlas, 2008, 173 p.

HABEEB, H.H.; KADIRGAMA, K.; NOOR, M.M.; RAHMAN, M.M.; MOHAMMAD, B.; BAKAR, R.A.; HOSSEIN, K.A.A. Machining of nickel alloy 242 with cubic boron nitride tools. *Journal of Applied Sciences*, v.10, n.19, p.2322-2327, 2010.

HABIB, S.S. Study of the parameters in electrical discharge machining through response surface methodology approach. *Applied Mathematical Modelling*, v.33, n.12, p.4397-4407, 2009.

HEWIDY, M.S.; EL-TAWEEL, T.A.; EL-SAFETY, M.F. Modelling the machining parameters of wire electrical discharge machining of Inconel 601 using RSM. *Journal of Materials Processing Technology*, v.169, n.2, p.328-336, 2005.

JOHN, M.R.S.; VINAYAGAM, B.K. Optimization of Ball Burnishing Process on Tool Steel (T215Cr12) in CNC Machining Centre Using Response Surface Methodology. *Arabian Journal for Science and Engineering*, v.36, n.7, p.1407-1422, 2011.

KHURI, A.I.; CORNELL, J.A. *Response surfaces: designs and analyses*. New York: Marcel Dekker, 1987, 405 p.

LAKATOS, E.M.; MARCONI, M.A. *Fundamentos de metodologia científica*. 6. ed. São Paulo: Atlas, 2008, 310 p.

- LAWLESS, J. F. *Statistical models and methods for lifetime data*, New York: Wiley series in probability and mathematical statistics, 1982, 664 p.
- LIM, P. Optimization of the rough cutting factors of impeller with five-axis machine using response surface methodology. *International Journal of Advanced Manufacturing Technology*, v.45, n.7-8, p.821-829, 2009.
- LIN, Y.C.; TSAO, C.C.; HSU, C.Y.; HUNG, S.K.; WEN, D.C. Evaluation of the characteristics of the microelectrical discharge machining process using response surface methodology based on the central composite design. *International Journal of Advanced Manufacturing Technology*, v. 62, n.9-12, p.1013-1023, 2012.
- MIGUEL, P.A.C. Estudo de caso na engenharia de produção: estruturação e recomendações para sua condução, *Produção*, v.17, n.1, p. 216-229, 2007.
- MINTO, C.V.J. Response surface modelling of drug interactions. In: BIGELOW, D. (Ed). *Advances in Experimental Medicine and Biology*, New York: Springer, 2003. p. 35-43.
- MONTGOMERY, D.C. *Design and analysis of experiments: response surface method and designs*. New Jersey: John Wiley and Sons, Inc, 2005, 704 p.
- MONTGOMERY, D.C.; RUNGER, G.C. *Applied statistics and probability for engineers*. Fifty Ed. New York: Wiley, 2011, 768 p.
- MYERS, R.H. *Response surface methodology*. Boston: Allyn and Bacon, 1971, 677 p.
- MYERS, R.H.; KHURI, A.I.; CARTER, W. H. Response surface methodology: 1966-1988. *Technometrics*, v.31, n.2, p.137-153, 1989.
- MYERS, R.H.; MONTGOMERY, D.C. ; ANDERSON-COOK, C.M. *Response surface methodology: process and product optimization using designed experiments*, New York: John Wiley and Sons, Inc, 1995, 704p.
- OEHLERT, G.W. *Design and analysis of experiments: Response surface design*, New York: W.H. Freeman Company, 2000, 653 p.
- PAIVA, A.P.; FERREIRA, J.R.; BALESTRASSI, P.P. A multivariate hybrid approach applied to AISI 52100 hardened steel turning optimization. *Journal of Materials Processing Technology*, v.189, n.1, p.26-35, 2007.
- PARKA, S. J.; KIMB, D. H.; LEEB, C. M. A study determining the optimal machining conditions for a 40,000 rpm ultra high speed spindle system. *Precision Engineering*, v.36, p.451-457, 2012.
- PARO, J.; HÄNNINEN, H.; KAUPPINEN. Tool wear and machinability of X5 CrMnN 18 18 stainless steels. *Journal of materials processing technology*, v.119, p.14-20, 2001.
- RAMESH, S.; KARUNAMOORTHY, L.; PALANIKUMAR, K. Measurement and analysis of surface roughness in turning of aerospace titanium alloy (gr5). *Measurement*, v. 45, n.5, p.1266-1276, 2012.
- RODRIGUES, A. R. , COELHO, R. T. Influence of the Tool Edge Geometry on Specific Cutting Energy at High-Speed Cutting, *Journal of the Brazilian Society of Mechanical Sciences and Engineering*, v. 29, n. 3, p. 279-283, 2007.

SEBER, G. A. F.; LEE, A. J. *Linear regression analysis*. Second edition. New York: Wiley series in probability and mathematical statistics, 2003,792 p.

SEN, M.; SHAN, H. S. Analysis of hole quality characteristics in the electro jet drilling process. *International Journal of Machine Tools & Manufacture*, v.45, n.15, p.1706-1716, 2005.

SHI, Y.; WEIMER, P. J. Response surface analysis of the effects of pH and Dilution rate on ruminococcus flavefaciens FD-1 in cellulose-fed continues Culture. *American Society for Microbiology*, v. 58, n. 8, p.2583-2591, 1992.

SINGH, S.; SHAN, H. S. Development of magneto abrasive flow machining process. *International Journal of Machine Tools & Manufacture*, v.42, p.953-959, 2002.

SULLIVAN, D. O.; COTTERELL, M. Machinability of austenitic stainless steel SS 303. *Journal of materials processing technology*, v.124, p.153-159, 2002.

YANG, R. T.; TZENG, C. J.; YANG, Y. K.; HSIEH, M. H. Optimization of wire electrical discharge machining process parameters for cutting tungsten. *International Journal of Advanced Manufacturing Technology*, v.60, n. 1-4, p.135-147, 2012.

WEIBULL, W. A statistical distribution function of wide applicability, *Journal of Applied Mechanics - ASMC*, v. 18, n.3, p.293-297, 1951.

Recebido em 02.12.2015

Aprovado após revisão em 13.05.2016