VĚDECKÉ SPISY VYSOKÉHO UČENÍ TECHNICKÉHO V BRNĚ

Edice PhD Thesis, sv. 642

ISSN 1213-4198

Ing. Adam Kracík

Matematický model rozložení tvrdosti na opěrném válci

VYSOKÉ UČENÍ TECHNICKÉ V BRNĚ
Fakulta strojního inženýrství
Ústav matematiky

Ing. Adam Kracík

MATEMATICKÝ MODEL ROZLOŽENÍ TVRDOSTI NA OPĚRNÉM VÁLCI

MATHEMATICAL MODEL OF HARDNESS DISTRIBUTION INSIDE BACKING ROLL

Zkrácená verze Ph.D. Thesis

Obor:	Matematické inženýrství
Školitel:	doc. RNDr. Bohumil Maroš, CSc.
Oponenti:	prof. RNDr. Ivanka Horová, CSc. prof. Ing. Radko Samek, CSc. doc. Ing. František Jandoš, CSc.
Datum obhajoby:	2.12.2011

Klíčová slova

opěrný válec, ocel, tvrdost, vícenásobná lineární regrese, polynomická regrese, metoda Monte-Carlo

Key words

backing roll, steel, hardness, multiple linear regression, polynomial regression, Monte-Carlo method

Místo uložení disertační práce

Ústav matematiky, FSI VUT v Brně

© Adam Kracík, 2012
ISBN 978-80-214-4410-2
ISSN 1213-4198

OBSAH

1	SOUČASNÝ STAV ŘEŠENÉ PROBLEMATIKY	5
2	CÍL PRÁCE	5
3	ZVOLENÉ METODY ZPRACOVÁNÍ	6
3.1	Tvrdost	6
3.2	Postup při měření tvrdosti	7
3.3	Průběh experimentu	8
3.4	Polynomická regrese více proměnných	13
3.5	Vícenásobná regrese s použitím metody Monte Carlo	16
4	HLAVNÍ VÝSLEDKY PRÁCE	17
4.1	Regresní funkce jedné proměnné	17
4.2	Data a jejich vyhodnocení	20
4.3	Postup výpočtu pomocí metody Monte Carlo	21
4.4	Zobrazení interpolačních a regresních ploch	22
5	ZÁVĚR	29
6	LITERATURA A POUŽITÉ MATERIÁLY	30
7	PUBLIKACE	31
8	ŽIVOTOPIS	32
9	ABSTRACT	32

1 SOUČASNÝ STAV ŘEŠENÉ PROBLEMATIKY

Tato práce je součásti snahy naší společnosti zvýšit kvalitu a spolehlivost v oblasti výroby kalených ocelových hutních válců. Tato snaha by měla zajistit dlouhodobou konkurenceschopnost v tomto oboru a přežití na trhu i po očekávaném nástupu nových konkurentů. Jde zejména o čínské konkurenty, dotované vládou, kteří dnes výrazně rozšiřují své výrobní kapacity, přičemž díky dotacím nejsou nuceni respektovat vlastní náklady ani zohledňovat ekonomickou návratnost investic. Lze očekávat, že během několika let tito konkurenti nastoupí na světový trh ocelových válců a začnou „válcovat“ ostatní výrobce nízkými cenami, jak se již mnohokrát ukázalo v jiných průmyslových oborech. Jediná možnost obrany proti této strategické hrozbě je v neustálém zlepšování kvality kovaných válců. Jedná se zejména o zvětšení prokalené vrstvy, její rovnoměrnost a tím zvýšení životnosti válce. Možnost nabízení delších záručních dob vyplývající ze zvýšené životnosti výrobku je hodnocená zákazníkem vždy velice kladně.

2 CÍL PRÁCE

Cílem této práce je získat detailní znalosti o rozložení tvrdosti v prvních 60 mm pod povrchem opěrného válce. Za tímto účelem je vyvinuta metoda pro získání vícerozměrné polynomické regrese a následně napsán počítačový program pro její zpracování. Výsledky této práce budou použity pro optimalizaci technologie výroby opěrných válců.

3 ZVOLENÉ METODY ZPRACOVÁNÍ

3.1 TVRDOST

V této části bylo užito [3], [4], [10] a [11].

Tvrdostí rozumíme odolnost povrchových částí hmoty proti místnímu porušení nehomogenním vnikáním cizího tělesa. Jako tvrdá se v obecné mluvě také označuje hmota obtížně obrobitelná řeznými nástroji. Při srovnávání různých hmot bohužel shledáváme, že pořadí jejich tvrdosti je různé podle toho, zkoušíme-li je zatlačováním druhého tělesa, rýpáním, obrusem, obráběním řezným nástrojem nebo jinak. Například srovnání čistého stříbra a měkké oceli. Podle denní zkušenosti se jeví stříbro značně měkčí, ale při zkoušce obrusem je za určitých poměrů mnohem odolnější. Tak zjišťujeme, že tvrdost není žádnou fyzikálně definovanou vlastností, nýbrž je výslednicí celé řady vlastností elastických, křehkostí a plasticity, fyzikálně chemických vlastností povrchu a někdy i vlastností chemických a jiných. Protože není určité definice tvrdosti, nemůže být ani jednotné metody jejího určování.

Pevnost definujeme jako největší napětí, jehož je zapotřebí k rozdělení kovu na dvě části. Podle způsobu, jakým se rozdělení provádí, rozlišujeme pevnost v tahu, tlaku, ohybu, střihu a krutu. Nejúčelnější, a až na zvláštní případy skoro výlučně užívané, je u kovů zkoušení tahem.

Výsledkem každé vnikající zkoušky je určitá trvalá deformace. To je v analogii s pevností v tahu, ovšem s tím velkým rozdílem, že při trhací zkoušce je namáhání v podstatě jednoosé, kdežto při zkoušce tvrdosti vždy trojosé. Přesto je možno očekávat, že srovnávací číslo, jimž tvrdost charakterizujeme, může nějak souviset s pevností kovu. Jakého druhu je tato souvislost, je dáno zkušební metodou a způsobem vyhodnocení výsledku pokusu. Vztah mezi pevností a tvrdostí, byť je přibližný, je hlavní příčinou neobyčejného rozšíření zkoušek tvrdosti. Jednoduchým způsobem a bez vážného porušení výrobku je možno nabýt u houževnatého kovu zkouškou tvrdosti přibližný obraz o jeho pevnosti, což má pro mnohé technologické účely velký význam.

K určování tvrdosti je potřeba druhého tělesa, k jehož vlastnostem se musí také přihlížet. Žádným způsobem nesmí podléhat plastickým deformacím, musí tedy mít co největší tvrdost a mez pružnosti. Ale i pak vznikají při zatlačování deformace pružné. Aby byly co nejmenší, je třeba také požadovat vysoký modul pružnosti. Uvedeným požadavkům vyhovují nejlépe tyto materiály:

	Tvrdost HV	Mudul pružnosti [Mpa]
diamant	9 000 – 13 000	
slinuté karbidy	1 450 – 1 600	$5{,}5\times10^5$ až $6{,}5\times10^5$
kalené ocele	kolem 900	cca 2×10^5

Místní porušení zkoušeného kovu se může dít několika způsoby, z nichž uvedu jen ty, které nabyly technického významu. Jsou to tyto:

(1) Zatlačování nástroje z tvrdé hmoty – indentoru – klidnou silou ve směru kolmém ke zkoušenému povrchu. Zkoušky tohoto druhu, označované jako zkoušky vnikací, jsou nejčastější, neboť jsou nejpřesnější, jednoduše proveditelné a dobře reprodukovatelné.

(2) Vnikání inventoru je způsobeno dynamicky, rázem vedeným kolmo k povrchu kovu. Mluvíme pak o zkouškách rázových. Tento způsob je mnohem méně vhodný než předešlý a užívá se jen ve zvláštních případech.

(3) Porušení je dosaženo pohybem ostrého nástroje rovnoběžně s povrchem zkoušeného kovu tak, aby se vytvořila rýha. To jsou zkoušky vrypové. Vrypován zkouška je namístě pro hmoty křehké, zvláště minerály, ale pro kovy je vhodná jen ve zvláštních případech.

Tvrdost, ať již byla zjištěna jakoukoli technickou metodou, je pouhým číslem srovnávacím a jako takové je číslem nepojmenovatelným. Připisovat k němu údaj jednotek není správné a může vést k omylům.

3.2 POSTUP PŘI MĚŘENÍ TVRDOSTI

Měření tvrdosti probíhalo přímo ve výrobní hale za pomocí přístroje EQUOTIP. Přístroj je určen pro měření kovových materiálů, jejichž tvrdost se pohybuje od velmi nízkých do velmi vysokých hodnot a lze provést v jakékoli poloze. Měření tvrdosti EQUOTIPEM je dynamická metoda, spočívající na principu měření energie (EQUO=Energie – QUO tient). V průběhu měření nárazové tělísko, vybavené kulově tvarovaným zkušebním dotykem z tvrdokovu, naráží silou pružiny proti zkušebnímu povrchu, od něhož se odráží. Rychlost nárazu a odrazu jsou bezdotykově měřeny přesně v okamžiku, kdy kulově tvarovaný měřící dotek je cca 1 mm od zkoušeného povrchu. Toto je provedeno tak, že v nárazovém tělísku zabudovaný permanentní magnet prochází při zkušebním nárazu cívkou a indukuje při pohybu vpřed a vzad elektrické napětí, které je úměrné rychlostem pohybu. Naměřené hodnoty odvozené z rychlostí nárazu a odrazu jsou zpracovány v ukazovacím zařízení na čísle tvrdosti L. Číslo L se dále přepočítá pomocí převodních tabulek na jiné měřící metody, v našem případě na tvrdost podle Brinella (HB). Měřící přesnost Eqt při přepočtu hodnot tvrdosti L na HB je střední převodní odchylka ±3% až ±15%, v závislosti na měřícím rozsahu.

3.3 PRŮBĚH EXPERIMENTU

Válec byl upevněn na horizontální frézu a na jeho těle bylo rozměřeno 10 bodů na přímce tak, že vzdálenosti mezi nimi byly shodné, stejně jako vzdálenost krajních bodů od kraje těla válce. V těchto bodech byla změřena tvrdost válce přístrojem EQUOTIP, jak je popsáno výše. Nutno dodat, že v každém měřícím bodě byla tvrdost změřena 3krát a výsledná hodnota tvrdosti je aritmetickým průměrem těchto tří měření. Poté byl v oblasti měření tvrdosti z povrchu válce odfrézován pruh o šířce asi 150 mm a hloubce 1 mm. Na této odfrézované ploše se opět provedlo měření tvrdosti. Cyklus odfrézování 1 milimetru hloubky válce a měření hodnot tvrdosti na odfrézované ploše válce se opakoval až do hloubky 60 mm.

Poté byl válec pootočen o 60 stupňů a postup rozměření bobů a měření tvrdosti se opakoval. Válec byl znova pootočen o 60 stupňů a vše se opakovalo, dokud nebyl válec otočen o 360 stupňů, tedy do své výchozí polohy.

Na obrázku 3.3.1. vidíme data sesbíraná z prvních 6 milimetrů úběru. Pozice každé naměřené hodnoty tvrdosti je definována:

a) hloubkou úběru – první sloupec

b) úhlem otočení – druhý sloupec

c) vzdáleností od okraje válce – čtvrtý řádek (číslo 135 znamená vzdálenost 135 mm od levého okraje válce, číslo 270 znamená vzdálenost 270 mm od levého okraje válce, …, číslo 1350 znamená vzdálenost 1350 mm od levého okraje válce)

Rozměry válce:

Délka válce x = 5640 mm
Délka pracovní části válce l = 1650 mm
Průměr válce D = 1510 mm
Hmotnost válce m = 35 820 kg

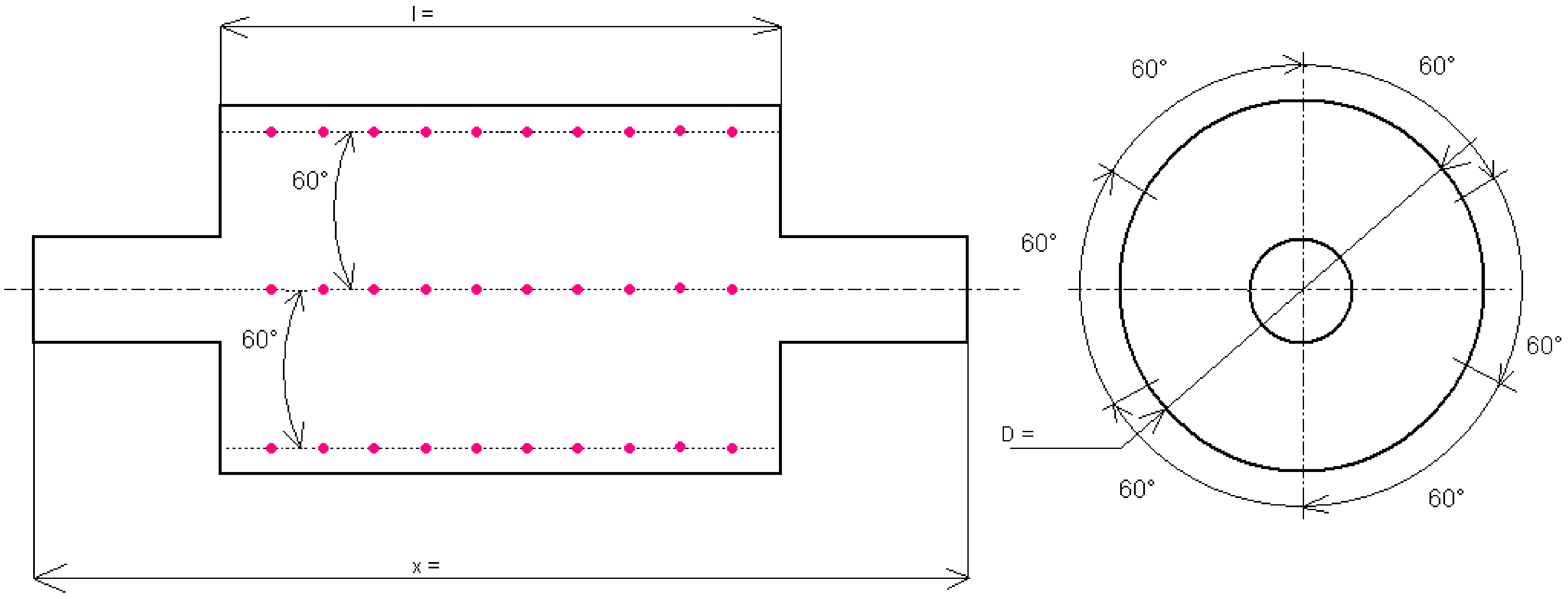
Naměřená data jsou k dispozici na přiloženém CD v disertační práci.

Fotografie:

str.10 – frézování opěrného válce
str.11 – měření tvrdosti přístrojem EQUOTIP

Tvrdost podle Brinella											
úběr (mm)	úhel otočení	pozice měření									
		1/11 l 135	2/11 l 270	3/11 l 405	4/11 l 540	5/11 l 675	6/11 l 810	7/11 l 945	8/11 l 1080	9/11 l 1215	10/11 l 1350
1	0°	482	487	491	525	512	503	516	517	508	501
1	60°	491	491	494	576	517	492	530	512	499	516
1	120°	507	501	514	592	523	505	525	525	505	505
1	180°	517	521	530	590	525	519	555	543	510	507
1	240°	507	521	527	600	523	519	572	527	527	514
1	300°	496	510	519	570	521	499	530	499	505	503
2	0°	508	519	496	501	521	514	514	510	498	492
2	60°	508	519	503	503	510	508	514	499	491	499
2	120°	525	530	514	479	514	517	519	523	505	510
2	180°	528	538	519	532	516	517	527	514	516	508
2	240°	532	547	525	540	521	525	525	525	532	530
2	300°	519	530	514	503	506	514	530	514	498	508
3	0°	508	507	505	523	521	514	517	507	510	496
3	60°	496	508	512	517	507	512	494	494	516	501
3	120°	523	517	527	523	508	514	496	516	525	508
3	180°	514	505	504	496	528	523	514	514	528	498
3	240°	517	532	525	528	530	525	514	514	523	538
3	300°	508	512	521	505	519	517	516	510	499	498
4	0°	499	507	508	496	514	510	503	514	501	498
4	60°	505	489	505	494	510	512	508	512	512	491
4	120°	499	517	505	512	521	517	519	507	503	501
4	180°	521	521	525	516	521	523	517	516	516	505
4	240°	519	527	536	514	527	528	527	527	516	516
4	300°	514	516	517	517	519	519	508	527	512	514
5	0°	516	536	528	536	527	519	516	514	510	503
5	60°	499	508	510	507	519	507	507	512	498	499
5	120°	514	519	516	521	514	523	514	501	508	499
5	180°	517	528	536	532	528	528	527	539	532	521
5	240°	528	527	534	534	538	543	538	538	532	530
5	300°	528	517	527	514	517	521	536	543	510	523
6	0°	507	508	512	514	521	514	507	519	517	496
6	60°	496	507	510	505	505	508	514	499	503	499
6	120°	516	527	527	519	525	508	523	530	514	512
6	180°	514	525	536	526	525	532	530	530	523	516
6	240°	519	525	527	527	525	527	532	525	523	521
6	300°	514	516	517	519	519	516	519	517	517	506

Obr.3.3.1 Ukázka naměřených dat a označení jejich pozice



Obr.3.3.2 Náčrt postupu měření tvrdosti na válci

3.4 POLYNOMICKÁ REGRESE VÍCE PROMĚNNÝCH

V této části bylo užito [2], [6], [7] a [12].

V modelu jednoduché statistické závislosti (viz dizertační práce) se předpokládá, že změny závisle proměnné jsou vyvolány změnami jediné nezávislé proměnné. Ostatní vlivy jsou považovány za náhodné. V reálných aplikacích je však hodnota sledovaného statistického znaku obvykle výsledkem působení více různých faktorů. Je tedy třeba mít k dispozici početní aparát, který umožní studovat, jak několik faktorů (nezávislých proměnných) X_1, X_2 ... X_k ovlivňuje současně závisle proměnnou Y. Tento aparát poskytuje teorie mnohonásobné regrese, jež je zobecněním teorie jednoduché regrese. V tomto případě však podstatně narůstá objem výpočtů.

Parametry $\beta_1, \beta_2, \ldots, \beta_k$ v rovnici mnohonásobné lineární regrese se nazývají *parciální regresní koeficienty*. Koeficient β_j představuje průměrnou změnu vysvětlované proměnné Y při jednotkové změně j-té vysvětlující proměnné (X_j) za předpokladu, že velikosti ostatních nezávisle proměnných jsou konstantní. Každý z regresních koeficientů $\beta_1, \ldots, \beta_k$ tedy vyjadřuje pouze část z vlivů, působících na vysvětlovanou proměnnou Y, proto se k jejich názvu připojuje přívlastek „parciální".

Koeficienty $\beta_0, \beta_1, \ldots, \beta_k$ jsou neznámé parametry, které je třeba odhadnout. Stejně jako v případě jednoduché závislosti se tento odhad provádí metodou nejmenších čtverců. Model mnohonásobné regrese i odhad jeho parametrů metodou nejmenších čtverců se obvykle zapisuje maticovým zápisem. Tento zápis je přehledný a nabývá na významu zejména pro výpočty s využitím výpočetní techniky. Model mnohonásobné regrese lze maticovým zápisem vyjádřit takto:

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{e},$$

kde **Y** je vektor hodnot vysvětlované proměnné, **X** je matice pozorování vysvětlujících proměnných, $\boldsymbol{\beta}$ vektor parametrů regresní funkce a $\mathbf{e}$ vektor reziduálních odchylek. Uvedené vektory a matice jsou definovány takto:

$$\mathbf{Y} = \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \cdots \\ Y_n \end{pmatrix}, \quad \mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & X_{11} & X_{12} & \cdots & X_{1k} \\ 1 & X_{21} & X_{22} & \cdots & X_{2k} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ 1 & X_{n1} & X_{n2} & \cdots & X_{nk} \end{bmatrix}, \quad \boldsymbol{\beta} = \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \cdots \\ \beta_k \end{pmatrix}, \quad \mathbf{e} = \begin{pmatrix} e_1 \\ e_1 \\ \cdots \\ e_n \end{pmatrix}.$$

Matice **X** bývá někdy nazývána matice plánu pokusu.

Při odhadu vektoru neznámých parametrů $\boldsymbol{\beta}$, vycházíme z požadavku minimalizace součtu čtverců odchylek

$$S(\beta) = \mathbf{e}'\mathbf{e} = (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})'(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})$$

$S(\beta)$ má minimum pro $\boldsymbol{\beta} = \mathbf{b}$, kde vektor odhadů $\mathbf{b} = (b_0, b_1, \ldots, b_k)$ se dostane jako řešení

soustavy normálních rovnic

$$\mathbf{X'Xb} = \mathbf{X'Y},$$

ze které vyplývá

$$\mathbf{b} = (\mathbf{X'X})^{-1}\mathbf{X'Y}.$$

Z reziduálního součtu čtverců

$$S_e = \mathbf{Y'Y} - \mathbf{b'X'Y}$$

vypočítáme odhad reziduálního rozptylu s^2

$$s^2 = \frac{S_e}{n-k-1}.$$

Těsnost vztahu veličiny Y na nezávisle proměnných X_1, X_2 ... X_k se měří pomocí *koeficientu mnohonásobné determinace*

$$R^2 = 1 - \frac{S_e}{S_T}, \text{ kde } \quad S_T = \sum_{i=1}^{n}\left(y_i - \bar{y}\right)^2.$$

Jeho odmocninu R, $R \in \langle 0,1 \rangle$ nazýváme *koeficient mnohonásobné korelace*. Nulová hodnota R znamená, že mezi Y a X_1, X_2 ... X_k neexistuje lineární závislost. Hodnoty 1 nabývá v případě lineární funkční závislosti mezi Y a X_1, X_2 ... X_k.

Otázku, zda vůbec existuje významný vztah mezi závisle proměnnou Y a nezávisle proměnnými X_1, X_2 ... X_k, zodpovíme testem významnosti výběrového koeficientu mnohonásobné korelace R. Tento test znamená ověření hypotézy o nulovém korelačním koeficientu mnohonásobné korelace v základním souboru, kterou lze ekvivalentně zapsat

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \ldots \beta_k = 0.$$

Její test je založen na testovém kriteriu

$$F = \frac{R^2}{1-R^2} \cdot \frac{n-k-1}{k}.$$

Za platnosti H_0 je kritický obor vymezen takto:

$$K = \left\{F > F\left(1-\alpha, k, n-k-1\right)\right\},$$

Kde $F\left(1-\alpha, k, n-k-1\right)$ je tabelovaná kritická hodnota F-rozdělení.

Koeficient mnohonásobné korelace vyjadřuje společné působení nezávisle proměnných X_1, X_2 ... X_k na závisle proměnnou Y a určuje spolehlivost regresního odhadu.

Pro změření závislosti mezi závisle proměnnou a jedné nezávisle proměnné při vyloučení vlivu ostatních nezávisle proměnných se používá *koeficient parciální korelace*.

Označme v_p prvek matice $(\mathbf{X'X})^{-1}$ležící v p-tem řádku na její hlavní diagonále, pak koeficient parciální korelace r_p pro p-tou dvojici indexů, která má v regresní rovnici koeficient b_p, se dá vypočíst ze vzorce

$$r_p = \frac{b_p}{\sqrt{b_p^2 + s^2 \cdot v_p}}.$$

Při testování významnosti koeficientu parciální korelace se testuje nulová hypotéza, že koeficient parciální korelace je roven nule. Testovací veličina

$$T = r_p \cdot \sqrt{\frac{n-k-1}{1-r_p^2}}$$

má Studentovo rozdělení s $n-k-1$ stupni volnosti. Jestliže $|T| > t(1-\alpha/2, n-k-1)$, pak na hladině α zamítáme nulovou hypotézu, čímž je významnost koeficientu parciální korelace prokázána.

Obvyklým výstupem počítačových programů pro testování hypotéz je *p-hodnota*, která udává nejnižší možnou hladinu významnosti pro zamítnutí nulové hypotézy. Je-li $p \leq \alpha$, pak H_0 zamítáme na hladině významnosti α, je-li $p > \alpha$ pak H_0 nezamítáme na hladině významnosti α. Způsob výpočtu p-hodnoty pro oboustrannou alternativu:

$$p = 2\min\left\{F\left(T \leq r_p\right), F\left(T \geq r_p\right)\right\}$$

P-hodnota vyjadřuje pravděpodobnost, s jakou testovací statistika nabývá hodnot „horších“ (více svědčících proti testované hypotéze), než je pozorovaná hodnota statistiky.

Vysvětlující proměnné regresního modelu mohou být vzájemně nezávislé nebo mezi nimi může existovat závislost. Pojem *multikolinearity* je velmi úzce svázán se silnou vzájemnou lineární závislosti vysvětlujících proměnných, jejímž důsledkem je špatně podmíněná matice $\mathbf{X}$. Lze ji také předpokládat v případě, kdy F-test vícenásobné regresní funkce je významný a všechny t-testy jednotlivých parametrů jsou nevýznamné (svědčí to o silné multikolinearitě mezi sloupci matice $\mathbf{X}$). Přesnou multikolinearitou se rozumí případ, kdy jednotlivé sloupce $\mathbf{x}_j$ (j = 1, 2, …, k) matice $\mathbf{X}$ jsou lineárně závislé. Tato situace může vzniknout z toho důvodu, že některé vysvětlující proměnné jsou zbytečné, protože je lze nahradit lineární funkcí některých ostatních nebo všech vysvětlujících proměnných. K tomuto případu může dojít špatnou volbou kombinací hodnot vysvětlujících proměnných, ale i shodou okolností nebo náhodou při malém rozsahu výběru. V přítomnosti multikolinearity není jednoduchá interpretace regresních koeficientů v aditivním modelu. Multikolinearita se často vyskytuje i u modelů dobře popisujících data. Problémem tedy není běžně se vyskytující vzájemná závislost vysvětlujících proměnných, ale její síla. Vzájemná lineární závislost je dána povahou zkoumaných veličin a většinou ji nelze mechanicky eliminovat pouhou opravou některých chybných údajů anebo vyloučením některých vysvětlujících proměnných z regresní funkce. Multikolinearita zvyšuje rozptyly odhadů, což má za následek příliš široké intervaly spolehlivosti, vysoké p-hodnoty pro individuální t-testy, při kterých se některé regresní koeficienty ukazují jako statisticky nevýznamně odlišné od nuly i v případě

jinak velmi kvalitního regresního modelu. Multikolinearita může být také žádoucí a to v případě, kdy koeficient determinace vychází vysoký a regresní model dobře popisuje experimentální data. Pro účely aproximace dat a konstrukce modelů, které mají „vyhladit“ experimentální závislosti, není multikolinearita na obtíž.

3.5 VÍCENÁSOBNÁ REGRESE S POUŽITÍM METODY MONTE CARLO

Pokud nemáme jednu nezávisle proměnnou, jak tomu je u jednoduché lineární regrese, ale máme například dvě nebo i více, nedá se popis regresní funkce najít tak snadno a rychle. Největší nesnází při regresi funkce více proměnných je stanovení optimálního výběru nezávisle proměnných a stanovení maxima mocnin u nezávisle proměnných. Pokud bychom chtěli při n nezávisle proměnných vypočíst regrese pro všechna seskupení, pak bychom museli počítat s celkem $2^n - 1$ regresemi.

Mějme závisle proměnnou *z*, jejíž naměřené hodnoty se dají vysvětlit pomocí dvou proměnných *x, y*. Jedná se tedy o polynomickou funkci zapsanou ve tvaru

$$z = \sum_{i=0}^{r} \sum_{j=0}^{s} b_{ij} x^i y^j .$$

V tomto polynomu dvou proměnných *x, y* můžeme považovat všechny výrazy $x^i y^j$ za nezávisle proměnné, takže při odhadu neznámých koeficientů b_{ij} máme regresní úlohu obsahující $(r+1)(s+1)$ nezávisle proměnných. Protože lze jen s obtížemi a s vysokými časovými nároky vypočíst regresní funkce pro všechny možnosti, dá se zjednodušit tento problém použitím metody Monte Carlo.

Nejprve si zvolíme čísla *r, s, k*, kde *k* značí počet námi zvolených nezávisle proměnných. Pak náhodným výběrem vybereme *k* výrazů $x^i y^j, i = 0,1,\dots,r, j = 0,1,\dots,s$ tak, aby se v jednom výběru nevyskytovaly stejné výrazy. Pro zjednodušení můžeme každý výraz zapsat do vektoru a přiřadit mu pouze dvojici jeho mocnin (i, j). Pro každou uspořádanou dvojici lze vypočíst odhad jejích regresních koeficientů pomocí metody nejmenších čtverců. Ovšem ne všechny náhodně vybrané proměnné mají stejný vliv na závisle proměnnou z. K určení důležitosti jednotlivých výrazů pro regresi slouží koeficient parciální korelace, který nám ukazuje velikost korelace mezi závisle proměnnou z a nezávisle proměnnou (i, j).

Jeden náhodný výběr *k* dvojic indexů však nemá vypovídací hodnotu o kvalitě regresní funkce, stejně tak i o důležitosti jednotlivých dvojic indexů pro danou závisle proměnnou *z*. Je nutné provést celý postup, který je výše popsán, pro několik, řekněme *t*, náhodně vygenerovaných vektorů, z nichž každý obsahuje právě *k* dvojic indexů (i, j). Pro každý vektor je nutné vypočíst reziduální součet čtverců, který nám vypovídá o kvalitě regrese.

Nejjednodušší způsob, jakým zjistit nejvhodnější regresní model, je spočítat všechny možné kombinace indexů, po jejichž setřídění podle reziduálního součtu čtverců bychom dostali nejlepší vektor indexů. Tento způsob je ovšem schůdný jen pokud je řád regrese a počet členů v regresním polynomu nízký. V jiném případě je tato metoda příliš pomalá. Naproti tomu metodou Monte Carlo vybíráme vektory indexů čistě náhodně. I při mnohem nižším počtu výběru můžeme dosáhnout dobrých výsledků, co se kvality regrese týče. Je ovšem nutné vhodně zvolit počet náhodných výběrů. Vezmeme-li příliš málo vektorů indexů, kvalita regrese nemusí být dostačující, naproti tomu pokud by jich bylo mnoho, metoda bude příliš pomalá. Najít optimální kompromis mezi rychlostí a kvalitou regrese je u metody Monte Carlo zcela klíčové.

Pokud je náhodně vybráno dostatečné množství vektorů dvojic indexů, jsou pro všechny vektory spočteny jejich regresní koeficienty, jim odpovídající parciální koeficienty korelace a reziduální součty čtverců. Setřídíme všechny tyto regrese podle reziduálního součtu čtverců vzestupně. Regrese, která má nejnižší hodnotu rezidua, je na prvním místě a má právo být označena za nejvhodnější. Zbývá ještě zjistit, zda některá dvojice indexů není pro danou regresi nadbytečná. Tady je na místě použití t-testu pro testování významnosti koeficientu parciální korelace.

4 HLAVNÍ VÝSLEDKY PRÁCE

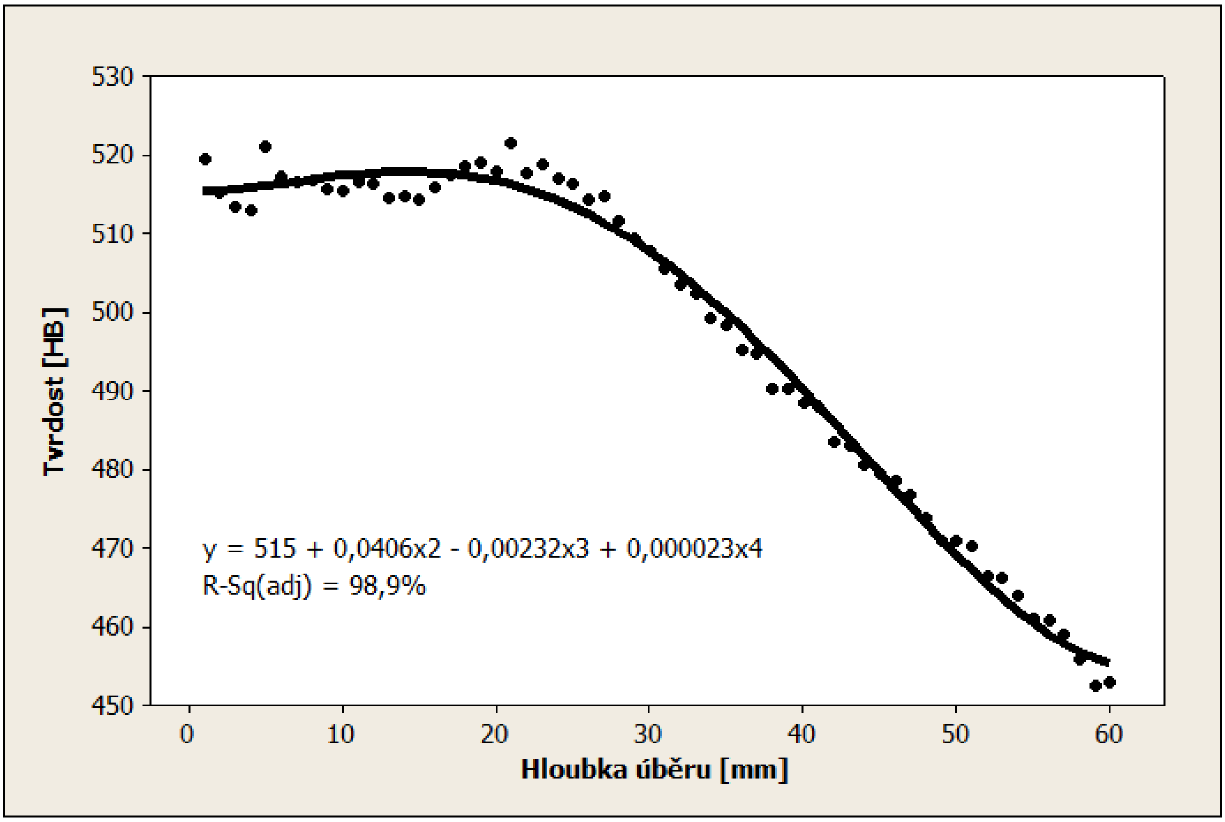
4.1 REGRESNÍ FUNKCE JEDNÉ PROMĚNNÉ

Velice zajímavou zpětnou vazbu k experimentu nám poskytne již polynomická lineární regrese jedné nezávisle proměnné. V této kapitole jsou uvedeny čtyři grafy popisující z různých úhlů pohledu rozložení tvrdosti v zakalené vrstvě pod povrchem válce.

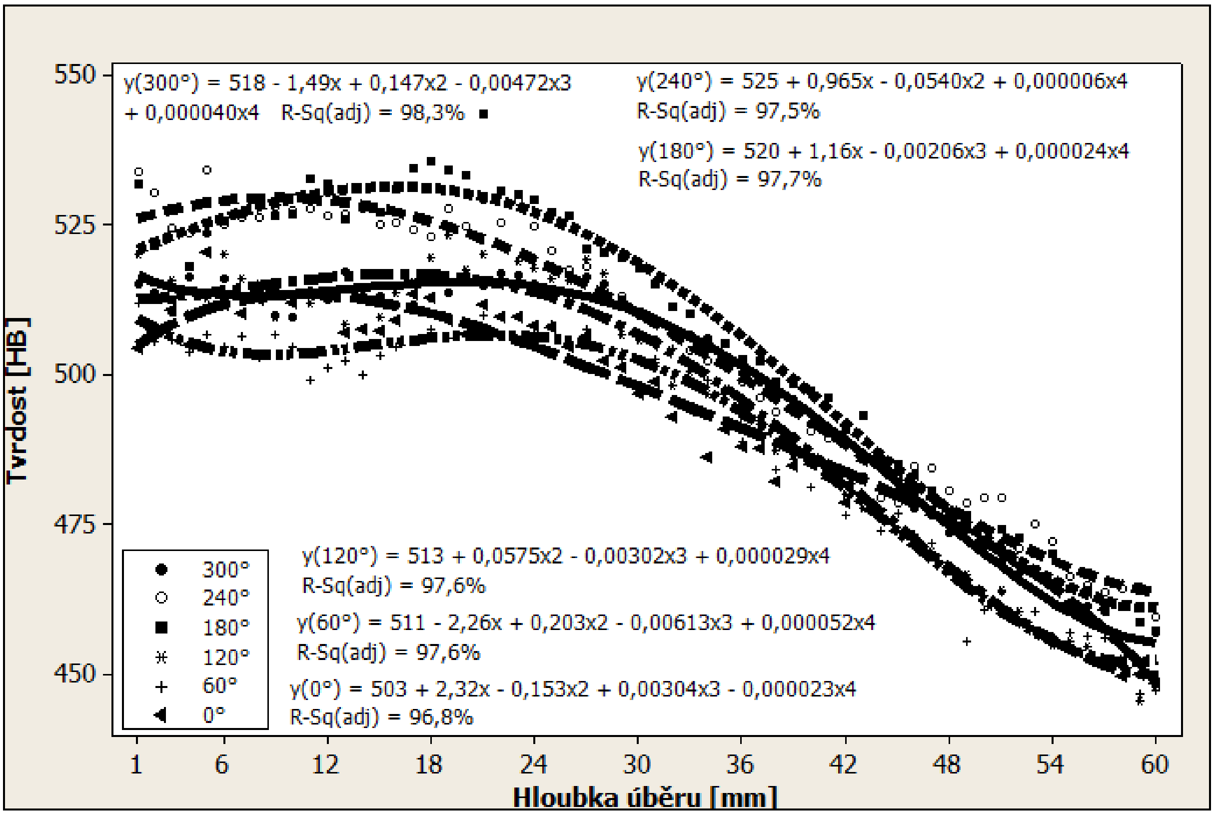
Stupeň každého regresního polynomu byl odhadnut v Minitabu pomocí funkce Best Subsets Regression, která porovnává potenciální funkce v několika kritériích: koeficient determinace, adjustovaný koeficient determinace, standardní chyba regrese a koeficient Mallows' Cp. Následně byla otestována adekvátnost modelu pomocí F testu a vliv jednotlivých prediktorů pomocí t testů. Prediktory, které se ukázaly jako nevýznamné, byly z modelu po jednom odstraněny.

Z těchto grafů lze vyčíst dva základní typy informací. Jednak jsou to přirozené změny tvrdosti v závislosti na poloze měřené oblasti a také pozorujeme nedokonalosti v rozložení tvrdosti vnesené při tepelném zpracování válce.

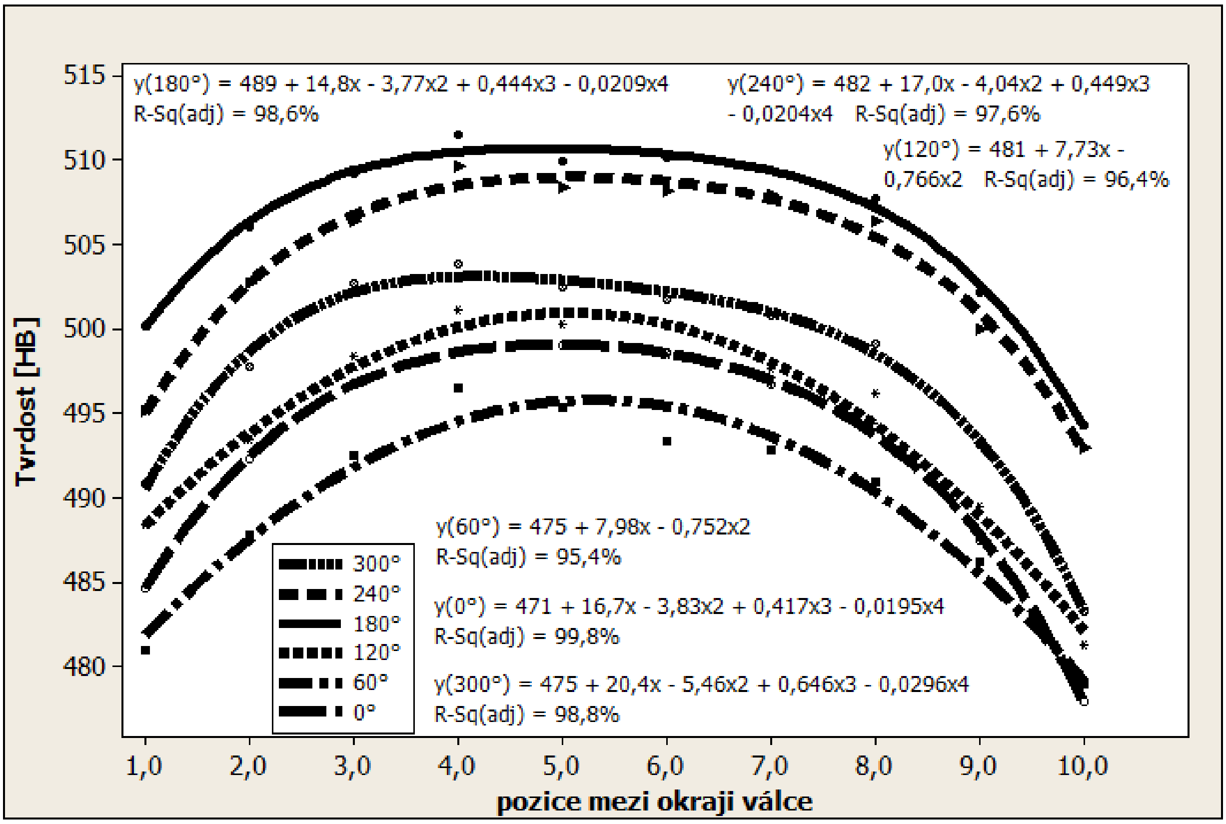
Poznámka: Číslo za písmenem x v rovnicích regresních funkcí znamená mocninu nezávisle proměnné.



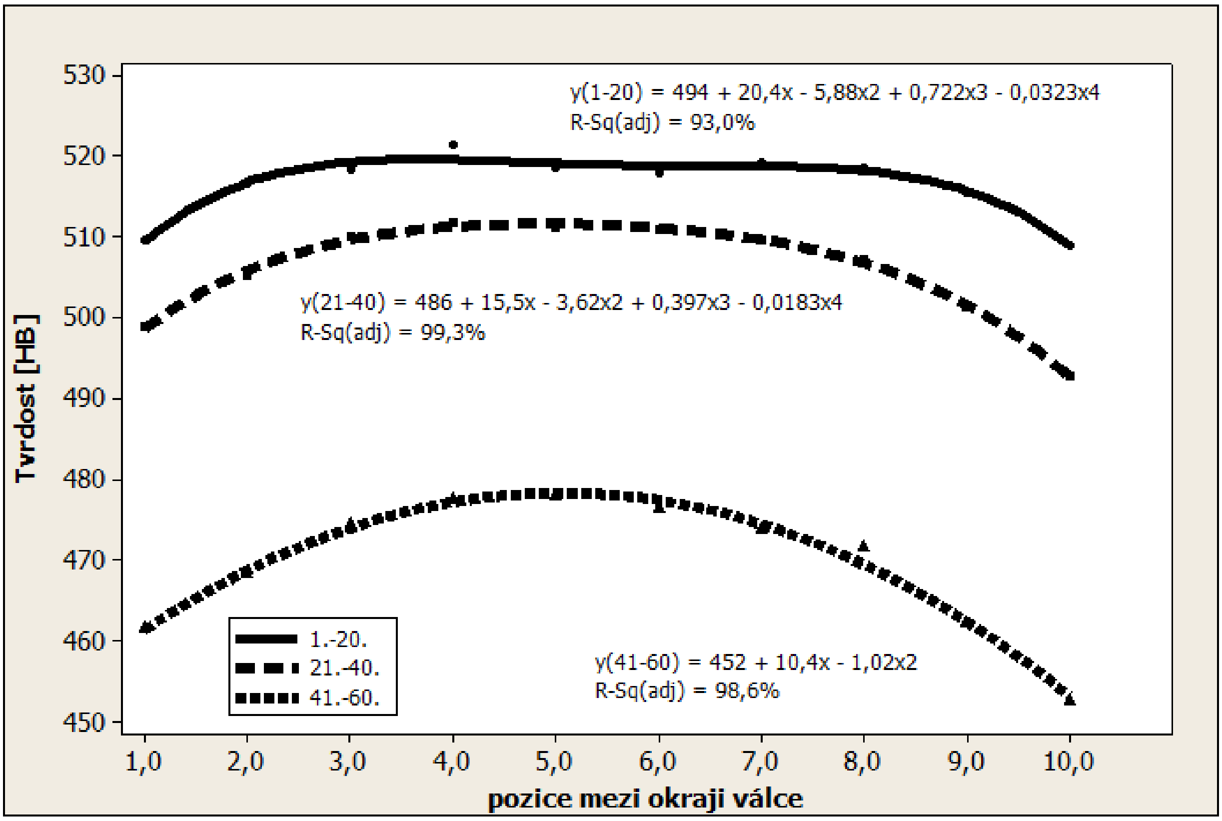
Obr.4.1.1 Celková regresní křivka



Obr.4.1.2 Regresní křivky dle otočení válce – vertikálně



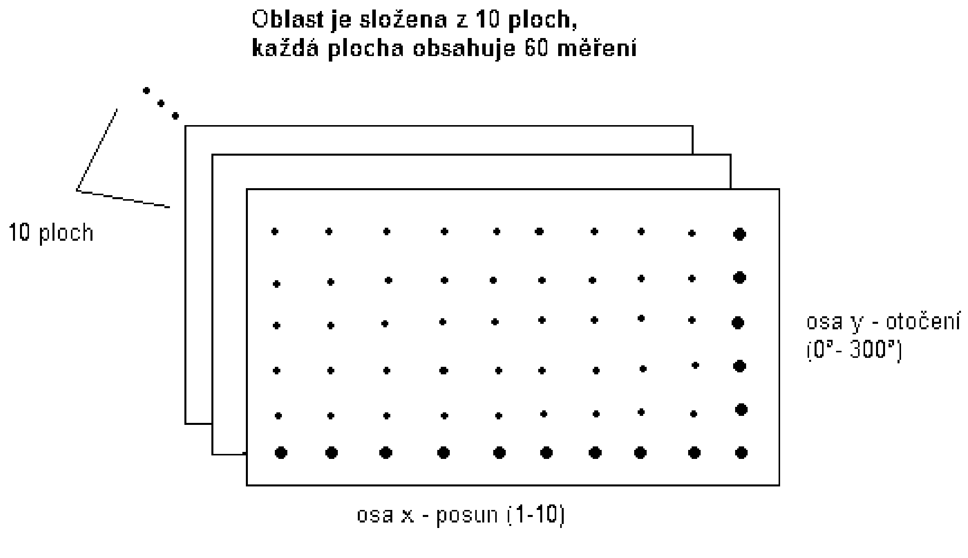
Obr.4.1.3 Regresní křivky dle otočení válce - horizontálně



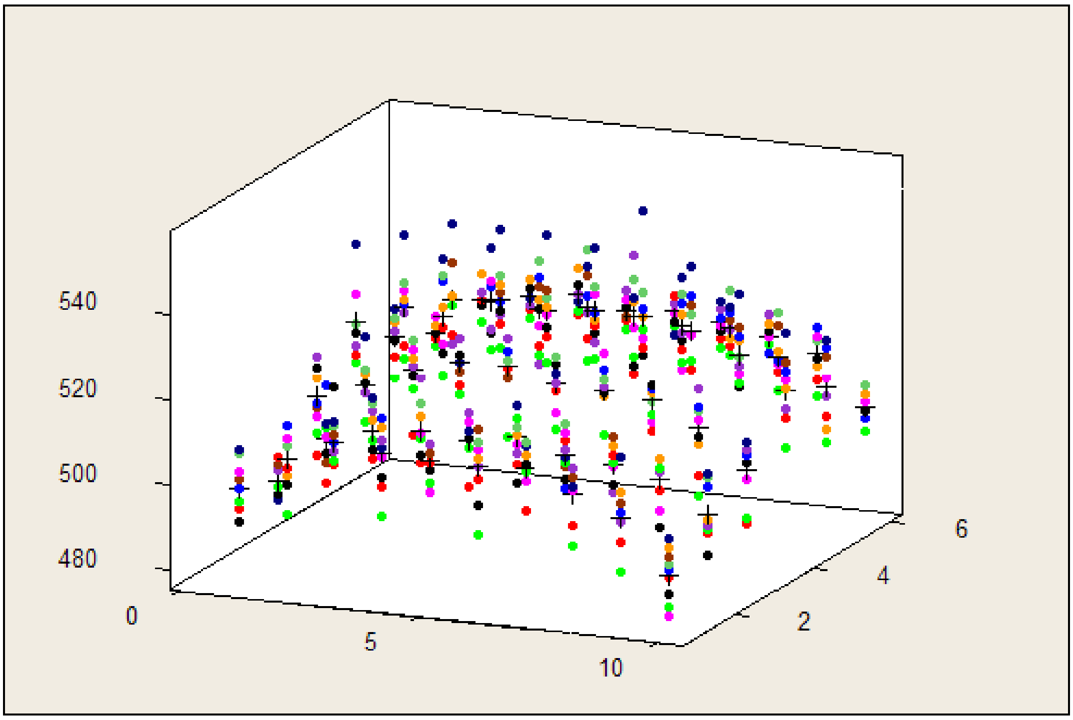
Obr.4.1.4 Regresní křivky horizontálně dle hloubky úběru

4.2 DATA A JEJICH VYHODNOCENÍ

Abychom dostali určitou představu o tom, jak vypadá rozložení tvrdosti materiálu uvnitř válce, bylo rozhodnuto rozdělit zkoumanou plochu válce do šesti oblastí po 10 mm hloubky úběru. První oblast byla tedy prvních 10 mm úběru materiálu, druhá oblast byla v hloubce 11-20 mm od povrchu, až šestá oblast byla v hloubce 51-60 mm od povrchu válce. V tomto případě je vhodné použít pro počítání modelu data, které dostaneme po vypočtení aritmetického průměru tvrdosti ze všech deseti ploch ve stejné oblasti. Na obrázcích níže je dobře vidět jakým způsobem se postupovalo. Každá plocha má jednu barvu, tedy všech 60 hodnot jedné plochy má stejné barevné označení, křížkem jsou označeny body, které zastupují aritmetický průměr (Obr.4.1.2). Z grafu je dobře patrné, že použití aritmetického průměru má za následek relativní „uklidnění" funkce, která popisuje interpolaci těchto bodů. Rozptyl hodnot tvrdosti pro jednotlivá měření je relativně velký a interpolace těchto funkcí jsou poměrně odlišné, kdežto interpolace průměrných hodnot má vcelku malý rozptyl. Tento postup byl volen, protože je třeba najít model, který by byl dosti přesný a co možná nejjednodušší pro popis. Další argument je založen na myšlence, že průměrná hodnota alespoň částečně eliminuje chybu vzniklou při měření. Tímto způsobem se dostanou data pro všech 6 oblastí.



Obr.4.2.1 Náčrt popisující složení oblasti



Obr.4.2.2 Deset různých barev bodů odpovídá 10 plochám ve stejné oblasti. Černé křížky označují jejich aritmetický průměr.
(osa x – posun 1-10, osa y – otočení 1-6 (0°-300°), osa z – tvrdost HB)

4.3 POSTUP VÝPOČTU POMOCÍ METODY MONTE CARLO

Pro regresi naměřených dat byla zvolena polynomická regrese, kde konstanty popsané v odstavci 3.5 byly zvoleny následovně r=s=10, a počet členů polynomu k=10. Pak celý polynom měl tvar $z = b_1 x^{i_1} y^{j_1} + b_2 x^{i_2} y^{j_2} + \ldots + b_{10} x^{i_{10}} y^{j_{10}}$, kde $i_1, \ldots, i_{10}, j_1, \ldots, j_{10} \leq 10$, který vyhovuje konstrukci z odstavce 3.4 Celá regrese byla prováděna algoritmem vytvořeným v programu Minitab, program bude uveden v příloze. Následující postup byl opakován pro všech 6 oblastí úběru materiálu.

Podle metody Monte Carlo bylo náhodně vybráno 10 000 vektorů, z nichž každý obsahoval 10 dvojic indexů (i, j) . Pro každý tento vektor byly spočteny koeficienty **b** a reziduální součet čtverců. Kritériem pro výběr nejlepší regresní plochy byl právě reziduální součet čtverců, který nejlépe vypovídá o kvalitě polynomu. Důležitost dvojic indexů pro regresi byla posuzována pomocí p-hodnoty. Domluva je taková, že pokud je p-hodnota menší než 0,05, považujeme koeficient pro regresi za důležitý se spolehlivostí 95%. Není-li tomu tak, považujeme koeficient pro regresi za nevýznamný. Ukázala-li p-hodnota na nedůležité indexy pro danou funkci, byly tyto indexy z regrese po jednom odstraněny. Výsledný regresní polynom byl vykreslen do grafu. Pro každou oblast byly vytvořeny 2 grafy (bude popsáno níže). Pod grafy je vypsán výstup z Minitabu. Tento výstup obsahuje rovnici polynomu, který byl

vybrán jako nejlepší, to znamená polynom s nejmenším reziduálním součtem čtverců. Dále regresní koeficienty s příslušnými p-hodnotami, pod nimi je S – nestranný odhad směrodatné odchylky, R-Sq – koeficient mnohonásobné korelace, R-Sq(adj) – adjustovaný koeficient mnohonásobné korelace a nakonec ověření adekvátnosti modelu opět pomocí p-hodnoty. Pod výstupem z Minitabu jsou uvedeny 3 tabulky. První tabulka obsahuje 10 dvojic indexů tvořící mocniny u nezávisle proměnných, druhá tabulka obsahuje parciální regresní koeficienty a třetí tabulka obsahuje p-hodnoty, hodnotící významnost těchto koeficientů. Hodnoty v jednotlivých řádcích si vzájemně odpovídají. Druhá a třetí tabulka obsahuje 2 sloupce hodnot, kde první sloupec patří vždy vybrané „nejlepší“ regresní funkci (b1, p-hofnota1) a ve druhém sloupci je tato regresní funkce očištěna o nevýznamné koeficienty (b2, p-hodnota2). Pod tabulkami je analytický zápis této očištěné regresní funkce a parametry S, R a R(adj).

4.4 ZOBRAZENÍ INTERPOLAČNÍCH A REGRESNÍCH PLOCH

Následující grafy znázorňují, jakým způsobem se mění rozložení tvrdosti v jednotlivých oblastech pod povrchem válce. Grafy jsou vykresleny za pomocí programu Minitab. V každém ze 6 bloku obrázků (obsahuje 2 grafy) jsou znázorněny jak regresní funkce (2.graf), tak interpolace hodnot použitých pro regresi (1.graf). Je zde dobře patrné, že vypočtená funkce je hladší než prostá interpolace, což je pro regresní funkci důležité. Jejím hlavním účelem je vytvořit co možná nejjednodušší model, který by co možná nejpřesněji aproximoval skutečný jev a zároveň odstraňoval z naměřených dat náhodné chyby.

První graf (Obr.4.3.1) znázorňuje interpolační plochu pro první oblast, kde červené body jsou body měření a jejich hodnota je aritmetickým průměrem z deseti měření na deseti plochách v této oblasti, jak je popsáno výše.

Druhý graf (Obr.4.3.2) znázorňuje nejlepší vypočtenou regresní plochu popisující rozložení tvrdosti v této první oblasti. Tato plocha byla spočítána podle výše popsaného postupu v softwaru Minitabu. Použitý algoritmus je součástí přiloženého CD.

Všechny plochy válce jsou rozvinuty na obdélník.

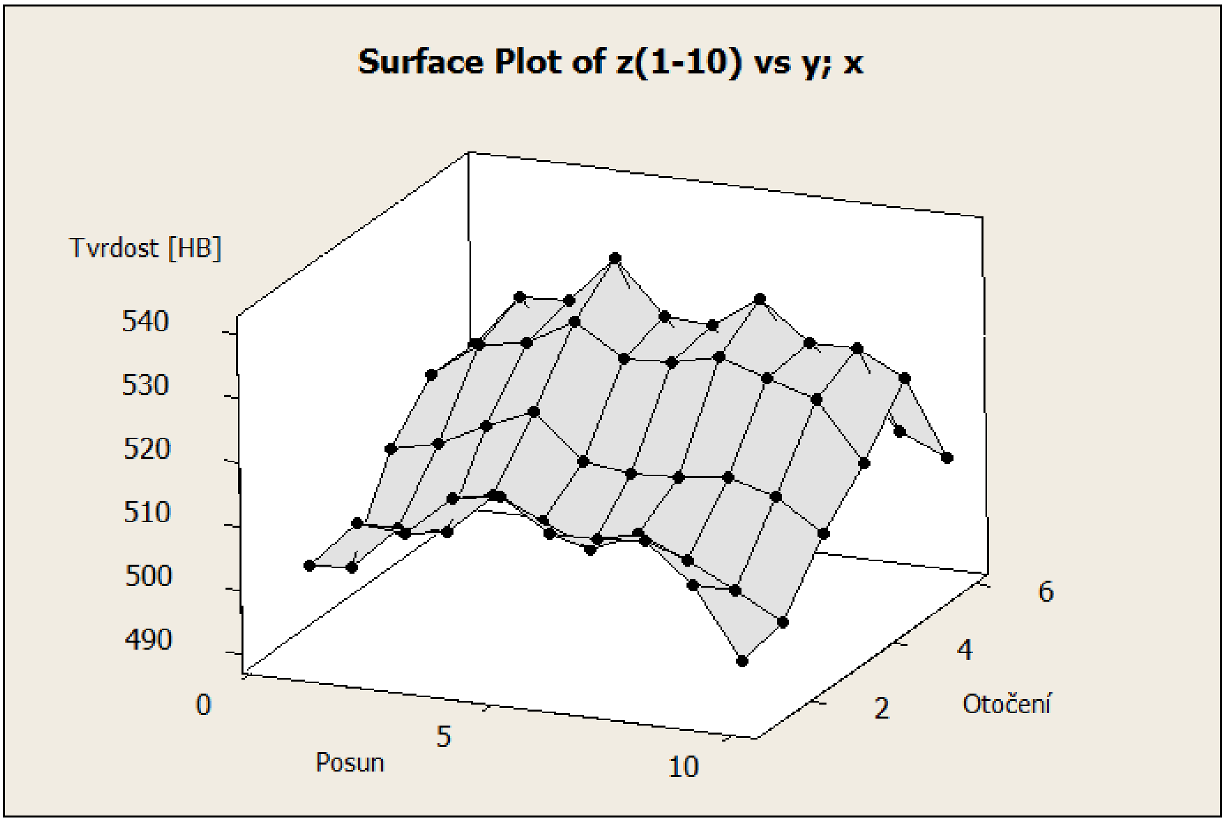
Osy v těchto grafech jsou rozvrženy takto:

osa x – znázorňuje Posun pozice horizontálně od levého k pravému okraji válce a nabývá hodnot 1 až 10, kde vzdálenost mezi sousedními pozicemi je cca 135 mm;

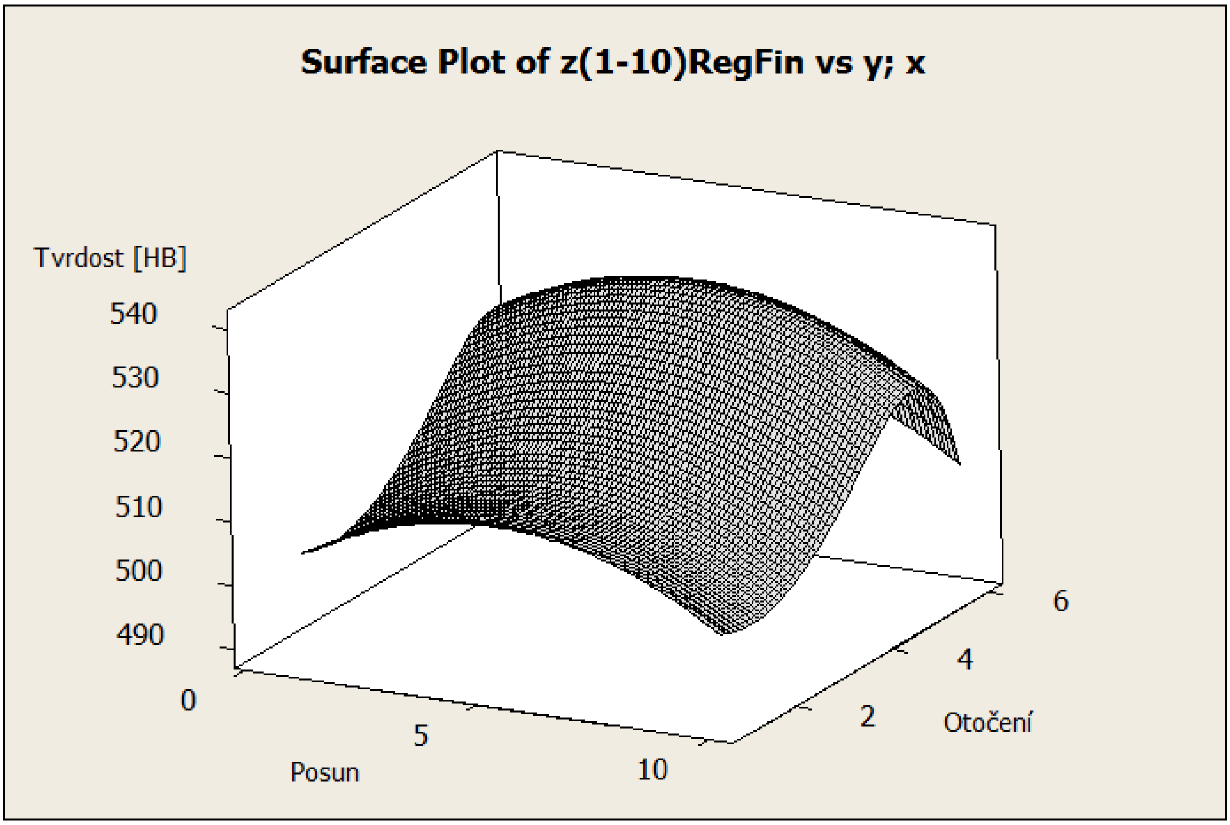
osa y – znázorňuje Otočení válce o úhel 60° a jeho násobky; nabývá hodnot 1 až 6, tedy 0° až 300°;

osa z – svislá osa, znázorňuje Tvrdosti podle Brinella (HB)

Poznámka: Níže jsou uvedeny pouze 3 z 6 ploch. Zbylé plochy včetně barevných grafů lze nalez v Dizertační práci.



Obr.4.4.1 Interpolační plocha pro první oblast



Obr.4.4.2 Regresní plocha pro první oblast

Regression Analysis: z(1-10)

```
The regression equation is
z(1-10) = 507 - 0,00226 xy4 - 0,603 x2 + 6,07 x + 0,000486 x3y2 + 0,000004 x2y6
          - 10,8 y - 0,000000 x7y8 - 0,000028 y8 + 3,18 y2


Predictor         Coef     SE Coef       T      P
Constant       506,878       2,989  169,60  0,000
xy4          -0,002262    0,001787   -1,27  0,211
x2            -0,60348     0,08576   -7,04  0,000
x               6,0673      0,8979    6,76  0,000
x3y2         0,0004856   0,0002792    1,74  0,088
x2y6        0,00000427  0,00000521    0,82  0,416
y              -10,762       2,211   -4,87  0,000
x7y8       -0,00000000  0,00000000   -1,07  0,292
y8         -0,00002846  0,00000276  -10,32  0,000
y2              3,1816      0,4484    7,10  0,000


S = 3,21329   R-Sq = 89,1%   R-Sq(adj) = 87,2%


Analysis of Variance

Source          DF       SS      MS      F      P
Regression       9  4224,77  469,42  45,46  0,000
Residual Error  50   516,26   10,33
Total           59  4741,03
```

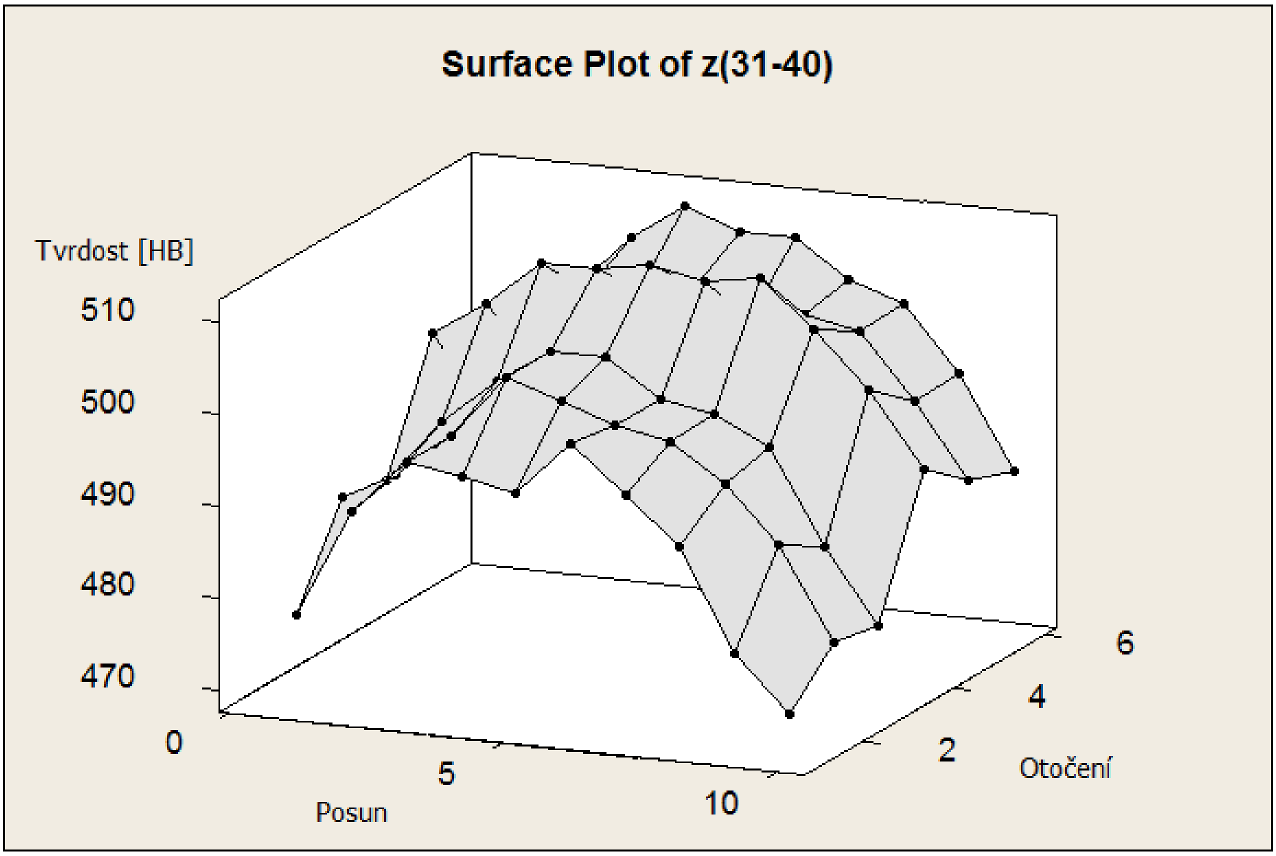
prediktor	i	j
1	1	4
2	2	0
3	1	0
4	3	2
5	2	6
6	0	1
7	7	8
8	0	8
9	0	2
10	0	0

	b1	b2
1	$-2,262*10^{-3}$	
2	-0,60348	-0,49457
3	6,0673	5,1057
4	$4,856*10^{-4}$	
5	$4,27*10^{-6}$	
6	-10,762	-9,511
7	-0,000	
8	$-2,846*10^{-5}$	$-2,971*10^{-5}$
9	3,1816	2,9084
10	506,878	507,079

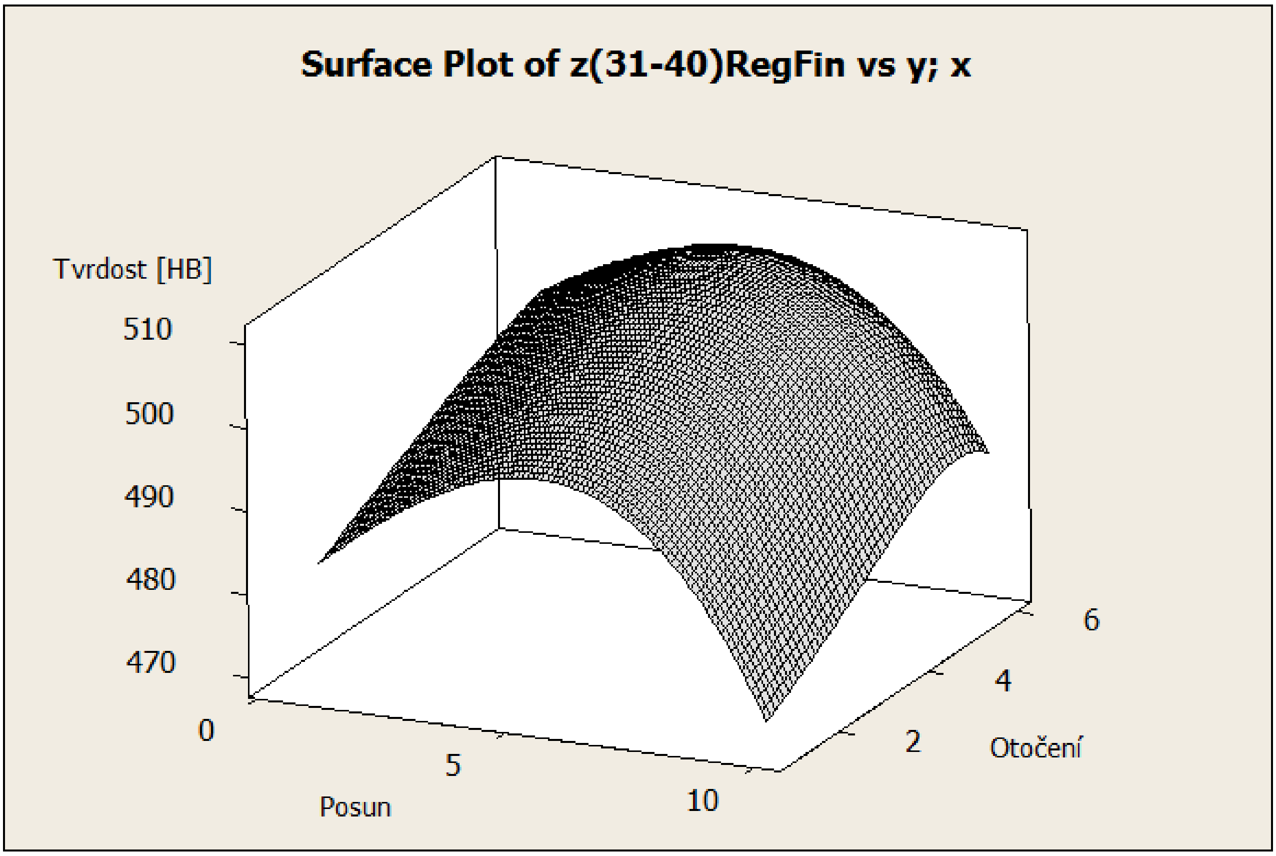
	p-hodnota1	p-hodnota2
1	0,211	
2	0,000	0,000
3	0,000	0,000
4	0,088	
5	0,416	
6	0,000	0,000
7	0,292	
8	0,000	0,000
9	0,000	0,000
10	0,000	0,000

$$z(1\text{-}10) = 507,079 - 0,49457x^2 + 5,1057x - 9,511y - 2,971*10^{-5}y^8 + 2,9084y^2$$

S = 3,19133 R-Sq = 88,4% R-Sq(adj) = 87,3%



Obr. 4.4.3 Interpolační plocha pro čtvrtou oblast



Obr. 4.4.4 Regresní plocha pro čtvrtou oblast

Regression Analysis: z(31-40)

```
The regression equation is
z(31-40) = 473 - 0,000308 xy6 + 4,07 y1 - 0,0595 x3 - 0,000000 x6y7 - 0,00341 x3y
           + 5,70 x + 0,000007 xy8 + 0,000342 x3y3 + 0,000000 x8y5


Predictor         Coef     SE Coef       T      P
Constant       472,705       2,659  177,78  0,000
xy6         -0,0003080   0,0001199   -2,57  0,013
y               4,0662      0,6795    5,98  0,000
x3           -0,059524    0,006262   -9,51  0,000
x6y7       -0,00000000  0,00000000   -1,84  0,071
x3y          -0,003411    0,003654   -0,93  0,355
x               5,6953      0,5143   11,07  0,000
xy8         0,00000661  0,00000280    2,36  0,022
x3y3         0,0003421   0,0001743    1,96  0,055
x8y5        0,00000000  0,00000000    1,33  0,188


S = 3,37458   R-Sq = 88,1%   R-Sq(adj) = 86,0%


Analysis of Variance

Source          DF       SS      MS      F      P
Regression       9  4214,79  468,31  41,12  0,000
Residual Error  50   569,39   11,39
Total           59  4784,18
```

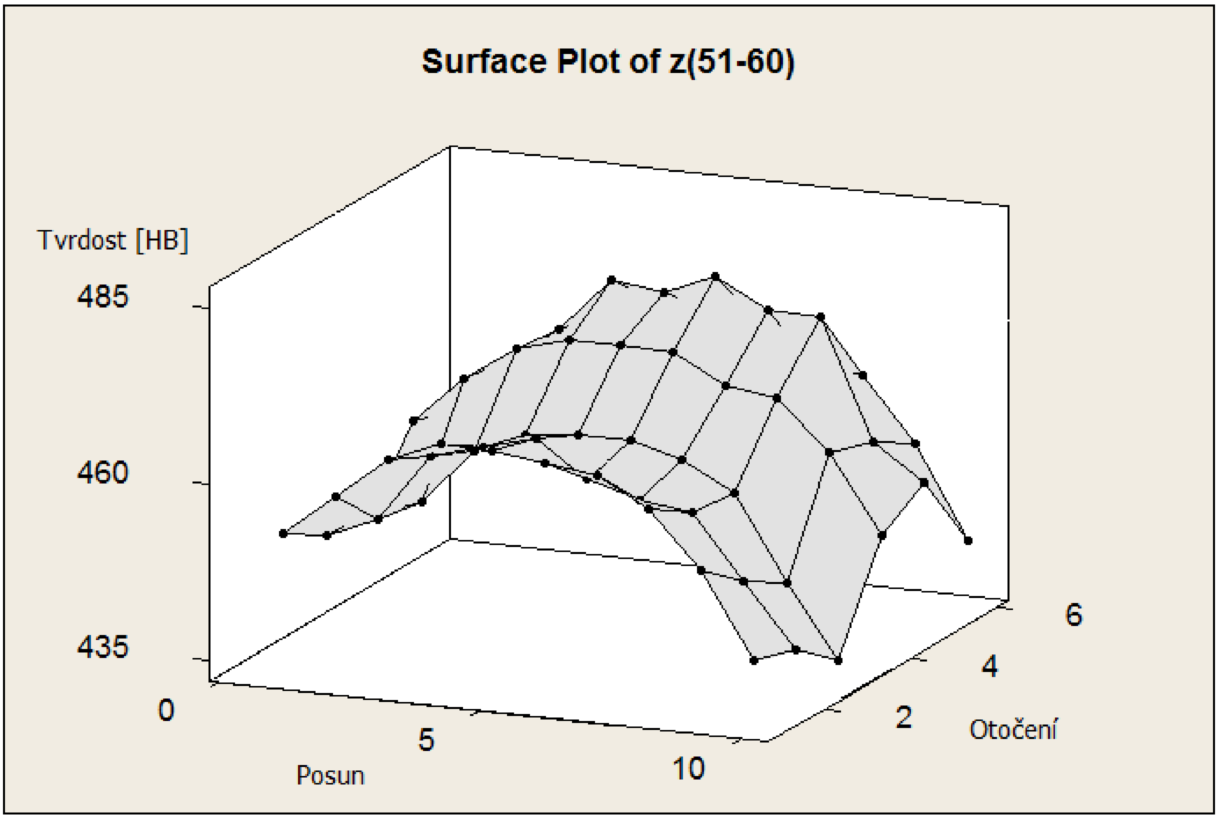
Prediktor	i	j
1	1	6
2	0	1
3	3	0
4	6	7
5	3	1
6	1	0
7	1	8
8	3	3
9	8	5
10	0	0

	b1	b2
1	$-3,08*10^{-4}$	$-3,596*10^{-5}$
2	4,0662	3,2569
3	$-5,952*10^{-2}$	$-5,8715*10^{-2}$
4	-0,000	
5	$-3,411*10^{-3}$	
6	5,6953	5,2296
7	$6,61*10^{-6}$	
8	$3,421*10^{-4}$	$6,767*10^{-5}$
9	0,000	
10	472,705	475,193

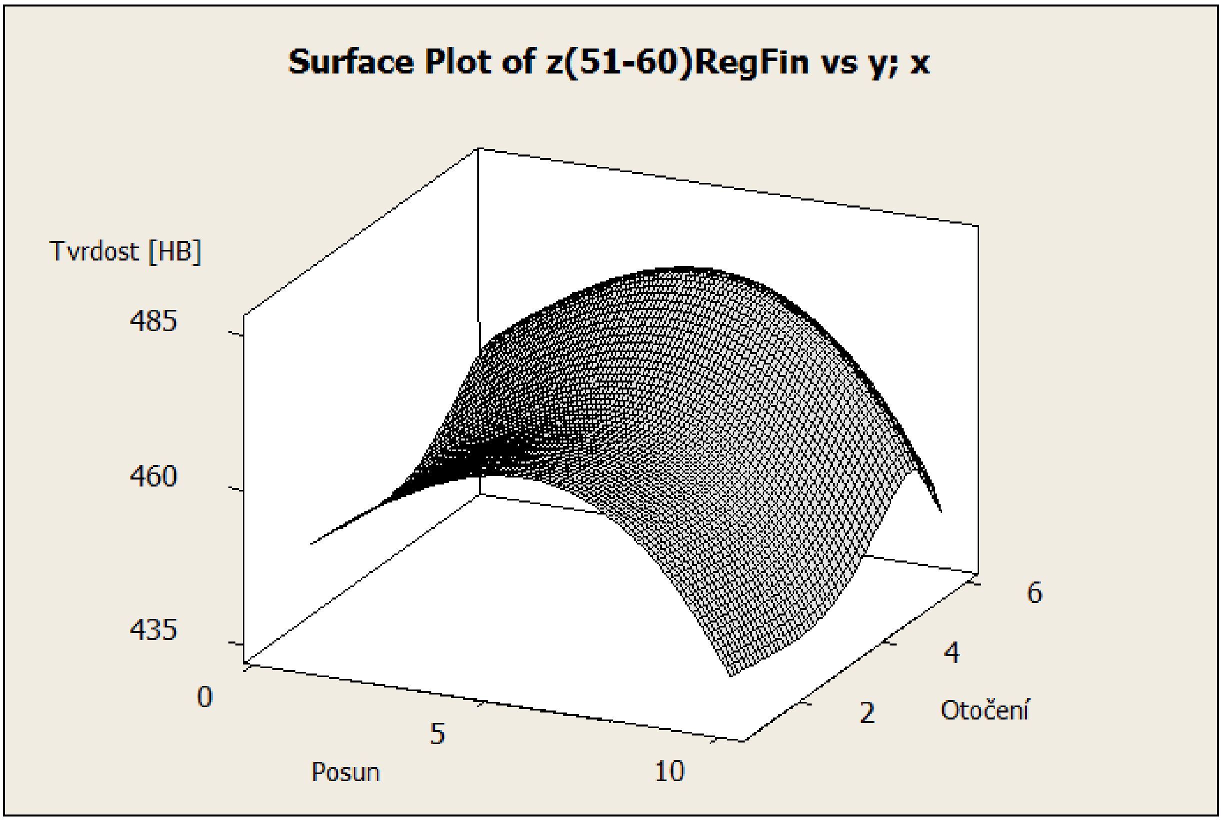
	p-hodnota1	p-hodnota2
1	0,013	0,001
2	0,000	0,000
3	0,000	0,000
4	0,071	
5	0,355	
6	0,000	0,000
7	0,022	
8	0,055	0,020
9	0,188	
10	0,000	0,000

$z(31\text{-}40) = 475,193 - 3,596*10^{-5}xy^6 + 3,2569y - 5,8715*10^{-2}x^3 + 5,2296x + 6,767*10^{-5}x^3y^3$

S = 3,44546 R-Sq = 86,6% R-Sq(adj) = 85,4%



Obr. 4.4.5 Interpolační plocha pro šestou oblast



Obr. 4.4.6 Regresní plocha pro šestou oblast

Regression Analysis: z(51-60)

```
The regression equation is
z(51-60) = 445 - 0,407 y2 + 0,000000 x10y2 - 0,000168 x4y1 + 6,08 x - 0,000968 y7
           + 0,000000 x7y4 + 0,00618 y6 - 0,0636 x3 - 0,000000 x10y10


Predictor          Coef     SE Coef       T      P
Constant        445,168       1,879  236,91  0,000
y2              -0,4070      0,2373   -1,72  0,093
x10y2        0,00000000  0,00000000    0,67  0,504
x4y          -0,0001680   0,0002319   -0,72  0,472
x                6,0823      0,4523   13,45  0,000
y7           -0,0009680   0,0001871   -5,17  0,000
x7y4         0,00000000  0,00000000    0,56  0,580
y6             0,006180    0,001267    4,88  0,000
x3            -0,063607    0,006189  -10,28  0,000
x10y10      -0,00000000  0,00000000   -1,02  0,312


S = 3,26040   R-Sq = 90,6%   R-Sq(adj) = 88,9%


Analysis of Variance

Source          DF       SS      MS      F      P
Regression       9  5113,89  568,21  53,45  0,000
Residual Error  50   531,51   10,63
Total           59  5645,40
```

Prediktor	i	j
1	0	2
2	10	2
3	4	1
4	1	0
5	0	7
6	7	4
7	0	6
8	3	0
9	10	10
10	0	0

	b1	b2
1	-0,4070	-0,4770
2	$2,166*10^{-11}$	
3	$-1,680*10^{-4}$	
4	6,0823	5,9349
5	$-9,680*10^{-4}$	$-1,041*10^{-3}$
6	$1,1354*10^{-9}$	
7	$6,180*10^{-3}$	$6,654*10^{-3}$
8	$-6,360*10^{-2}$	$-6,4339*10^{-2}$
9	$-2,765*10^{-17}$	
10	445,168	445,832

	p-hodnota1	p-hodnota2
1	0,093	0,016
2	0,504	
3	0,472	
4	0,000	0,000
5	0,000	0,000
6	0,580	
7	0,000	0,000
8	0,000	0,000
9	0,312	
10	0,000	0,000

$z(51\text{-}60) = 445,832 - 0,4770y^2 + 5,9349x - 1,041*10^{-3}y^7 + 6,654*10^{-3}y^6 - 6,4339*10^{-2}x^3$

S = 3,19653 R-Sq = 90,2% R-Sq(adj) = 89,3%

5 ZÁVĚR

Smyslem tohoto velice drahého experimentu bylo získat co nejpodrobnější přehled o rozložení tvrdosti v prvních 60mm pod povrchem opěrného válce a získat tak velice cennou zpětnou vazbu o schopnostech a možnostech naší výroby. Náklady na samotnou výrobu válce a jeho následné „zničení“ při tomto experimentu se pohybují v řádech milionů Kč a bylo tedy důležité, vytěžit ze získaných dat maximum. K tomu nám měla pomoci kombinace běžné grafické analýzy a matematické statistiky, protože jedině ta nám poskytuje objektivní pohled na naměřená data.

Prvním grafickým výstupem jsou lineární regrese jedné proměnné (viz dizertační práce), pomocí kterých si můžeme udělat základní obrázek o hodnotách tvrdosti pod povrchem válce a jejich rozložení. Tyto křivky modelují jak průběhy tvrdosti směrem do středu válce v závislosti na vzdálenosti od okraje válce, tak i průběhy tvrdosti ve směrech rovnoběžných s osou válce v závislosti na vzdálenosti od osy válce. Smyslem této lineární regrese bylo vytvořit co možná nejjednodušší model, který by co možná nejpřesněji aproximoval skutečný jev a zároveň odstraňoval z naměřených dat náhodné chyby. Na těchto regresních funkcích lze názorně demonstrovat hloubku a rovnoměrnost prokalení, což jsou asi dva nejvýznamnější parametry, které každého zákazníka při nákupu opěrných válců zajímají. Hloubka prokalení totiž výrazně ovlivňuje životnost opěrného válce.

Dalším výstupem byla polynomická lineární regrese více proměnných, tedy hledání vhodných regresních ploch popisujících s dostatečnou přesnosti a zároveň jednoduchostí rozložení tvrdosti v jednotlivých oblastech, tedy podpovrchových vrstvách válce. Protože žádný vhodný software neexistuje, bylo rozhodnuto, že součástí práce bude naprogramování tzv. lokálního makra v Minitabu, který se stále častěji objevuje v průmyslových podnicích jako nástroj grafické a statistické analýzy. Získané výsledky ukázaly, že rozložení tvrdosti je v některých ohledech jiné, než se očekávalo před experimentem a můžeme je shrnout do následujících bodů:

1) Tvrdosti kolem 4. a 5. pozice otočeni (tedy 180° a 240°) dosahují nejvyšších hodnot.

2) Tvrdosti kolem 1. a 2. pozice otočeni (tedy 0° a 60°) dosahují nejnižších hodnot.

3) Na krajích těla válce jsou tvrdosti nižší, směrem do středu válce se tvrdosti zvyšují.

4) Čím je zkoumaná oblast válce blíže středové ose válce, tím je zakřivení plochy popsané v předchozím bodě patrnější.

5) Čím je zkoumaná oblast válce blíže středové ose válce, tím jsou hodnoty tvrdosti, vynášené na ose z, nižší.

Na začátku práce byly stanoveny tyto dva cíle:

1) Vytvořit atraktivní zpětnou vazbu o kvalitě výroby opěrných válců ve Škoda Plzeň.

2) Najít způsob, jak pomocí dostupných softwarových prostředků najít vhodnou regresní plochu v reálném čase.

6 LITERATURA A POUŽITÉ MATERIÁLY

[1] Anděl, Jiří: Matematická statistika, SNTL/ALFA Praha 1978
[2] Beneš, M., Maroš, B.: Vyjádření přetvárného odporu a měrné přetvárné práce materiálu 13 240 v závislosti na teplotě a logaritmickém stupni přetvoření, Hutnické listy č.3, 1985
[3] Forejt, M.:Teorie tváření a nástroje, Brno: VYSOKÉ UČENÍ TECHNICKÉ, 1991
[4] Jareš, Vojtěch: Základní zkoušky kovů a jejich teorie, AKADEMIA Praha 1966
[6] Hebák, P.,Hustopecký, J.: Vícerozměrné statistické metody, Praha: SNTL/ALFA, 1987
[7] Maroš, B.:Empirické modely I, Brno: VYSOKÉ UČENÍ TECHNICKÉ, 2001
[8] Anděl, Jiří: Statistické metody, MATFYZPRESS Praha 1993
[9] Reisenauer, Roman: Metody matematické statistiky a jejich aplikace, SNTL Praha 1970
[10] Kracík, Adam: Hodnocení pevnosti šroubů M8 a M12 pomocí měření tvrdosti (diplomová práce), FSI VUT Brno 2003
[11] Maděřič, Jiří: Matematický model nerovnoměrnosti deformace matice M16 (diplomová práce), FSI VUT Brno 2003
[12] Meloun, M., Militký, J.: Kompendium statistického zpracování dat, Academia 2006
[13] Elfmark, J.:Tváření kovů, Praha: SNTL,1992
[14] Píšek, Z.:Náuka o materiálu II, 1.svazek, Praha: ČSAU 1959
[15] Kamenský, R.:Prodlužování životnosti hutních válců, Praha: SNTL,1962
[16] CAHN, R.W.:Physical Metallurgy, North-Holland Pub.Co, Amsterodam-London 1970
[17] Myslivec,T.:Fyzikálně chemické základy ocelářství,SNTL,Praha-ALFA, Bratislava 1971
[18] SMITHELLS, C.J.:Metals Reference Book, Vol.1, Butter-worths, London 1967
[19] CHVOJKA, J.:Vady ingotů, Praha: SNTL,1968

7 PUBLIKACE

Publikace na konferencích v české republice:

1) ISBN 80-214-3214-4
   Využití neparametrických metod v těžkém průmyslu
   Kracík Adam (Statistické dny v Brně 2006)
2) ISBN 80-214-3214-4
   Metoda bootstrap a střední hodnota
   Maroš Bohumil, Kracík Adam (Statistické dny v Brně 2006)
3) ISBN 978-80-86840-33-8
   Využití statistických nástrojů k predikci vzniku vlasových trhlin ve výkovcích na základě tavbového obsahu vodíku.
   Kracík Adam (Metal 2007)
4) ISBN 978-80-02-01966-4
   Řešení problémů redukce nákladů využitím metod výpočtové inteligence v podmínkách českých oceláren a sléváren
   Nykodýmová V.,Kafka V.,Bůžek Z., Pokorný M.,Kuběna J.Čermák P., Masarik M., Fila P., Martinek L., Čamek L.,Kracík. A.
   (In sborník „XVIII celostátní školení tavičů a mistrů oboru elektrooceli a tvárné litiny s kuličkovým grafitem“,s.122 – 129, Žďár nad Sázavou, Svratka 3.-5.října 2007)

Publikace na zahraničních konferencích:

1) ISSN-1335-1532
   Cracks in segregations on the background of hydrogen content in steel
   Trhliny ve vycezeninách na pozadí obsahu vodíku.
   JANDOŠ F., KRACÍK A., HRUBÝ M., KASL J.
   (ACTA METALLURGICA SLOVACA – METALLOGRAPHY 2007)

Publikace v zahraničních vědeckých časopisech:

1) Journal of Matherials Engineering and Performance
   The influence of thermomechanical treatment of TRIP steel on its final microstructure
   B.Masek, H.Stankova, Z.Nový, L.Meyer, A.Kracík
   Date Submitted: 5.3.2008

8 ŽIVOTOPIS

Ing. Adam Kracík
Hálkova 3, 747 05 Opava
telefon 608 623 589
e-mail akracik@hotmail.com

Dosažené vzdělání

1998-2003 FSI, VUT v Brně
1993-1997 Gymnázium, Opava

Další vzdělání

2004 Six Sigma Green Belt
2007 Six Sigma Black Belt

Pracovní zkušenosti

2003-2008 ŠKODA STEEL PLZEŇ s.r.o.
Pozice: Statistik
Náplň práce: implementace statistických nástrojů ve výrobě a analýze vad
2008-2010 SCHNEIDER ELECTRIC, a.s. v Písku
Pozice: Six Sigma Leader
Náplň práce: implementace Six Sima metodologie ve výrobním závodě
2010- SCHNEIDER ELECTRIC, a.s. v Písku
Pozice: Six Sigma Leader & ISO specialist
Náplň práce: Six Sigma + koordinátor pro interní a externí audity

Jazykové znalosti Anglický jazyk – B2

Počítačové znalosti Microsoft Office – pokročilý, Minitab - pokročilý

Záliby Sport, PC, analýza dat, četba

9 ABSTRACT

The aim of this work is to get the best detailed knowledge about hardness distribution in first 60 mm below the surface of backing roll. To this end, a method for obtaining multi-dimensional polynomial regression was developed and then a computer program for its processing was written.