

ŠKODA AUTO VYSOKÁ ŠKOLA, O.P.S.

Studijní program: N6208 Ekonomika a management

Studijní obor: 6208T088 Podniková ekonomika a management provozu

STATISTICKÁ REGULACE PROCESU S PROMĚNLIVOU STŘEDNÍ HODNOTOU

Bc. Lucie TAJOVSKÁ

Vedoucí práce: Doc. Ing. Eva Jarošová, CSc.

Tento list vyjměte a nahrad'te zadáním diplomové práce

Prohlašuji, že jsem diplomovou práci vypracovala samostatně s použitím uvedené literatury pod odborným vedením vedoucího práce.

Prohlašuji, že citace použitých pramenů je úplná a v práci jsem neporušila autorská práva (ve smyslu zákona č. 121/2000 Sb., o právu autorském a o právech souvisejících s právem autorským).

V Mladé Boleslavi dne 19. 5. 2016

Ráda bych poděkovala doc. Ing. Evě Jarošové, CSc. za odborné vedení, cenné rady, vstřícnost a čas, který mi při psaní diplomové práce věnovala. Děkuji také společnosti Laird Technologies za poskytnutí dat a dalších podkladů.

Obsah

Seznam použitých zkratk a symbolů	7
Úvod	8
1 Statistická regulace procesu	10
1.1. Fáze statistické regulace procesu	12
1.2. Testování předpokladů	14
1.3. Shewhartovy diagramy	15
1.4. Limity použití regulačních diagramů	19
2 Modely procesů na čase závislých rozdělení	20
1.1. Procesy typu A	21
3.1. Procesy typu B	23
3.2. Procesy typu C	23
3.3. Procesy typu D	25
3 Regulační diagramy pro procesy typu C	27
3.1. Regulační diagram s rozšířenými mezemi	27
3.2. Modifikovaný regulační diagram	29
3.3. Přejímací regulační diagram	33
4 Způsobilost a výkonnost procesu	37
4.1. Posun střední hodnoty	38
4.2. Ukazatel C_{pk}	38
4.3. Výkonnost procesu	39
4.4. Ukazatele výkonnosti pro nenormální rozdělení	41
5. Společnost Laird Technologies	44
5.1. Proces lisování	44
5.2. Řízení kvality	45
6. Kontrola znaku <i>délka</i>	47
6.1. Identifikace modelu	47
6.2. Diagram s rozšířenými mezemi	53
6.3. Modifikovaný regulační diagram	55
6.4. Přejímací regulační diagram	56
6.5. Výkonnost procesu	58

7. Kontrola znaku <i>rovinnost</i>	62
7.1. Identifikace modelu	62
7.2. Diagram s rozšířenými mezemi.....	67
7.3. Modifikovaný regulační diagram.....	69
7.4. Přejímací regulační diagram	71
7.5. Výkonnost procesu.....	72
Závěr	75
Seznam literatury	78
Seznam obrázků a tabulek.....	81

Seznam použitých zkratk a symbolů..

AIAG	<i>Automotive Industry Action Group</i>
ANOVA	<i>Analysis Of Variance</i> – analýza rozptylu
APL_U, APL_L	<i>Acceptable Process Level</i> – hranice přípustné fluktuace procesu
BLS	<i>Board Level Shield</i> – odstínění na desce plošných spojů
CRS	<i>Cold Rolled Steel</i> – za studena válcovaná ocel
CUSUM	<i>Cumulative Sum</i> – kumulativní součty
EMI	<i>Electromagnetic Interference</i> – elektromagnetické rušení/interference
EWMA	<i>Exponentially Weighted Moving Average</i> – exponenciálně vážené klouzavé průměry
IID	<i>Independent and identically distributed</i> – nezávislé a stejně rozdělené
RPL_U, RPL_L	<i>Rejectable Process Level</i> – hranice nepřípustné fluktuace procesu
SIP	<i>Signal Integrity Products</i> – produkty pro integritu signálu
SPC	<i>Statistical Process Control</i> – statistická regulace procesu
SSA	<i>Sum of Squares Among Groups</i> – meziskupinový součet čtverců
SSE	<i>Sum of Square for Error</i> – reziduální součet čtverců
SST	<i>Sum of Squares Total</i> – celkový součet čtverců
UCL, LCL	<i>Upper/Lower Control Limit</i> – horní a dolní regulační meze
USL, LSL	<i>Upper/Lower Specification Limit</i> – předepsané horní a dolní toleranční meze

Úvod

Ve vysoce konkurenční ekonomice 21. století jsou vyspělé systémy řízení kvality pro podniky neoddiskutovatelnou samozřejmostí. Nejvyšší požadavky jsou kladeny zejména v automobilovém průmyslu a na jeho dodavatele, ale i v ostatních oblastech průmyslové výroby.

Mnohé výrobní podniky dosáhly v tomto ohledu natolik vysoké kvality svých výrobků a optimalizace výrobních procesů, že mnohdy další zlepšování nemusí být nutně ekonomicky ani technicky výhodné. Ve stadiu vysoké způsobilosti výrobních procesů je vykazování kvality stejně důležité jako její dosahování, protože zákazníci požadují shodu s mezinárodními normami a dokumentaci kvality.

Aby mohly podniky plně profitovat ze špičkové kvality svých výrobků, je klíčové uplatňovat řízení kvality nejen formálně založené na statistických metodách, ale především správným způsobem. Tradiční metody SPC uplatňované ve výrobě vychází z předpokladů, které často nejsou v praxi naplněny. Tento problém se týká zejména nevhodného používání Shewhartových diagramů. Statistická regulace procesu se tak stává neefektivní. V současné době však existují pokročilejší formy, které z koncepce Shewhartových diagramů vychází, nicméně ji modifikují způsobem, který vyhovuje výrobní praxi.

Cílem této práce je představit vybrané pokročilejší metody statistické regulace procesu prostřednictvím aplikace alternativních typů regulačních diagramů, které lépe reflektují povahu reálných výrobních procesů. Dalším cílem je tyto typy regulačních diagramů aplikovat na reálný výrobní proces a zhodnotit výhody jejich použití.

Diplomová práce se skládá ze dvou částí, teoretické a praktické. V teoretické části je nejprve stručně popsána problematika statistického řízení kvality a jsou zmíněny základní druhy regulačních diagramů, jejich konstrukce a limity jejich použití. Stěžejní částí práce jsou však kapitoly následující. Druhá kapitola se zabývá klasifikací modelů procesů na čase závislých rozdělení tak, jak jsou definovány normou ČSN ISO 21747. Třetí kapitola je zaměřena na přehled, vysvětlení konstrukce a použití alternativních typů regulačních diagramů vhodných

pro procesy typu C, které se vyznačují proměnlivou střední hodnotou, a řeší tak omezenou použitelnost klasických Shewhartových diagramů. Čtvrtá kapitola prezentuje metody určování způsobilost, resp. výkonnost procesů, a to jak pro normální, tak jiná než normální rozdělení.

Praktická část práce se zakládá na analýze reálného výrobního procesu, konkrétně lisování prvku pro odstínění EMI z pásové oceli. Vybraný proces řízení kvality spočívá ve sledování rozměrů těchto výlisků; kontrola délky je předmětem kapitoly 6 a kontrolou rovinnosti se zabývá kapitola 7. U obou výrobních procesů je zkoumána konstantnost jejich variability, konstantnost střední hodnoty a typ modelu okamžitého a výsledného rozdělení dat. Následně jsou procesy klasifikovány podle modelů uvedených v teoretické části. Pro oba procesy jsou následně aplikovány alternativní typy regulačních diagramů, a to regulační diagram s rozšířenými mezemi, modifikovaný regulační diagram a přejímací diagram. Pro oba rozměry je též provedena analýza výkonnosti.

V závěru jsou jednotlivé regulační diagramy porovnány a jsou shrnuta doporučení týkající se řízení kvality.

1 Statistická regulace procesu

Statistická regulace procesu (SPC) představuje komplex nástrojů řízení jakosti, který na základě včasného odhalování významných odchylek v procesu od předem stanovené úrovně umožňuje realizovat zásahy do procesu tak, aby byla kvalita dlouhodobě udržována na stabilní a přípustné úrovni.

Podstatou SPC je bezprostřední, pravidelná a průběžná kontrola regulované výstupní veličiny založená na matematicko-statistickém hodnocení kvality. Dává podněty k operativním zásahům do procesu a umožňuje tak okamžitě zlepšit proces, a dokonce předejít nevyhovující kvalitě (Nenadál, 2016).

Nedílnou součástí všech procesů je variabilita. I za relativně stabilních podmínek jsou proces i jeho výstupy vystaveny řadě vlivů, které tuto variabilitu vyvolávají. Proto je identifikace a pochopení příčin této variability základním úkolem managementu. Vlivy působící na proces lze rozdělit do dvou skupin: náhodné vlivy a vymežitelné příčiny.

Náhodné vlivy (*common causes*) jsou procesu inherentní, je jich velký počet, ale jednotlivě působí v malém rozsahu. Jedná se například o vliv lidského faktoru, fluktuace výrobních podmínek jako např. kolísání teploty, chvění stroje apod.). Důsledkem těchto příčin je, že parametry procesu, resp. znaky jakosti jeho produktů, mají stabilní rozdělení pravděpodobnosti, jehož parametry je možné odhadnout a tudíž předvídat chování procesu (Nenadál, 2016). Redukcí těchto vlivů a jejich počtu lze dosáhnout zlepšení procesu a udržovat úroveň jakosti na požadované hodnotě. Podle W. E. Deminga je až 85 % všech problémů způsobeno náhodnými příčinami a hlavní úlohou managementu je jejich omezení (Mitra, 2008). Avšak rozsah jejich identifikace, jejich snížení a odstranění je předmětem analýzy nákladů/přínosů ve formě technické zvládnutelnosti a hospodárnosti (ČSN ISO 21747). Náhodné vlivy těchto mnoha příčin však nelze v důsledku technických či ekonomických omezení eliminovat zcela (Nenadál, 2016).

Vymežitelné, neboli zvláštní příčiny (*special causes*), nejsou procesu vlastní a samostatně způsobují významné odchylky. „Zvláštní příčina vzniká v důsledku konkrétních okolností, které nejsou vždy přítomny. Jako takové v procesu

vyvolávají zvláštní události, které způsobují, že velikost kolísání je čas od času nepredikovatelná“ (ČSN ISO 21747, 2010, s. 7). Každá z těchto příčin by měla být odhalena a její působení minimalizováno či eliminováno v relativně krátké době a za relativně nízkých nákladů. Vymežitelné příčiny ovlivňují parametry procesu (či hodnotu znaku jakosti) buď v důsledku náhlé změny (např. vlivem změny pracovníka nebo použití nového nástroje) nebo postupně (často postupné opotřebení nástroje apod.) Tyto vlivy mění parametry rozdělení pravděpodobnosti znaků jakosti či parametrů procesu. Podle W. E. Deminga je cca 15 % problémů způsobeno zvláštními příčinami (Mitra, 2008) Právě v eliminaci vymežitelných příčin spočívá statistická regulace procesu.

Základním nástrojem statistické regulace procesu je regulační diagram (*control chart*). Jde o nástroj sledování variability procesu, který umožňuje odlišit variabilitu procesu vyvolanou vymežitelnými příčinami od variability vyvolané náhodnými příčinami. V podstatě se jedná o grafické znázornění testu hypotézy o neznámém parametru uvažovaného modelu pravděpodobnostního rozdělení regulované veličiny, kde na vertikální osu grafu jsou vynášeny hodnoty výběrových charakteristik sledovaného znaku a na horizontální ose je zaneseno pořadí vzorků, nebo podskupin, ze kterých jsou tyto hodnoty zjištěny (Mitra, 2008). Nejznámějším typem regulačních diagramů jsou Shewhartovy diagramy, podle W. A. Shewharta, který zavedl jejich použití v praxi (detailněji kapitola 1.3).

Podle charakteru sledovaného znaku jakosti se rozlišují dva typy statistické regulace; statistická regulace srovnáváním a statistická regulace měřením.

Statistická regulace srovnáváním se provádí pro atributivní znaky, tzn. v situaci, kdy informace o sledované regulované veličině není možné získat měřením, a data mají charakter diskrétní náhodné veličiny. Posuzuje se, zda se kontrolovaná jednotka shoduje se specifikací, nebo se určuje počet neshod na výrobku (Mitra, 2009). Při SPC srovnáváním se používají dva druhy regulačních diagramů. Do první skupiny patří diagramy pro monitorování počtu neshodných jednotek. Jedná se o *np-diagram* pro počet neshodných jednotek a *p-diagram* pro podíl neshodných jednotek. Tyto diagramy jsou založeny na binomickém rozdělení. Druhou skupinu představují regulační diagramy pro monitorování počtu neshod. Patří sem *c-diagram* pro počet neshod, založený na Poissonově rozdělení,

a *u-diagram* pro průměrný počet neshod na jednotku v podskupině. Mitra (2008) uvádí i třetí kategorii pro reprezentaci vážené důležitosti neshod (*U-diagram*).

Statistická regulace měřením se používá v případech, kdy je regulovanou veličinou (sledovaný znak kvality) měřitelná proměnná, jejíž hodnoty jsou měřeny a vyjádřeny číselně pomocí spojité stupnice. V tomto případě se pracuje s dvojicí regulačních diagramů, v jednom se v časové závislosti na pořadí skupiny vynáší výběrová charakteristika reprezentující míru polohy hodnot a ve druhém výběrová charakteristika vyjadřující okamžitou variabilitu hodnot. Nejčastěji používanou dvojicí jsou diagram pro průměr a rozpětí. Příklad měřitelné regulované veličiny je ve výrobních procesech velmi častý (Jarošová, 2011). Tato práce se bude dále zabývat statistickou regulací měřením.

1.1. Fáze statistické regulace procesu

Statistická regulace procesu má 3 fáze¹ (Montgomery, 2009; Jarošová, 2011):

- Přípravnou fázi, ve které se provádí rozbor procesu a která předchází vlastní regulaci procesu
- Fázi I, ve které je cílem uvést proces do stabilního stavu
- Fázi II, která spočívá v udržení procesu ve stabilním stavu.

Přípravná fáze

Před vlastní regulací procesu je nutné vytvořit vhodné podmínky. K přípravným činnostem patří zejména stanovení vhodné regulované veličiny, tzn. rozhodujícího znaku kvality produktu. Je třeba také detailněji analyzovat proces za účelem identifikace všech příčin, které mohou ovlivňovat jeho průběh. Dále je třeba zajistit odpovídající systém měření, tedy systém, který je stabilní, má známou přesnost a umožňuje stanovit hodnoty regulované veličiny v reálném čase. Poté je třeba rozhodnout, zda půjde o 100% kontrolu (u regulace srovnáváním) nebo výběry z procesu, a jakým způsobem budou tvořeny logické podskupiny (tj. rozsah a frekvence výběrů). Norma ČSN ISO 8258 doporučuje 4-5 ks v podskupině. Intervaly odběru je třeba vhodně zvolit s ohledem na možnost zásahu do procesu.

¹ Různí autoři rozdělují SPC jiným způsobem do čtyř fází, v nichž se určité kroky však opakují. Viz např. Hutyra, 2007; Plura, 2001 či Noskiewičová, 2013.

Fáze I

V této fázi je realizován sběr dat, konstrukce regulačního diagramu, tzn. konstrukce centrální přímky a obou regulačních mezí. Tyto meze nazýváme zkušební meze. Vyplývá-li z bodů vnesených v regulačním diagramu, že proces byl po dobu odebrání těchto podskupin pod kontrolou (tj. nacházejí-li se všechny vnesené body uvnitř regulačních mezí a není-li patrný žádný systematický průběh, budou se tyto (dosud zkušební) regulační meze nadále používat pro regulaci procesu. Je třeba docílit, aby variabilitu procesu působily pouze náhodné (inherentní) příčiny. Nacházejí-li se některé body mimo regulační meze, tedy pokud byly zjištěny signály o působení zvláštních příčin, je potřeba tyto příčiny vymezit a (je-li to možné) odstranit. Pokud byla vymezitelná příčina identifikována, podskupiny, u nichž došlo k překročení mezí, se vyloučí a k výpočtu nových (revidovaných) mezí se použijí data zbývajících podskupin.

Ne vždy se však podaří příčinu nalézt, v takovém případě se doporučuje ponechat meze pro následnou regulaci nezměněné. Vylučovat lze totiž jen takové podskupiny, u kterých byla přítomnost zvláštní příčiny nejen evidována, ale také fyzikálně vysvětlena, její působení odstraněno a přijata opatření, aby opět nenastala. „Pokud nedojde k vysvětlení vlastní příčiny a k jejímu odstranění, je nutno takovou podskupinu zachovat ve výpočtech regulačních mezí pro další období, neboť v takovém případě nelze u takové příčiny vyloučit, že nastane znovu“ (Horálek, 2004).

Fáze II

V druhé etapě se předpokládá, že proces byl během předcházející etapy stabilizován a že odhady charakteristik procesu (a tedy i vypočtené regulační meze) lze pokládat za konečné. Protože statistická zvládnutost procesu sama o sobě nezajišťuje, že proces nebude produkovat neshodné výrobky, je třeba dále analyzovat způsobilost tohoto procesu. Této problematice je věnována pozornost v oddílu 4. Při každém odběru podskupiny se zakresluje připočtená výběrová charakteristika do připraveného grafu a vizuální kontrola dosavadního průběhu bodů umožňuje včasnou reakci, zejména v případě překročení regulační meze nebo při neobvyklém seskupení bodů. Místo odhadu charakteristik se někdy

používají zadané standardy, to znamená, že např. místo celkového průměru vypočteného z výběrových průměrů ve fázi I se uvažuje cílové hodnota x_0 apod.

1.2. Testování předpokladů

Při statistické regulaci procesu existuje předpoklad, že hodnoty sledovaného statisticky zvládnutého procesu jsou normálně, nezávisle a identicky rozděleny, s konstantní střední hodnotou μ a konstantní směrodatnou odchylkou σ .

Posouzení normality dat je prerekvizitou mnoha dalších statistických testů. Existují dvě hlavní metody posuzování normality, a to statistické testy a grafické metody. Statistické testy testují nulovou hypotézu o tom, že posuzovaná data pochází z normálního rozdělení. Není-li nulová hypotéza zamítnuta, považujeme předpoklad normality za splněný. O zamítnutí nulové hypotézy se obvykle rozhoduje na základě p-hodnoty.

Statistické testy mají výhodu objektivnosti závěru, jejich nevýhodou bývá nedostatečná citlivost při malém počtu vzorků a naopak přílišná citlivost v případě velkého počtu vzorků. Testy mají rozdílnou účinnost (neboli sílu); proto může některý test normalitu zamítnout, zatímco jiný nikoliv. Pro kvalifikované rozhodnutí je proto vhodné provést paralelně několik různých testů. Tento postup však zvyšuje riziko chyby I. druhu, tedy že H_0 je zamítnuta, zatímco zamítnuta být neměla Dietrich a Schulze (2010). Mezi statistické testy patří zejména chí-kvadrát test dobré shody, Kolmogorovův-Smirnovův test, Shapiro-Wilkův test a testy výběrové šikmosti (*skewness*) a špičatosti (*kurtosis*).

Statistické testy se často doplňují o grafické metody, mezi které patří například histogram a kvantil-kvantilový graf. Pro ověření předpokladu normality je vhodné použít kombinaci testů normality s některým grafickým nástrojem.

Testování shody středních hodnot dat v podskupinách se provádí pomocí analýzy rozptylu (ANOVA, viz tab. 1). Při analýze rozptylu se celková variabilita (rozptyl) rozkládá na dvě komponenty; na variabilitu uvnitř podskupin a meziskupinovou variabilitu. O shodě střední hodnoty podskupin se rozhoduje na základě F-testu, jehož statistika udává poměr mezi těmito dvěma druhy variability a porovnává se s tabelovanou hodnotou. Velké hodnoty statistiky F proto svědčí proti H_0 .

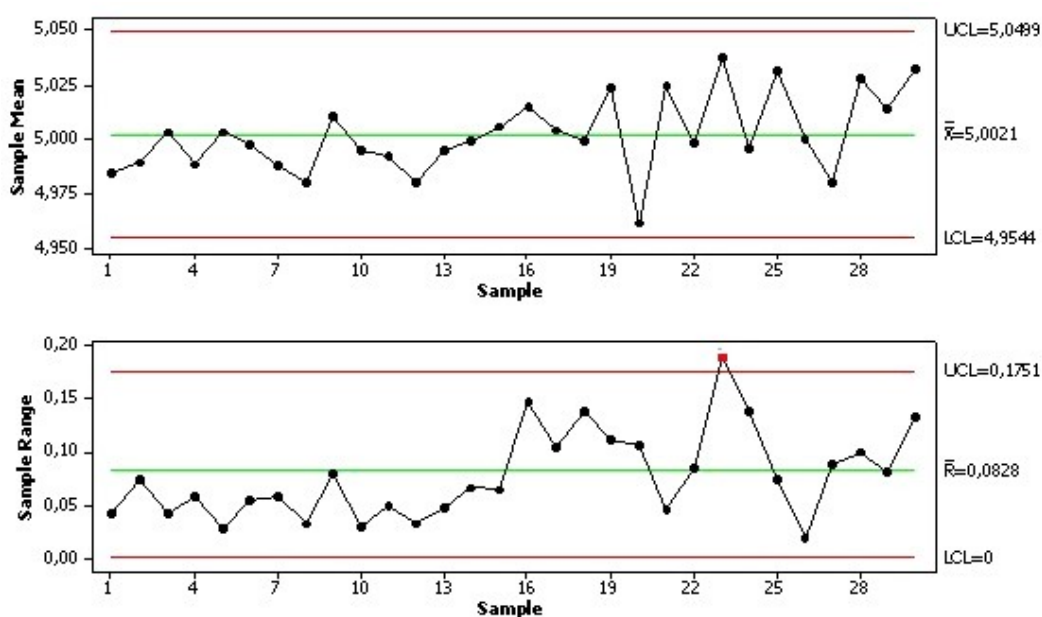
Tab. 1 Formát výstupu analýzy rozptylu

Zdroj variability	Součet čtverců	stupně volnosti (Df)	Průměrné čtverce	F-Statistika	P-Hodnota
Mezi skupinami	SSA	$k-1$	$MSA = \frac{SSA}{k-1}$	$\frac{MSA}{MSE}$	
Uvnitř podskupin	SSE	$N-k$	$MSE = \frac{SSE}{N-k}$		
Celkem	$SST = SSA + SSE$	$N-1$			

Zdroj: Vlastní zpracování

1.3. Shewhartovy diagramy

Základní regulační diagram zobrazuje hodnotu sledovaného znaku v závislosti na čase nebo posloupnosti měření. Diagram obsahuje centrální přímkou CL , která představuje průměrnou hodnotu sledovaného znaku v případě, že proces je pod kontrolou a dále dvě přímkou regulačních mezí; horní regulační mez UCL a dolní regulační mez LCL . Meze jsou voleny tak, aby v případě, že je proces statisticky stabilní, většina bodů padla mezi tyto přímkou. Ocitne-li se bod mimo regulační meze, je interpretován jako důsledek existence vymezitelné příčiny, kterou je třeba identifikovat a pokud možno odstranit. Zobrazené body jsou obvykle spojeny čarou pro snazší vizualizaci jejich vývoje v čase (Montgomery, 2009).



Zdroj: Michálek (2014)

Obr. 1 Regulační diagram a) pro průměr podskupin b) pro rozpětí;

Situaci, kdy proces nemusí být pod statistickou kontrolou i přes to, že se všechny body nachází uvnitř kontrolních mezí, můžeme identifikovat, pokud body vykazují určité systematické nebo nenáhodné chování. K identifikaci tohoto chování a ke zvýšení účinnosti regulačního diagramu se používají doplňkové testy seskupení. Uskupení specifikovaná v těchto testech naznačují existenci vymezené příčiny. Tyto testy lze najít v odborné literatuře a dále nebudou předmětem této práce.

Z Shewhartových diagramů lze odvodit (Bissell, 1994):

- Kdy přijmout nápravná opatření. Pokud se děje něco nežádoucího, je to diagramem detekováno a mohou být přijata nápravná opatření.
- Typ vhodných nápravných opatření – uskupení v grafu diagnostikuje možné příčiny, a tudíž naznačuje možné opatření k nápravě.
- Kdy do procesu nezasahovat. Odchytky jsou součástí každého procesu, proto regulační diagram ukazuje, kdy je pozorovaná variabilita normální, tzn. procesu vlastní, a tudíž není třeba žádných nápravných opatření. V některých případech „přeregulovanost“ prostřednictvím častých zásahů do systému jen zvyšuje variabilitu.
- Možné způsoby zlepšování kvality. Regulační diagram poskytuje základnu pro zavádění a měření zlepšování kvality. Regulační diagramy také poskytují užitečné informace o činnostech nutných pro zlepšení kvality.

Při regulaci měření je obvykle třeba sledovat nejen úroveň hodnot, ale také okamžitou variabilitu dané veličiny. Pro každý sledovaný znak kvality se tak vede dvojice regulačních diagramů. Jde-li o data v logických podskupinách, slouží k monitorování střední hodnoty regulované veličiny diagram pro průměr (\bar{x} -diagram) a variabilitu procesu lze sledovat buď pomocí regulačního diagramu pro rozpětí (R -diagram) hodnot v těchto podskupinách nebo diagramu pro směrodatnou odchylku (s -diagram).

V případech, kdy z důvodů technických či ekonomických nelze vytvořit logické podskupiny, je rozsah výběrů $n = 1$. Protože u individuálních hodnot nelze měřit inherentní variabilitu jako v případě podskupin, využívá se tzv. klouzavých rozpětí.

Ta nejčastěji představují absolutní hodnota rozdílu dvou po sobě následujících pozorování, tedy $MR_i = |x_i - x_{i-1}|$ pro $i = 2, \dots, k$. Dvojicí diagramů zde tvoří diagram pro individuální hodnoty (x_i -diagram) a diagram pro klouzavá rozpětí (MR-diagram). Konstrukce je podobná jako v u diagramů pro hodnoty v podskupinách.

Pro detekci malých posunů existují i další typy diagramů – diagram kumulovaných součtů (CUSUM) pro individuální hodnoty nebo diagram pro exponenciálně vážené klouzavé průměry (EWMA), který je odolnější vůči porušení předpokladu normality.

Regulační diagramy měřením jsou nejdůležitějšími a v praxi nejpoužívanějšími nástroji regulace a sledování procesu (Montgomery, 2009).

Konstrukce regulačních diagramů

„Diagram pro průměr (\bar{x} -diagram) charakterizuje úroveň procesu a v podstatě i monitoruje variabilitu mezi podskupinami. R-diagram znázorňuje velikost okamžité variability procesu. Konstrukci diagramu předchází odhad charakteristik regulované veličiny, tj. odhad střední hodnoty μ a směrodatné odchylky σ (Jarošová, 2011).

Výpočet výběrových charakteristik

Pro kvalitní odhad je třeba odebrat 20-25 podskupin, v každé podskupině vypočteme průměr \bar{x}_i a rozpětí R_i dle vztahů $\bar{x}_i = (x_{i1} + x_{i2} + \dots + x_{in}) / n$ a $R_i = x_{i,\max} - x_{i,\min}$, kde n je rozsah podskupiny.

Střední hodnotu μ regulované veličiny odhadneme pomocí celkového průměru

$$\hat{\mu} = \bar{\bar{x}} = \frac{\bar{x}_1 + \bar{x}_2 + \dots + \bar{x}_k}{k} \quad (1)$$

kde $\bar{x}_1, \bar{x}_2, \dots, \bar{x}_k$ jsou průměry v podskupinách. Tuto hodnotu potom použijeme při konstrukci centrální přímky v \bar{x} -diagramu. Protože druhým diagramem je R-diagram, odhadneme směrodatnou odchylku σ pomocí rozpětí R_1, R_2, \dots, R_k vypočtených v podskupinách pomocí vzorce

$$\hat{\sigma} = \frac{\bar{R}}{d_2} \quad (2)$$

kde $\bar{R} = (R_1 + R_2 + \dots + R) / k$ je průměrné rozpětí a d_2 je součinitel, který závisí na rozsahu podskupin a je tabelován v normě ČSN ISO 8258 (Jarošová, 2011; Montgomery, 2009).

Konstrukce regulačních mezí

Hodnoty vypočtených výběrových charakteristik v podskupinách zároveň slouží k výpočtu regulačních mezí UCL, LCL , které jsou v Shewhartových regulačních diagramech umístěny ve vzdálenosti tří směrodatných odchylek dané výběrové charakteristiky od centrální přímky.

\bar{x} diagram

$$UCL = \bar{\bar{x}} + \frac{3}{d_2\sqrt{n}} \bar{R} = \bar{\bar{x}} + A_2\bar{R}$$

$$CL = \bar{\bar{x}} \quad (3)$$

$$LCL = \bar{\bar{x}} - \frac{3}{d_2\sqrt{n}} \bar{R} = \bar{\bar{x}} - A_2\bar{R}$$

R diagram

$$UCL = D_4\bar{R} \quad CL = \bar{R} \quad LCL = D_3\bar{R} \quad (4)$$

kde

$\bar{\bar{x}}$ - průměrná hodnota průměru v podskupinách

\bar{R} - průměrná hodnota variačního rozpětí v podskupinách

k - počet skupin

A_2, D_3 a D_4 - koeficienty závislé na rozsahu podskupiny tabelované v normě ČSN ISO 8258.

Vzhledem k tomu, že se pro výpočet regulačních mezí v \bar{x} -diagramu využívá hodnota průměrného rozpětí vyhodnocená v R-diagramu, doporučuje se provést nejprve analýzu diagramu pro rozpětí, který charakterizuje změnu variability (Hutyra, 2007).

1.4. Limity použití regulačních diagramů

Původní Shewhartovy diagramy vznikly již na přelomu 20. a 30. let minulého století. Při jejich použití a při hodnocení způsobilosti procesu se vychází z určitých předpokladů o rozdělení regulované veličiny, a to, že je-li proces pod statistickou kontrolou, pozorované hodnoty procesu jsou za normálně, nezávisle a identicky rozděleny (IID) s neměnnou střední hodnotou a směrodatnou odchylkou σ . Vzhledem k dynamickému chování řady výrobních procesů tyto předpoklady však většinou nejsou naplněny (Haridy, Wu, 2009).

Ačkoli byly postupem doby navrženy různé modifikace a zobecnění klasických Shewhartových diagramů (například diagramy EWMA pro exponenciálně vážené klouzavé průměry či CUSUM diagramy), u všech nadále existuje předpoklad, že sledovaný znak kvality lze coby náhodnou veličinu popsat pomocí (nejčastěji) Gaussovského rozdělení pravděpodobnosti $N(\mu, \sigma^2)$, jehož parametry jsou u statisticky zvládnutého procesu v čase konstantní (Michálek, 2001). V posledních několika letech akademici i odborníci z praxe nicméně upozorňují na časté případy výrobních procesů, u kterých není předpoklad konstantního chování naplněn, a proto se pomocí Shewhartových diagramů efektivně regulovat nedají.

Zatímco primárním účelem regulačních diagramů je upozornit na změnu parametru procesu, je žádoucí, aby diagramy detekovaly pouze existenci vymezených příčin, které je možné odstranit. Je to z toho důvodu, že řada reálných výrobních procesů ze své podstaty vykazuje změny chování, které jsou jejich inherentní součástí. Jedná se zejména procesy v průmyslové výrobě, kde dochází k opotřebení nástroje (např. proces obrábění nebo lisování) a chemické procesy. Zatímco ověřování konstantní střední hodnoty a konstantního rozptylu je přímo podstatou aplikace regulačních diagramů, splnění předpokladů normality a nekorelovanosti je třeba analyzovat zvlášť.

V současné době se využívají i některá jiná rozdělení, kromě toho se připouští také určité kolísání střední hodnoty, a v důsledku toho i existence autokorelace (Jarošová, Noskiewičová, 2015). Následující kapitola uvádí nové přístupy k SPC pomocí regulačních diagramů, které lépe reflektují reálné výrobní procesy a nejsou striktně závislé na v praxi zřídka splnitelných předpokladech, aniž by byla ohrožena výstupní kvalita výrobků.

2 Modely procesů na čase závislých rozdělení

Tradiční pojetí statistické regulace procesu, které mělo oporu i v mezinárodních normách, dosud rozlišovalo pouze proces statisticky zvládnutý, kdy sledovaný znak je z hlediska svého chování stacionární a má normální rozdělení, a procesem statisticky nezvládnutým, který tyto předpoklady nenaplnuje. Avšak hlubší analýza výrobních procesů ukazuje, že existuje jen velmi málo procesů, které setrvávají ve stacionárním stavu a zachovávají normální rozdělení (ČSN ISO 21747, 2010).

V důsledku toho se z hlediska chování v čase uvažují v současné době čtyři typy procesů charakterizované svým rozdělením, umístěním (střední hodnotou), rozptylem a tvarem výsledného rozdělení. Tyto procesy a jejich modely popisuje norma ČSN ISO 21747, která tak poskytuje soustavu pro odhadování kvality průmyslových procesů z hlediska jejich způsobilosti/výkonnosti při určitém uspořádání standardních procesů. Při tomto přístupu může být posuzována kvalita formou způsobilosti/výkonnosti pro tvarově velmi rozdílná rozdělení vzhledem k času.

Znalost charakteru procesu je nutná pro jeho vhodné a účinné řízení. Určení typu (modelu) procesu je důležité nejen při hodnocení způsobilosti, ale také pro zvolení vhodného typu regulačního diagramu, který umožní efektivní řízení procesu. Základem je zjištění, zda jsou střední hodnota a rozptyl okamžitých rozdělení konstantní či nikoliv. Dále se pro některé modely zkoumá, zda jsou změny střední hodnoty náhodné či systematické, případně jaký tvar má okamžité či výsledné rozdělení.

Tab. 2 shrnuje základní typy procesů na čase závislých rozdělení a jejich vlastností tak, jak je definuje norma ČSN ISO 21747.

Tab. 2 Typy procesů (dle ČSN ISO 21747)

Model procesu	Okamžité rozdělení	Parametr polohy	Parametr variability	Výsledné rozdělení	Zastoupení procesů
A1	normální	konstantní	konstantní	normální	1,8%
A2	jednovrcholové	konstantní	konstantní	jednovrcholové	2,4%
B	normální	konstantní	systematické a náhodné změny	jednovrcholové	0,4%
C1	normální	náhodné změny	konstantní	normální	35,8%
C2	normální	náhodné změny	konstantní	jednovrcholové	
C3	libovolné	systematické změny	konstantní	libovolné	4,7%
C4	libovolné	systematické a náhodné změny	konstantní	libovolné	
D	libovolné	systematické a náhodné změny	systematické a náhodné změny	libovolné	55%

Zdroj: Jarošová, Noskivičová, 2015(b), s.2

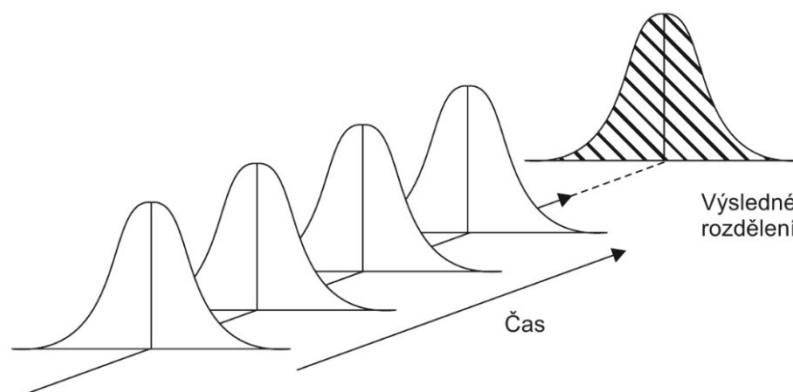
V posledním sloupci Tabulky 2 je procentuální zastoupení jednotlivých procesů v praxi. Data vychází ze studie 825 výrobních procesů publikované Kaiserem a Nowackem v roce 2000.² Z Tabulky 2 mimo jiné vyplývá, že klasické regulační diagramy lze aplikovat pouze na cca 4 % výrobních procesů.

1.1. Procesy typu A

Procesy typu A1 jako jediné bezvýhradně splňují Shewhartovy požadavky; normální rozdělení hodnot znaku kvality konstantní střední hodnotou a konstantním rozptylem, viz Obr 2. Tento proces je ve statisticky zvládnutém stavu³ (ČSN ISO 21747) Procesy typu A jsou typické tím, že jednotlivá okamžitá rozdělení jsou identická, tudíž i výsledné rozdělení je shodné s okamžitými.

² KAISER, B. – NOWACK, H.M.W.: *Only an apparent lack of stability. New perspectives for process evaluation and control charting. Partner Info Quality, Q-DAS Publication, August 2000, No. 4.*

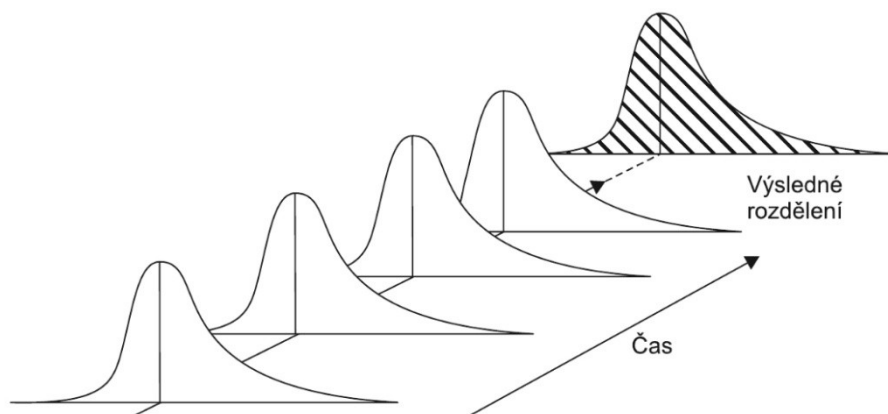
³ proces probíhající jen za působení náhodných příčin dle ČSN ISO 21747



Zdroj: Pokročilejší metody statistické regulace procesu, s. 46

Obr. 2 Proces typu A1

Procesy A2 jsou rovněž ve statisticky zvládnutém stavu. Mají libovolné jednovrcholové rozdělení (viz. Obr. 3); může se jednat o Weibullovo nebo lognormální rozdělení. Na procesy A2 lze buď aplikovat Shewhartovy diagramy, a to po zajištění dostatečného rozsahu podskupin, aby se rozdělení výběrových průměrů blížilo normálnímu, případně je možné procesy A2 regulovat pomocí tzv. Pearsonových regulačních diagramů. V Pearsonových diagramech jsou centrální přímka a regulační meze odvozeny od mediánů a příslušných kvantilu daných rozdělení pravděpodobnosti (Michálek, 2001).

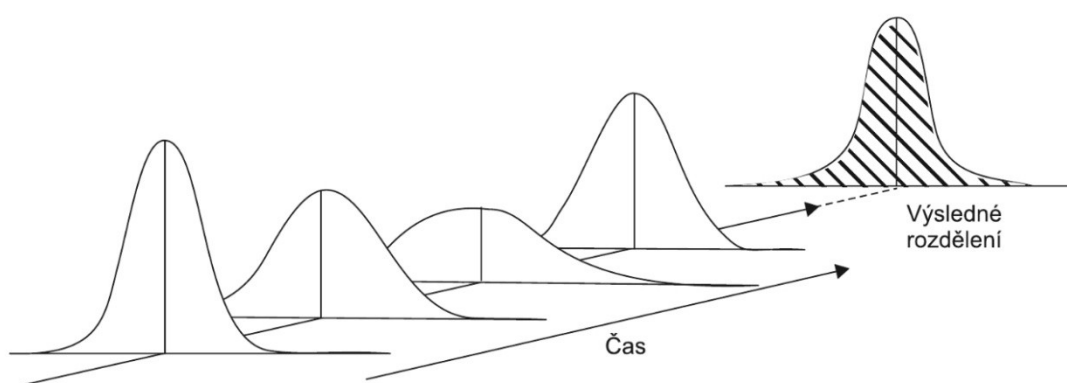


Zdroj: Pokročilejší metody statistické regulace procesu, s. 46

Obr. 3 Proces typu A2

3.1. Procesy typu B

U procesů typu B (obr. 4) již hodnoty sledovaného znaku kvality vykazují variabilitu rozptylu při zachování konstantní střední hodnoty. Variabilita rozptylu může být buď náhodná, nebo systematická. Okamžitá rozdělení jsou normální, výsledné rozdělení je jednovrcholové, ale již není normální, neboť je směsí různých normálních okamžitých rozdělení s různým rozptylem. Procesy typu se však vyskytují ve výrobní praxi velice zřídka; Michálek (2001) uvádí méně než 0,5% zastoupení.

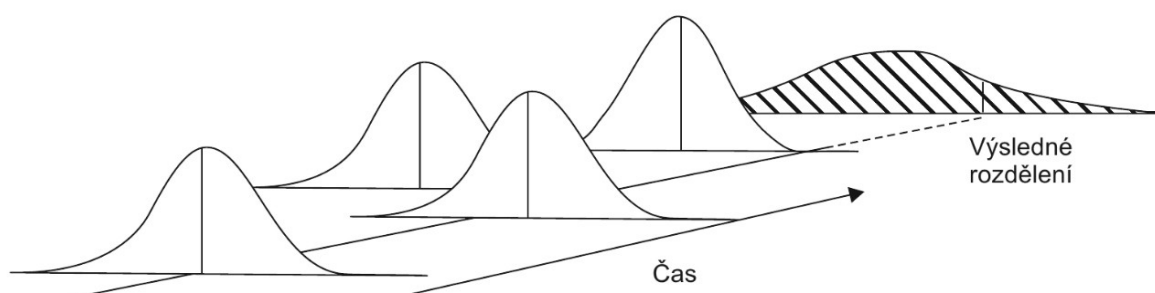


Zdroj: Pokročilejší metody statistické regulace procesu, s. 47

Obr. 4 Proces typu B

3.2. Procesy typu C

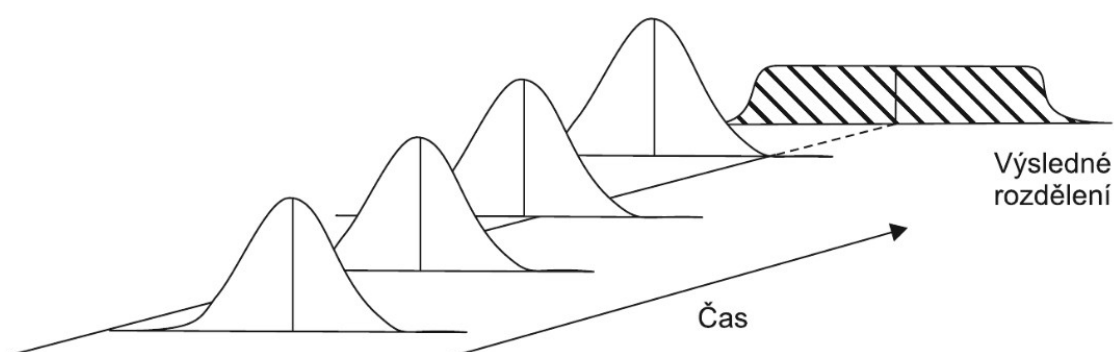
Procesy typu C jsou charakteristické konstantním rozptylem a proměnlivou střední hodnotou. Variabilita výsledného rozdělení má dvě složky, kromě vnitroskupinové variability je nutné zohlednit také variabilitu střední hodnoty. Procesy typu C lze dále klasifikovat v závislosti na tvaru rozdělení a na tom, zda jsou změny polohy systematické nebo náhodné. Procesy typu C1 a C2 vykazují pouze náhodné změny střední hodnoty a normální okamžitá rozdělení, výsledné rozdělení je buď normální (pro model C1), jak znázorňuje obr. 5, nebo nenormální jednovrcholové (pro model C2). V případě technických zařízení, kde se projevuje mechanické opotřebení nebo únava materiálu, lze často uvažovat rozdělení Weibullovo. Model C1 a C2 jsou ve výrobní praxi významně zastoupeny (Michálek, 2001; Jarošová, Noskievičová, 2015).



Zdroj: Pokročilejší metody statistické regulace procesu, s. 48

Obr. 5 Proces typu C1

Procesy typu C3 a C4 vykazují systematické změny polohy (model C4 navíc i náhodné), model okamžitého i výsledného rozdělení může být jakýkoli. Pro modely C3 (obr. 6) a C4 je typický trend nebo cyklické změny. Příčinou trendů může být (v metalurgickém průmyslu) nejčastěji opotřebení nástroje při různých typech zpracování, například opotřebení lisovací formy vlivem abraze, opotřebení kalibrů při válcování profilové oceli apod. Po seřízení nebo výměně nástroje dochází v datech ke skokové změně v opačném směru. Snížení vlivu cyklických změn, jež jsou často způsobeny vlivem prostředí, ve kterém proces probíhá, bývá technologicky nemožné, případně ekonomicky nevýhodné (Jarošová, Noskiewičová, 2015).



Zdroj: Pokročilejší metody statistické regulace procesu, s. 48

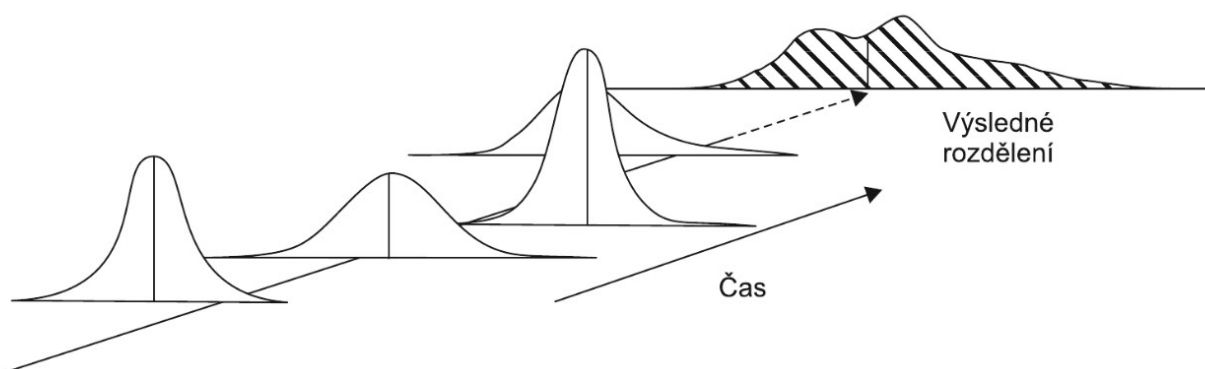
Obr. 6 Proces typu C3

„Pro regulaci procesů typu C se používají diagramy s větší vzdáleností regulačních mezí, než odpovídá vnitroskupinové variabilitě. Systematické změny střední hodnoty lze často modelovat regresní přímkou nebo jiným jednoduchým

regresním modelem a tento model lze pak využít při konstrukci regulačního diagramu“ (Jarošová, Noskvičová, 2015, s. 48).

3.3. Procesy typu D

Nejčastějším modelem výrobních procesů jsou procesy typu D; představují totiž cca 55 % všech procesů ve výrobě (Michálek, 2001). U těchto procesů lze pozorovat nejen změny střední hodnoty a rozptylu, které mohou být jak systematické, tak náhodné, ale také změny tvaru rozdělení. Výsledná rozdělení mohou též mít v podstatě jakýkoli charakter (viz obr. 7), proto se model rozdělení často nepodaří identifikovat.



Zdroj: Pokročilejší metody statistické regulace procesu, s. 49

Obr. 7 Proces typu D

Zejména v případě multimodálního rozdělení nastávají obtíže s jeho modelováním, v takovém případě lze někdy využít Johnsonovu transformaci (Jarošová, Noskvičová, 2015; Michálek, 2001). V některých případech, pokud se rozdělení průměru alespoň podobá normálnímu rozdělení, je možné použít v regulačním diagramu rozšířené meze.

V některých procesech může střední hodnota znaku vykazovat určitou pomalou změnu (drift) nebo směrodatná odchylka může vzrůstat v důsledku např. opotřebení nástrojů nebo ochuzení koncentrace roztoku. Postupná změna střední hodnoty nebo směrodatné odchylky takového procesu se přisuzuje systematickým a nikoliv náhodným příčinám. Potom výsledky nepředstavují prosté náhodné výběry ze stejného základního souboru (ČSN ISO 21747).

Tabulka 3 shrnuje vhodné typy regulačních diagramů pro různé typy procesů.

Tab. 3 Typy procesů a vhodné metody SPC

Nesplněný předpoklad	Typ procesu	Metoda SPC
Žádný	A1	- Klasické Shewhartovy regulační diagramy
Normalita dat	A2	- Regulační diagramy s nesymetrickými mezemi
Neměnnost parametrů rozdělení	B, C1 - C4, D	- Modifikované regulační diagramy - Přejímací regulační diagram - Regresní regulační diagramy - Regulační diagramy s rozšířenými mezemi

Zdroj: Jarošová, Noskiewičová, 2015b

Zjištěné skutečnosti mění pohled na použitelnost klasických regulačních diagramů. U procesů typu C a D nelze brát v úvahu pouze okamžitou (inherentní) variabilitu, charakterizující odchylky uvnitř logických podskupin, ale musí se počítat i s variabilitou mezi jednotlivými podskupinami, která popisuje chování střední hodnoty v čase.

Pojem statisticky zvládnutého procesu, kdy lze střední hodnotu a rozptyl pokládat za konstantní, je z pohledu praxe případem spíše ideálním než reálným (Michálek, 2001).

3 Regulační diagramy pro procesy typu C

Typ C představují v praxi právě ty procesy, které ačkoli jsou stabilní, podléhají nevyhnutelným fluktuacím střední hodnoty. Charakteristickou vlastností procesů typu C je velká meziskupinová variabilita ve srovnání s variabilitou uvnitř podskupin. V klasických Shewhartových regulačních diagramech nejsou změny střední hodnoty zahrnuty v odhadu σ , protože se uvnitř podskupin neprojeví, ale přesto je lze považovat za neoddělitelnou součást procesu.

Na celkové variabilitě se podílí jak variabilita uvnitř podskupin, tak variabilita průměru podskupin. Tyto složky lze odhadnout pomocí analýzy rozptylu (ANOVA). Je-li meziskupinová variabilita větší než vnitroskupinová, je třeba regulační meze vhodně rozšířit tak, aby byla tato meziskupinová variabilita reflektována a byly signalizovány pouze příčiny vedoucí k posunu střední hodnoty mimo oblast obvyklého kolísání.

Důvodem pro aplikaci alternativních typů diagramů je zohlednění této dodatečné variability při konstrukci regulačních mezí. Další řešení představuje změna způsobu výběru podskupin tak, aby jednotky nebyly odebírány těsně po sobě, ale s určitým časovým rozestupem, aby se změny střední hodnoty projevily uvnitř podskupin, zvětší se odhad σ a dojde rovněž k rozšíření regulačních mezí. (Dietrich, Schulze, 2010).

3.1. Regulační diagram s rozšířenými mezemi

Jak již bylo uvedeno, v praxi existují procesy, které ačkoli jsou dlouhodobě stabilní, podléhají nevyhnutelným fluktuacím střední hodnoty. Před konstrukcí diagramu je třeba rozdílnost variability mezi podskupinami ověřit. K tomu se používá model ANOVA s náhodnými efekty $x_{ij} = \mu + a_j + \varepsilon_{ij}$ kde $a_j \sim N(0, \sigma_A^2)$ je odchylka střední hodnoty u j -té podskupiny od celkové střední hodnoty a $\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$ jsou náhodné chyby. Střední hodnota je považována za náhodnou veličinu.

Testujeme nulovou hypotézu, o tom, že meziskupinová variabilita je nulová, neboli $H_0: \sigma_A^2 = 0$. K testu použijeme statistiku $F = MSA/MSE$. Při rozhodování vycházíme z p -hodnoty uvedené v tabulce ANOVA; čím menší, tím významnější je

meziskupinová variabilita. Zamítnutí H_0 zakládá důvod pro konstrukci diagramu s rozšířenými mezemi (Dietrich, Schulze, 2010; Jarošová, Noskievičová, 2015a).

Rozšířené meze lze zkonstruovat dvěma způsoby. První způsob je založen na rozšíření klasických mezí o vhodně zvolený interval, k jehož určení využíváme např. analýzu rozptylu. Druhý způsob spočívá v odhadu směrodatné odchylky průměrů, s jejíž pomocí se určí 3-sigma meze. V praxi se ANOVA osvědčila jako nejlepší způsob určení hodnoty, o kterou se mají regulační meze rozšířit (Dietrich, Schulze, 2010).

Diagram s rozšířenými mezemi je vhodný zejména tehdy, nejsou-li předpisem určeny toleranční meze USL a LSL (Jarošová, Noskievičová, 2015a). Lze jej také použít v první etapě SPC.

Diagram s pásmem pro střední hodnotu

„Regulační meze je možné rozšířit vytvořením pásma o šířce 2Δ symetricky kolem centrální přímky; hranice pásma vymezují polohu střední hodnoty. Regulační meze potom konstruujeme v obvyklé vzdálenosti, tentokrát však nikoli od centrální přímky, ale od hranic pro střední hodnotu“ (Jarošová, Noskievičová, 2015a, s. 76). Regulační meze jsou potom konstruovány obdobným způsobem jako u klasických regulačních diagramů:

$$UCL = \bar{\bar{x}} + \frac{3\hat{\sigma}}{\sqrt{n}} + \Delta \qquad LCL = \bar{\bar{x}} - \frac{3\hat{\sigma}}{\sqrt{n}} - \Delta \qquad (5)$$

Konstanta Δ se dle Dietricha a Schulze (2010) volí $\Delta = 1,5\hat{\sigma}_A$, což znamená předpis pro regulační meze ve tvaru

$$UCL = \hat{\mu} + (1,5\hat{\sigma}_A^2 + 3\frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}) \qquad LCL = \hat{\mu} - (1,5\hat{\sigma}_A^2 + 3\frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}) \qquad (6)$$

kde $\hat{\sigma}_A^2$ je meziskupinová složka rozptylu vyjadřující kolísání střední hodnoty a $\hat{\sigma}^2$ rozptyl vyjadřující okamžitou inherentní variabilitu. Složky rozptylu odhadneme pomocí:

$$\hat{\sigma}_A^2 = \frac{MSA - MSE}{n} \qquad \hat{\sigma}^2 = MSE \qquad (7)$$

Průměrné čtverce MSA a MSE získáme z tabulky ANOVA. Dále je třeba ověřit normalitu rozdělení, zejména okamžitého rozdělení, k čemuž využijeme rezidua $e_{ij} = x_{ij} - \bar{x}_j$ taktéž získaná z modelu ANOVA.

Regulační meze jako hranice kolísání průměrů

Druhý způsob, jak zkonstruovat rozšířené meze regulačního diagramu, představuje použití vztahů:

$$UCL = \hat{\mu} + 3\hat{\sigma}_{\bar{x}} \quad LCL = \hat{\mu} - 3\hat{\sigma}_{\bar{x}} \quad (8)$$

kde σ lze odhadnout jedním ze tří způsobů:

$$\hat{\sigma}_{\bar{x}}^2 = s_{\bar{x}}^2 = \frac{1}{k-1} \sum_{j=1}^k (\bar{x}_j - \bar{\bar{x}})^2 \quad (9)$$

$$\hat{\sigma}_{\bar{x}}^2 = \left(\frac{\overline{MR}_{\bar{x}}}{1,128} \right)^2 \quad (10)$$

$$\hat{\sigma}_{\bar{x}}^2 = \frac{1}{2} \frac{\sum_{j=2}^k MR_{\bar{x},j}^2}{k-1} \quad (11)$$

3.2. Modifikovaný regulační diagram

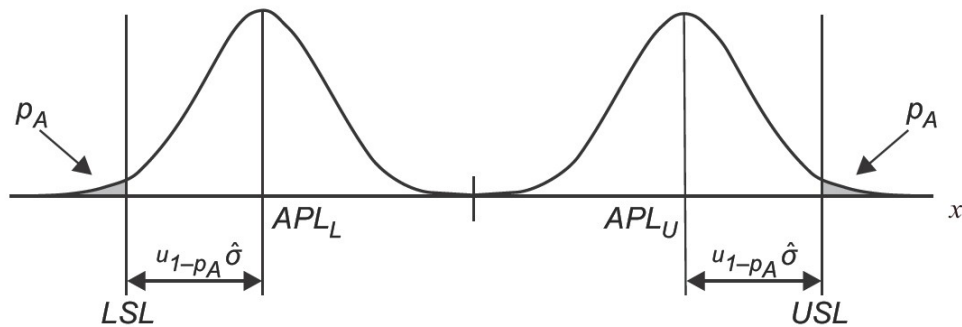
V dosud uvedených typech regulačních diagramů se v diagramu pro průměry nevyskytovaly meze dané specifikací. Tyto meze jsou stanoveny pro jednotlivé hodnoty x , a tudíž jejich vyznačení má smysl při vykreslování průběhu individuálních hodnot, ale nikoli v \bar{x} -diagramu, který používá průměry podskupiny.

Modifikovaný diagram připouští pohyb střední hodnoty v intervalu $(APL_L; APL_U)$. Krajní hodnoty tohoto intervalu jsou odvozeny od předepsaných mezí USL, LSL a na základě maximálně přípustného podílu neshodných p_A ⁴ podle následujícího vztahu (Mitra, 2008; Jarošová, 2015):

$$APL_U = USL - u_{1-p_A} \hat{\sigma} \quad APL_L = LSL + u_{1-p_A} \hat{\sigma} \quad (12)$$

⁴ Různí autoři používají i jiná značení, např. δ (Mitra, 2008).

kde $\hat{\sigma}$ je odhad směrodatné odchylky procesu dle vztahu $\hat{\sigma} = \frac{\bar{R}}{d_2}$. Neshodná jednotka je taková, která se vyskytne mimo interval $(LSL; USL)$. Situaci ilustruje Obr. 8.



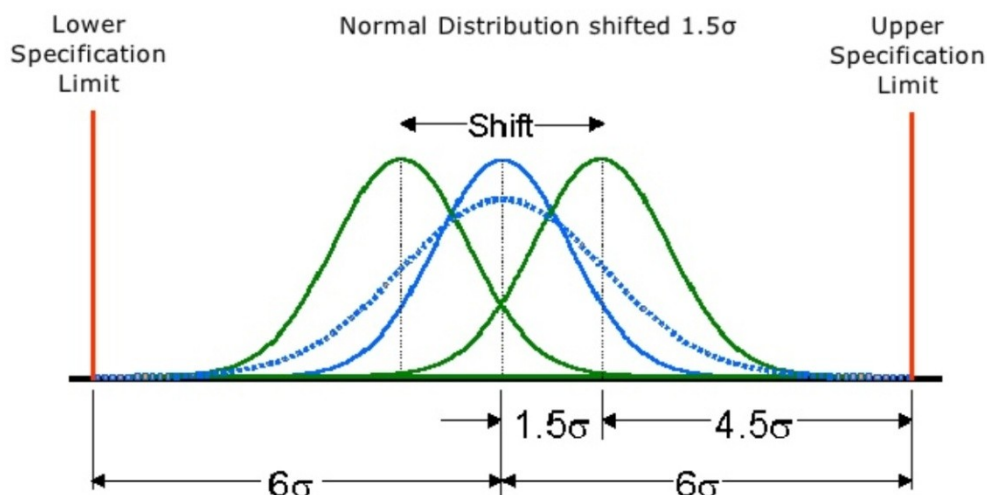
Zdroj: Jarošová, Noskievičová, 2015a, s. 80

Obr. 8 Stanovení pásma přípustné fluktuace pro střední hodnotu procesu; zdroj

Je zřejmé, že hodnoty $(APL_L; APL_U)$ závisí na volbě maximálně přípustného podílu neshodných jednotek p_A a odpovídajícím kvantilu u_{1-p_A} . V odborné literatuře se lze setkat s rozdílnými doporučeními ohledně hodnot p_A a hodnot kvantilu u_{1-p_A} . Například Ryan (2011) vychází primárně z volby podílu neshodných p_A a z něj odvozeného kvantilu, jiní autoři (např. Hill, Burr, Bissell) pracují s hodnotou $u_{1-p_A} = 3$, což odpovídá $p_A = 0,00135$ (ale lze se setkat i s hodnotami 2,33 a 4). Podle těchto přístupů je volba hodnoty podílů neshodných v podstatě arbitrární.

Pokud však není z nějakých důvodů požadována konkrétní hodnota podílu neshodných, je vhodnější vzít v úvahu konkrétní podmínky výrobního procesu, požadovanou způsobilost a případné ekonomické důsledky zvýšení podílu neshodných.

Metodika Six Sigma připouští při hodnotě indexu způsobilosti $C_p = 2$ posun střední hodnoty procesu o $1,5\sigma$ na obě strany od cílové hodnoty; tzn. $u_{1-p_A} = 4,5$ a $p_A = 0,0000034$ neboli 3,4 ppm, jak ilustruje obr. 9.



Zdroj: Lakshman, 2010, s. 3

Obr. 9 Efekt posunu střední hodnoty o $1,5\sigma$.

Při volbě kvantilu u_{1-p_A} můžeme vyjít z cílového indexu způsobilosti. Tab. 4 uvádí kvantily normovaného normálního rozdělení pro různé hodnoty indexu způsobilosti, kde p_A vyjadřuje podíl neshodných při posunu střední hodnoty o $1,5\sigma$ při dané hodnotě C_p .

Tab. 4 Hodnoty p_A a u_{1-p_A} pro různé úrovně C_p

C_p	u_{1-p_A}	p_A
1,67	3,50	2,33E-04
2	4,50	3,40E-06
2,33	5,50	1,90E-08
2,67	6,50	4,02E-11
3	7,50	3,19E-14

Zdroj: Vlastní zpracování

Souvislost podílu neshodných p_A a kvantilu u_{1-p_A} vyplývá ze vztahu (Jarošová, Noskiewičová, 2015a):

$$p_A = 1 - \Phi\left(\frac{USL - \mu}{\sigma}\right) \quad (12)$$

Stanovení regulačních mezí

Regulační meze modifikovaného diagramu se stanoví podle vztahu

$$UCL = USL - u_{1-p_A} \hat{\sigma} + u_{1-\alpha} \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}} \quad LCL = LSL + u_{1-p_A} \hat{\sigma} - u_{1-\alpha} \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}} \quad (13)$$

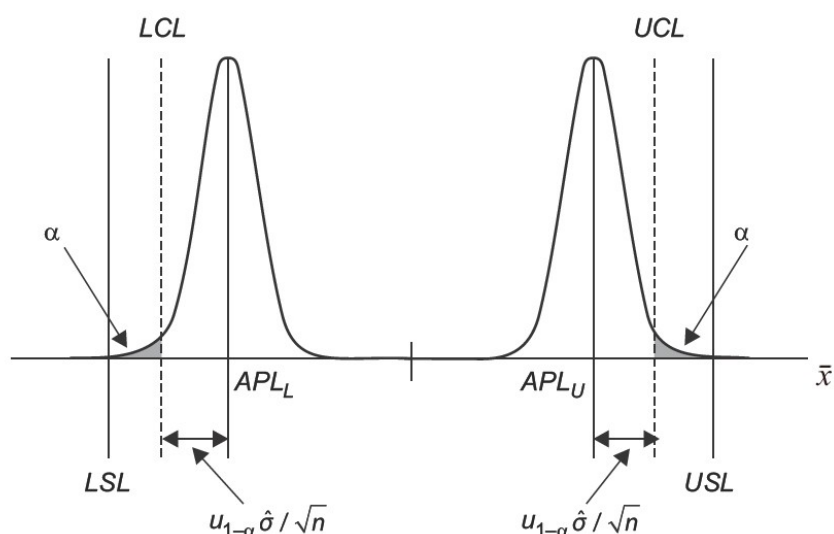
kde u_{1-p_A} a $u_{1-\alpha}$ jsou kvantily normovaného normálního rozdělení, $\hat{\sigma}$ je odhad směrodatné odchylky σ okamžitého rozdělení. Hodnota kvantilu $u_{1-\alpha}$ je určena volbou α , neboli pravděpodobností chyby I. druhu (překročení regulační meze v případě, kdy μ je rovno APL_L nebo APL_U). Ryan (2011) a norma ČSN ISO 21747 volí $u_{1-\alpha} = 1,645$. Stanovení modifikovaných mezí ilustruje obr. 10.

Dle Montgomeryho (2009) se obvykle volí $u_{1-\alpha} = u_{1-p_A} = 3$. V takovém případě úpravou vztahu (18) získáme předpis pro modifikované regulační meze ve tvaru:

$$UCL = USL - 3\hat{\sigma}\left(1 - \frac{1}{\sqrt{n}}\right) \quad LCL = LSL + 3\hat{\sigma}\left(1 - \frac{1}{\sqrt{n}}\right) \quad (14)$$

Pokud se ovšem volí p_A jiné než 0,00135, u_{1-p_A} bude mít hodnotu dle Tab. 4. V tomto případě je výhodnější použít vztah (18) upravit na:

$$UCL = APL_U + \frac{3\hat{\sigma}}{\sqrt{n}} \quad LCL = APL_L - \frac{3\hat{\sigma}}{\sqrt{n}} \quad (15)$$



Zdroj: Upraveno dle Jarošová, Noskievičová (2015a)

Obr. 10 Stanovení modifikovaných regulačních mezí

Modifikovaný regulační diagram použijeme v případě, že velikost inherentní variability procesu (obvykle vyjádřeno jako 6σ) je výrazně menší než rozsah předepsaných tolerančních mezí ($USL - LSL$), dle definice vysoce způsobilého procesu dle Mittaga a Rinneho (1993) použijeme nerovnici:

$$\frac{USL - LSL}{\hat{\sigma}} > 8 \quad (16)$$

Pro jednostrannou specifikaci tedy platí:

$$\frac{USL - \hat{\mu}}{\hat{\sigma}} > 4 ; \frac{\hat{\mu} - LSL}{\hat{\sigma}} > 4 \quad (17)$$

Dalším předpokladem je normální okamžité rozdělení hodnot, konstantní inherentní variabilita a možnost snadného zásahu do procesu. (Mitra, 2008).

Postup při aplikaci modifikovaného regulačního diagramu (Jarošová, Noskievičová, 2015a)

1. Odhad parametrů a sestavení základních regulačních diagramů pro průměr a rozpětí (\bar{x} , R). Jeví-li se meze v \bar{x} -diagramu příliš úzké a R -diagram vykazuje statisticky zvládnutý proces, má smysl uvažovat o aplikaci modifikovaného diagramu.
2. Porovnání šíře tolerance ($USL - LSL$) s intervalem 8σ .
3. Odvození maximálně přípustného podílu neshodných jednotek p_A od cílového indexu způsobilosti, resp. volba kvantilu u_{1-p_A} .
4. Volba rizika α , resp. volba kvantilu $u_{1-\alpha}$.
5. Výpočet fluktuačního pásma střední hodnoty dle vztahu (12)
6. Výpočet modifikovaných akčních mezí dle vztahu (15), případně stanovení varovných mezí. Jsou-li modifikované LCL a UCL širší než původní meze je použití regulačního diagramu vhodné.
7. Konstrukce a interpretace modifikovaného regulačního diagramu.

3.3. Přejímací regulační diagram

Předpoklady pro použití přejímacího diagramu jsou stejné jako u modifikovaného diagramu. Předpokládá se, že variabilita uvnitř podskupin je

mnohem menší než tolerance, proces je z hlediska inherentní variability statisticky zvládnutý a okamžité rozdělení sledovaného znaku je normální (Jarošová, Noskiewičová, 2015a).

Zatímco modifikovaný regulační diagram je založen na určitém rozsahu výběru n , přípustném podílu neshodných p_A (nebo δ) a pravděpodobnosti α chyby I. druhu, přejímací regulační diagram uvedený roku 1957 R. Freundem, bere v úvahu rizika chyb obojího druhu a nepřípustný podíl neshodných jednotek p_R (Montgomery, 2009). Tab. 5 obsahuje hodnoty u_{1-p_R} a p_R v závislosti na C_p .

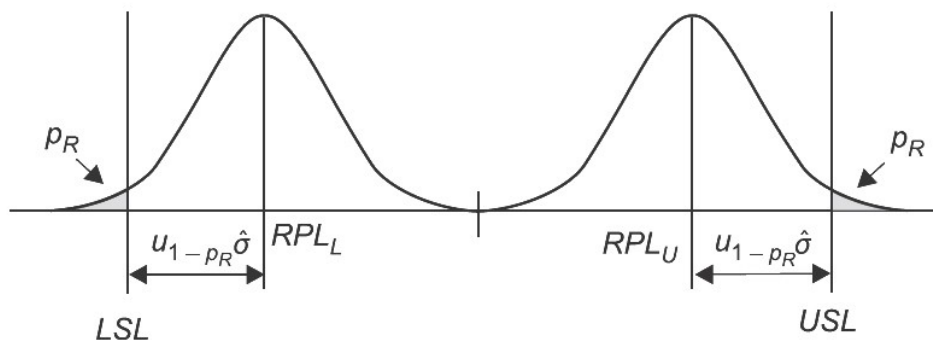
Tab. 5 Hodnoty p_R a u_{1-p_R} pro různé úrovně C_p

C_p	u_{1-p_R}	p_R
1,67	3,50	2,33E-04
2	4,50	3,40E-06
2,33	5,50	1,90E-08
2,67	6,50	4,02E-11
3	7,50	3,19E-14

Zdroj: Vlastní zpracování

Montgomery (2009) a Duncan (1986) uvádějí dva způsoby návrhu přejímacího diagramu. První metodou (*sigma multiple method*) konstruujeme přejímací diagram pro určitý rozsah podskupin n a podíl neshodných jednotek p_R a pravděpodobnosti $1-\beta$. Riziko beta vyjadřuje pravděpodobnost, že posun střední hodnoty na hodnotu RPL_L nebo RPL_U , kdy by proces produkoval podíl p_R neshodných, nebude rozpoznán. Od hodnoty p_R jsou odvozeny meze RPL_L a RPL_U (viz obr. 11), které představují střední hodnotu procesu při poměru neshodných p_R . Meze pro střední hodnotu se stanoví dle vztahu

$$RPL_U = USL - u_{1-p_R} \hat{\sigma} \quad RPL_L = LSL + u_{1-p_R} \hat{\sigma} \quad (17)$$



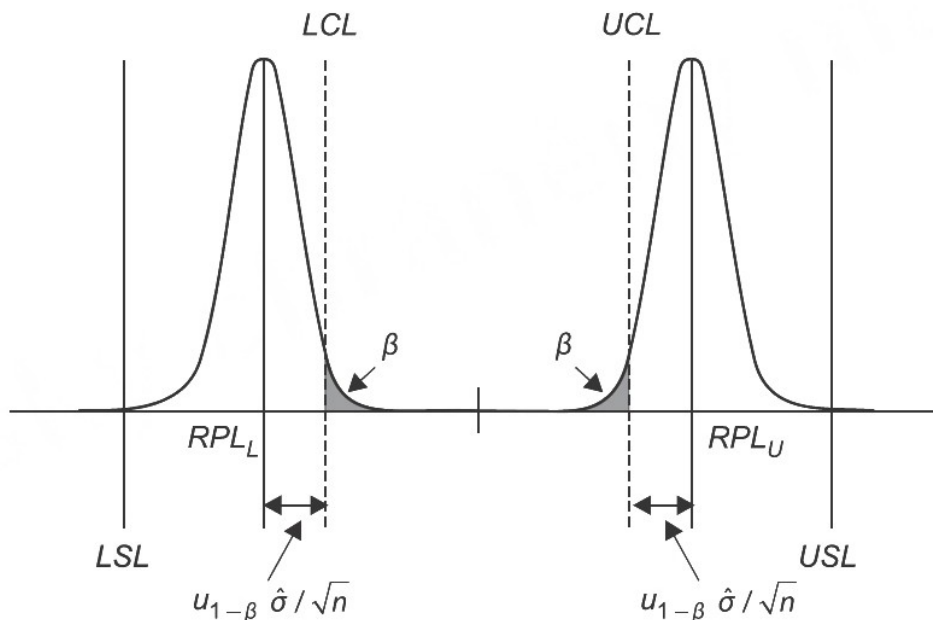
Zdroj: Jarošová, Noskievičová, 2015a, s.87

Obr. 11 Princip stanovení pásma pro střední hodnotu v přijímacím regulačním diagramu

Princip stanovení regulačních mezí v přijímacím diagramu vyplývá z obr. 12, přičemž předpis pro regulační meze má následující tvar:

$$UCL = RPL_U - u_{1-\beta} \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}} \quad LCL = RPL_L + u_{1-\beta} \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}} \quad (18)$$

kde $u_{1-\beta}$ je $100(1-\beta)\%$ kvantil normovaného normálního rozdělení.



Zdroj: Jarošová, Noskievičová, 2015, s. 87

Obr. 12 Princip stanovení regulačních mezí v přijímacím regulačním diagramu

Druhý způsob (*beta risk method*) spočívá ve stanovení velikosti podskupiny n na základě zadaných hodnot p_A , p_R a rizika α i β . Jedná se tak v podstatě o kombinaci návrhu modifikovaného regulačního diagramu a prvního způsobu návrhu přijímacího regulačního diagramu. Velikost podskupiny n lze obecně vypočítat pomocí vztahu (Montgomery, 2009):

$$n = \left(\frac{u_{1-\alpha} + u_{1-\beta}}{u_{1-p_A} - u_{1-p_R}} \right)^2 \quad (19)$$

Tento způsob však nebude v této práci aplikován.

Postup při aplikaci přijímacího diagramu (Jarošová, Noskiewičová, 2015, upraveno)

1. Sestrojit a analyzovat klasický Shewhartův regulační R -diagram nebo s -diagram. V případě statisticky zvládnutého procesu stanovit odhad σ .
2. Ověřit, že kolísání střední hodnoty nelze za daných výrobních podmínek eliminovat.
3. Porovnání šíře tolerance ($USL - LSL$) s intervalem 8σ . Pokud je $(USL - LSL) > 8\sigma$, je vhodné přijímací regulační diagram aplikovat.
4. Odvození nepřijatelného podílu neshodných jednotek p_R , resp. volba kvantilu u_{1-p_R} , od zvolené hodnoty C_p (cílového) indexu způsobilosti podle tab. 5, který je alespoň o jednu úroveň nižší než v případě modifikovaného diagramu.
5. Zvolit hodnotu rizika chyby II. druhu β , resp. volba kvantilu $u_{1-\beta}$.
6. Stanovit hranice pásma nepovolené fluktuaace střední hodnoty RPL_U a RPL_L podle (17).
8. Stanovit regulační meze přijímacího diagramu pomocí (18).
9. Sestrojit a analyzovat přijímací regulační diagram.

4 Způsobilost a výkonnost procesu

Koncept analýzy způsobilosti má základ v osmdesátých letech minulého století a původně byl aplikován pouze u statisticky zvládnutých procesů.

Způsobilostí procesu se rozumí schopnost procesu produkovat výstupy vyhovující specifikaci (Montgomery, 2009). Podle normy ČSN ISO 21747 2010 je způsobilost charakterizována jako „statistický odhad výstupu znaku z procesu, u něhož bylo prokázáno, že je ve statisticky zvládnutém stavu; tento výstup popisuje schopnost procesu realizovat hodnotu znaku, která bude splňovat požadavky na tento znak“. Způsobilost procesu tedy vypovídá o uniformitě procesu a jeho schopnosti produkovat výstup shodný s požadavky zákazníka specifikovanými prostřednictvím mezí USL , LSL .

Pravidelné hodnocení způsobilosti procesů je často požadováno od dodavatelů a může být využito pro zlepšování procesů. Výstupy analýzy způsobilosti lze také využít při volbě či úpravě tolerančních mezí a v případě vysoké způsobilosti lze snížit náklady na výstupní kontrolu nebo SPC.

Pro účely konstrukce ukazatelů porovnáváme přípustnou a přirozenou variabilitou. Základním ukazatelem způsobilosti je ukazatel C_p , který je definován jako podíl přípustného intervalu variability dané intervalem ($USL-LSL$) a přirozené variability procesu vyjádřené hodnotou 6σ .

$$C_p = \frac{USL - LSL}{6\sigma} \quad (20)$$

Přirozená variabilita procesu je vymezena intervalem $\mu \pm 3\sigma$. Podíl neshodných jednotek lze určit na základě vztahu:

$$p_L = \Phi\left(\frac{LSL - \mu}{\sigma}\right); p_U = 1 - \Phi\left(\frac{USL - \mu}{\sigma}\right) \quad (21)$$

kde Φ je distribuční funkce rozdělení $N(0,1)$ a μ a σ jsou parametry normálního rozdělení. Celkový podíl neshodných p_t je součtem obou hodnot. Obecně lze podíl neshodných určit pomocí distribuční funkce $F(x)$ daného modelu rozdělení. Celkový podíl neshodných je definován součtem obou předchozích

$$p_t = p_t + p_U \quad (22)$$

Čím vyšší ukazatel C_p , tím menší je variabilita sledovaného znaku. Proces může být buď centrován, nebo posunut směrem k jedné z tolerančních mezí.

4.1. Posun střední hodnoty

Proces je považován za způsobilý, když je $C_p \geq 1,33$. V případě centrovaného procesu jsou přirozené meze vzdáleny od předepsaných mezí (USL a LSL) nejméně jednu směrodatnou odchylku směrem ke střední hodnotě. Tolerance je tedy rovna minimálně 8σ . Při posunu střední hodnoty se hodnota C_p nezmění, ale změní se podíl neshodných jednotek p_t . Tab. 6 porovnává podíl neshodných v závislosti na C_p jak pro centrovaný proces, tak pro posun střední hodnoty o $1,5\sigma$ jak jej připouští metodika Six Sigma.

Tab. 6 Podíl neshodných v závislosti na C_p

C_p	p_t (ppm)	
	centrovaný proces	posun střední hodnoty o $1,5\sigma$
1,00	2700	66808
1,33	63	6210
1,67	0,573	233
2,00	0,002	3,4

Zdroj: Jarošová, Noskiewičová, 2015a, s. 251

4.2. Ukazatel C_{pk}

Poloha procesu s dostatečnou vzdáleností od mezních hodnot specifikace je druhým faktorem způsobilosti. Protože ukazatel C_p polohu procesu vůči mezním hodnotám USL , LSL nezohledňuje, byly navrženy další ukazatele, které informaci o poloze procesu poskytují.

Index C_{pk} bývá taky nazýván kritický ukazatel způsobilosti a lze jej vypočítat podle vzorce $C_{pk} = \min(C_{pkU}, C_{pkL})$; kde horní a dolní kritický ukazatel způsobilosti zjistíme dle vztahů (Mitra, 2008):

$$C_{pkU} = \frac{USL - \mu}{3\sigma} \quad C_{pkL} = \frac{\mu - LSL}{3\sigma} \quad (23)$$

4.3. Výkonnost procesu

Dle tradičního přístupu jsou základními předpokladem pro analýzu způsobilosti, resp. použití indexu C_p a C_{pk} statisticky zvládnutý proces s normálním rozdělením znaku kvality. V devadesátých letech skupina AIAG začala doporučovat použití dvou termínů: způsobilost a výkonnost. Tento přístup povoluje hodnotit i statisticky potenciálně nezvládnutý proces. Mnozí autoři (např. Montgomery, 2009; Kotz a Lovelace; 1998) s tímto nesouhlasí, protože nelze spolehlivě predikovat chování procesu a považují zavedení výkonnosti za krok zpět.

Zavedení termínu výkonnosti je reflektováno v normě ČSN ISO 21747:2010 a pojem statisticky zvládnutý proces již není chápán striktně jednoznačně. V praxi totiž řada procesů vyhovujících tolerančním mezím nemusí nutně vykazovat konstantní střední hodnotu. K fluktuaci střední hodnoty totiž často dochází z inherentních příčin, příkladem budiž procesy typu C. Je-li sledována okamžitá variabilita procesu, hovoříme o ukazatelích způsobilosti. Zkoumá-li kolísání měřitelného znaku v průběhu času, použijí se ukazatele výkonnosti.

U procesů typu A, kde lze podskupiny považovat za výběry ze základního souboru téhož rozdělení, lze usuzovat na budoucí chování procesu v čase (Jarošová, Noskievičová, 2015). U procesů, kde se mění střední hodnota nebo variabilita, již není možné podskupiny považovat za výběry ze souboru s týmž rozdělením, což proces dle tradiční definice klasifikuje jako statisticky nezvládnutý a tudíž by se měla hodnotit pouze jeho výkonnost. U procesů typu C bude používán termín „ukazatele výkonnosti“. Norma ČSN ISO 21747 (2010) však prezentuje jak ukazatele výkonnosti, tak ukazatele způsobilosti a připouští jejich využití i u procesů, které by podle předchozí definice nebyly považovány za statisticky zvládnuté.

Procesy typu C1 se vyznačují normálním výsledným rozdělením a celkovým rozptylem, který je větší než rozptyl okamžitých rozdělení. Směrodatná odchylka výsledného rozdělení se odhadne ze všech kn hodnot:

$$\hat{\sigma}_t = s_t = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{\bar{x}})^2}{kn-1}} \quad (24)$$

Ukazatel výkonnosti P_p je určen vztahem

$$P_p = \frac{USL - LSL}{6\sigma_t} \quad (25)$$

Podobně jako u způsobilosti je $P_{pk} = \min(P_{pkU}, P_{pkL})$. Horní a dolní ukazatele výkonnosti získáme obdobně jako:

$$P_{pkU} = \frac{USL - \mu}{3\sigma_t} \quad P_{pkL} = \frac{\mu - LSL}{3\sigma_t} \quad (26)$$

Obecně by ukazatele výkonnosti měly být menší než odpovídající ukazatele způsobilosti, protože mimo inherentní variability zahrnují také případné změny střední hodnoty způsobené vymezitelnými příčinami (Jarošová, Noskivičová, 2015).

Norma ČSN ISO 21747 2010 uvádí přehled metod pro určení způsobilosti, resp. výkonnosti procesů:

- M1_{*l, d*} – Obecná geometrická metoda
- M2_{*l, d, a*} – Explicitní zahrnutí přídatného kolísání
- M3_{*l, d, a*} – Alternativní metoda explicitního zahrnutí přídatného kolísání
- M4 – Metoda podílu přesahů

kde indexy l se vztahují k rovnici pro výpočet odhadu parametru polohy μ , index d k parametru rozptýlení Δ , a index a k odhadu přídatného kolísání μ_{add} .

Metodou M1 zjistíme výkonnost obecně podle vzorce (27). Postup odhadu parametrů lze nalézt v normě ČSN ISO 21747 (2010).

$$P_p = \frac{USL - LSL}{\Delta} \quad (27)$$

s jeho horní a dolní variantou

$$P_{pkL} = \frac{\mu - LSL}{\Delta_L} \quad P_{pkU} = \frac{USL - \mu}{\Delta_U} \quad (28)$$

kde výkonnost určuje menší z obou ukazatelů, tj. $P_{pk} = \min(P_{pkL}, P_{pkU})$. Je-li prokázáno, že proces je ve statisticky zvládnutém stavu, může být stanoven ukazatel způsobilosti, a to ekvivalencí s indexy výkonnosti: $C_p = P_p$, resp. $C_{pk} = P_{pk}$.

4.4. Ukazatele výkonnosti pro nenormální rozdělení

Pro procesy typu C, kde výsledné rozdělení není normální (tzn. typ C2, C3, C4) se doporučují metody M2 a M3 předpokládající data v podskupinách.

Metoda M2

U této metody se interval přirozené variability ve jmenovateli ukazatele původního indexu C_p rozšíří podobně jako v případě regulačního diagramu s rozšířenými mezemi o hodnotu 2Δ a index výkonnosti má tvar:

$$P_p = \frac{USL - LSL}{6\sigma + 2\Delta} \quad (29)$$

Pro horní a dolní varianty ukazatele analogicky platí

$$P_{pU} = \frac{USL - \mu}{3\sigma + \Delta} \quad P_{pL} = \frac{\mu - LSL}{3\sigma + \Delta} \quad (30)$$

Metoda M3

Metody (M3) spočívá naopak v zúžení tolerance o hodnotu 2Δ , platí tedy vzorec

$$P_p = \frac{USL - LSL - 2\Delta}{6\sigma} \quad (31)$$

jehož horní a dolní varianty mají tvar:

$$P_{pU} = \frac{USL - \mu - \Delta}{3\sigma} \quad P_{pL} = \frac{\mu - LSL - \Delta}{3\sigma} \quad (32)$$

V obou případech je σ odhadnuta např. pomocí průměrného rozpětí podle vztahu $\hat{\sigma} = \bar{R} / d_2$ (2). Δ je ovšem odvozena ze směrodatné odchylky pro meziskupinovou

variabilitu $\hat{\sigma}_A$ odhadnuté pomocí průměrných čtverců získaných z ANOVA podle vztahu (7). Dietrich a Schulze (2010) doporučují $\Delta = 1,5\hat{\sigma}_A$.

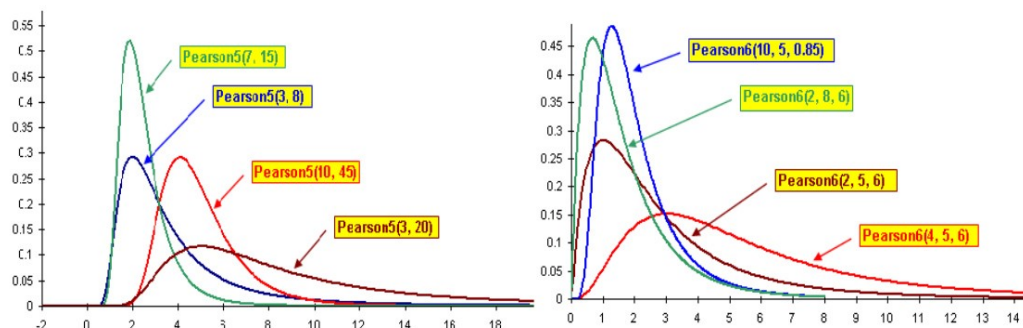
Metoda M4

Je založena na znalosti podílu neshodných. Vyžaduje, aby byl znám model rozdělení. Dolní podíl neshodných p_L a horní podíl neshodných p_U představují plochy pod křivkou rozdělení ležící vně dolní a horní mezní hodnoty. Viz též Jarošová, Noskvičová (2015).

$$P_{pkU} = \frac{1}{3}\Phi^{-1}(1-p_u) \quad P_{pkL} = \frac{1}{3}\Phi^{-1}(1-p_L) \quad (33)$$

kde celkovou výkonnost rovněž určuje menší z obou ukazatelů $P_{pk} = \min(P_{pkL}, P_{pkU})$ a je-li prokázáno, že proces je ve statisticky zvládnutém stavu, může být ukazatel způsobilosti opět spočten jako $C_p = P_p$, resp. $C_{pk} = P_{pk}$.

Kvalita odhadu uvedených indexů závisí na přesnosti odhadu odpovídajícího modelu rozdělení. Při pochybnostech o normalitě představuje jednu z možností metoda ověřování výkonnosti na bázi aproximace Pearsonovou křivkou, která se označuje jako Clementsova metoda. Řadu rozdělení, u kterých nelze normalitu jednoznačně zamítnout, lze totiž lépe aproximovat například právě pomocí Pearsonových křivek⁵, které jsou určeny odhady střední hodnoty, rozptylu šikmosti a špičatosti. Rozlišuje se celkem sedm typů rozdělení označených I-VII, obr. 13 znázorňuje typ V a VI.



Zdroj: Bachioua, 2013, s. 3

Obr. 13 Příklad rozdělení dle Pearsonových křivek typu V a VI

⁵ další možností je např. využití Box-Coxovy nebo Johnsonovy transformace. U Clementsovy metody však k transformaci dat nedochází.

Ukazatel výkonnosti se určí podle vzorce:

$$P_p(q) = \frac{USL - LSL}{x_{0,99865} - x_{0,00135}} \quad (34)$$

kde $x_{0,99865}$, $x_{0,00135}$ je 99,865%, resp. 0,135% kvantil vybrané Pearsonovy křivky, obvykle odhadnuté statistickým softwarem. Zmíněné kvantily lze spolu s mediánem použít také pro výpočet ukazatele hodnotícího polohu procesu:

$$P_{pk}(q) = \min\left(\frac{USL - x_{0,5}}{x_{0,99865} - x_{0,5}}; \frac{x_{0,5} - LSL}{x_{0,5} - x_{0,00135}}\right) \quad (35)$$

5. Společnost Laird Technologies

Společnost Laird je předním světovým výrobcem prvků pro ochranu elektronických zařízení před elektromagnetickým zářením (EMI). Zaměstnává přes 9000 zaměstnanců ve více než 58 pobočkách v 18 zemích. Společnost dodává výrobky do všech odvětví elektrotechnického průmyslu včetně telekomunikací, přenosu dat a informačních technologií, automobilového průmyslu, odvětví leteckého, lékařského, důlního či železničního průmyslu a spotřební elektroniky.

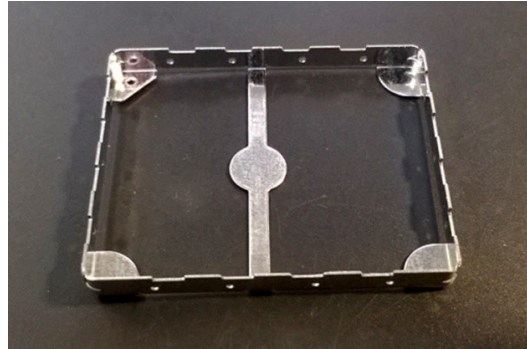
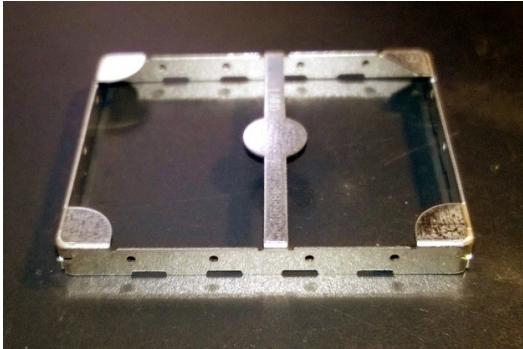
Laird Technologies s.r.o. v Liberci je zaměřená zejména na výrobu součástek pro řešení ochrany proti elektromagnetickému vyzařování (program EMI Solutions), řešení tepelných ztrát a přenosů (program Thermal Management Solutions), rádiové moduly a systémy (program Wireless M2M & Telematics Solutions). Výrobní technologie libereckého závodu nabízí jak standardní katalogové produkty EMI, Thermal a SIP, tak zákaznický specifikované díly v oblasti lisování a následného pokovení.

Laird Technologies s.r.o. je držitelem certifikátu ISO/TS 16949. Závod v Liberci byl založen v roce 2003 a zaměstnává 330 zaměstnanců.

5.1. Proces lisování

Předmětem této práce je sledování kvality procesu ve výrobním úseku *Precision Metals – Stamping BLS and custom parts*, tedy úseku přesného zpracování kovů, jmenovitě ražení stínících krytek pro odstínění elektrokomponent na desce plošných spojů. Proces produkuje zhruba 60 výlisků za minutu.

Standardní dvoudílné stínící prvky pro povrchovou montáž (*Standard Surface Mount Shield-Two-Piece*) sestávající z „rámečku“ (obr. 14) a krytky. Tyto prvky umožňují přístup ke stíněné komponentě pro kontrolu či opravu bez rizika poškození desky odstraněním celého stínění. Dostupné jsou buď složené, nebo rozložené.



Zdroj: Interní materiály Laird Technologies s.r.o.

Obr. 14 Výlisek stínícího prvku, pohled shora (vlevo) a zdola (vpravo)

Materiálem pro výrobu obou součástí je za studena válcovaná pocínovaná pásová ocel (CRS 1008/1010). Výlisky jsou z pásové oceli raženy na stroji japonské značky Komatsu typ 45T (obr. 15).



Zdroj: Interní materiály Laird Technologies s.r.o.

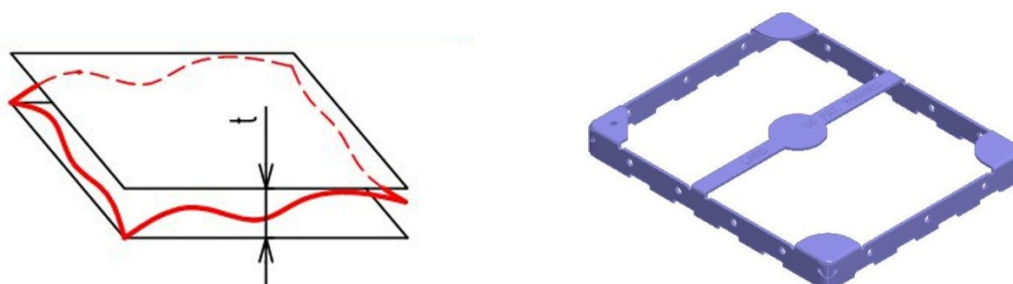
Obr. 15 Výrobní zařízení (vpravo)

5.2. Řízení kvality

K analýze byl vybrán úsek procesu mezi 13. 5. 2015 a 30. 11. 2015, kdy bylo odebráno celkem 290 výlisků ve skupinách po pěti kusech. Teoreticky by měly být vzorky odebírány v pravidelných časových intervalech; ve skutečnosti se však intervaly odběru a měření liší i v řádu dnů. Měření je prováděno přístrojem Micro

VU model EXCEL 4520 a měří se výška, šířka a délka a rovinnost. Optické 3D měření tímto přístrojem umožňuje rychlou rozměrovou kontrolu součástek, kamera s autofokusem má přesnost v řádu μm . Měření v z-ose je u všech kusů prováděno nakonec z důvodu časové úspory oproti postupnému měření všech tří rozměrů na každém kusu.

Přesné rozměry jsou nejdůležitějším parametrem výrobku, protože jsou rozhodující pro správné osazení výlisku v zařízení. Dle technického výkresu jsou kritickými rozměry délka, šířka, výška a rovinnost. Pro účely této diplomové práce byly vybrány znaky *délka* a *rovinnost*. Výkresem předepsaná délka je stanovena na 35,00 mm s tolerancí $\pm 0,10$ mm a horní mezní hodnota rovinnosti je stanovena na 0,12 mm. Jednotlivé hodnoty rovinnosti jsou dána rozdílem maximální a minimální hodnoty výšky, které pocházejí z měření v celkem 12 různých bodech.



Obr. 16 Znárodnění rovinnosti (vlevo), izometrický pohled na součástku (vpravo)

Pro monitorování kvality společnost používá software Qtree-SPC C/S.. Sledovaným ukazatelem je index C_{pk} . K vizualizaci SPC se využívá dvojice klasických regulačních diagramů (diagram pro průměr a rozpětí). V současnosti používaný systém regulačních diagramů není zcela vyhovující. Použité 3-sigma meze jsou nevhodné a vedou tak k častým signálům, ačkoli nedochází k působení vymezitelné příčiny.

Vzhledem k tomu, že úroveň procesu kolísá, v klasických regulačních diagramech se často vyskytují body mimo regulační meze, aniž by to bylo považováno za signál existence vymezitelné příčiny. Proto se na základě zkušeností managementu v praxi používají zásahové meze ve vzdálenosti 20 % od tolerančních mezí, které jsou dány výkresem.

6. Kontrola znaku *délka*

6.1. Identifikace modelu

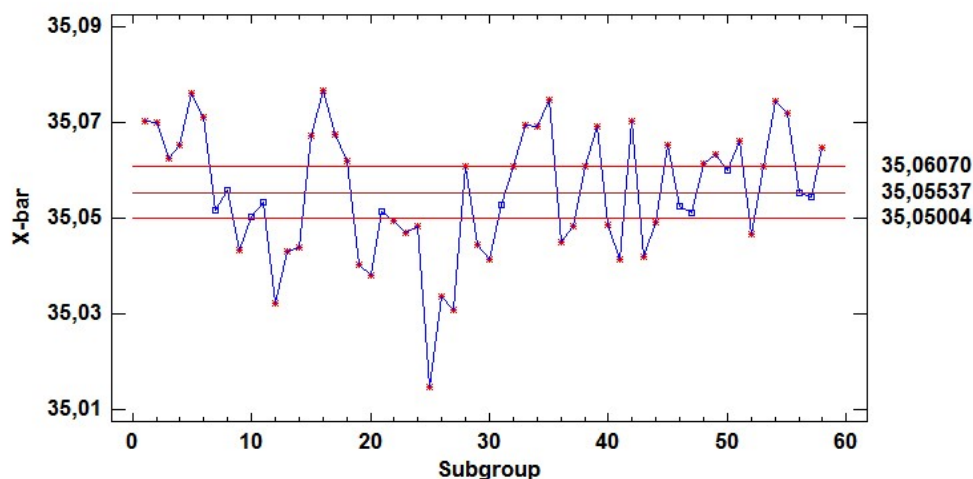
Abychom určili, o jaký typ procesu dle tab. 2 se jedná pro parametr *délka*, je rovněž nutné odhadnout parametry procesu (viz tab. 7). Dále bude analyzována konstantnost střední hodnoty a variability. Následně bude určen model okamžitého rozdělení pomocí reziduí a nakonec model rozdělení výsledného.

Konstantní střední hodnota

Tab. 7 Odhad parametrů procesu a vypočtené regulační meze (*délka*)

směrodatná odchylka	$\hat{\sigma} = \frac{\bar{R}}{d_2}$	0,003972
průměr procesu, <i>CL</i>	$\hat{\mu} = CL = \bar{\bar{x}} = \frac{\sum_{i=1}^k \bar{x}_i}{k}$	35,05537
<i>UCL</i>	$UCL = \bar{\bar{x}} + \frac{3\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}$	35,06070
<i>LCL</i>	$LCL = \bar{\bar{x}} - \frac{3\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}$	35,05004

Z diagramu pro průměry (obr. 17) je zřetelné kolísání střední hodnoty jednotlivých podskupiny, kdy se většina (47) průměrů podskupin z celkových 58 nachází mimo 3-sigma meze. Z teoretického hlediska je možné usoudit, že se proces nenachází pod statistickou kontrolou a že zřejmě existují vymezitelné příčiny ovlivňující proces.



Obr. 17 \bar{x} -diagram - *délka* (Statgraphics)

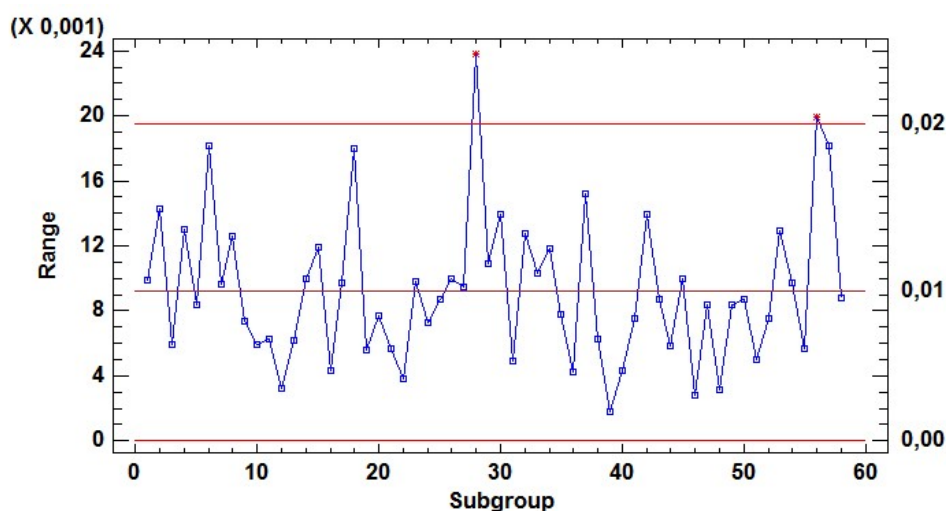
Proměnlivost střední hodnoty lze taktéž ověřit analýzou rozptylu (ANOVA), viz tab. 8. Z tabulky ANOVA vyplývá, že vnitroskupinová variabilita je řádově menší než variabilita mezi jednotlivými podskupinami. F-statistika porovnávající oba typy variability je rovna 47,13. Vzhledem k tomu, že p-hodnota je menší než hladina významnosti 0,05, indikuje tak zamítnutí H_0 o neměnnosti střední hodnoty procesu, a existují významné rozdíly mezi průměry jednotlivých podskupin. Střední hodnota procesu rovinnost tedy není konstantní.

Tab. 8 ANOVA pro délku podle podskupin (Statgraphics)

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Between groups	0,049182	57	0,000862841	47,13	0,0000
Within groups	0,00424729	232	0,0000183073		
Total (Corr.)	0,0534293	289			

Konstantnost variability

Z R-diagramu na obr. 18 je patrné, že existují dvě podskupiny, jejichž rozpětí se nenachází uvnitř 3-sigma mezí. Protože však v případě 28. a 56. podskupiny nebyla vymezitelná příčina identifikována, budou nadále uvažovat všechny podskupiny. Jinak variabilita mezi jednotlivými podskupinami není významná.



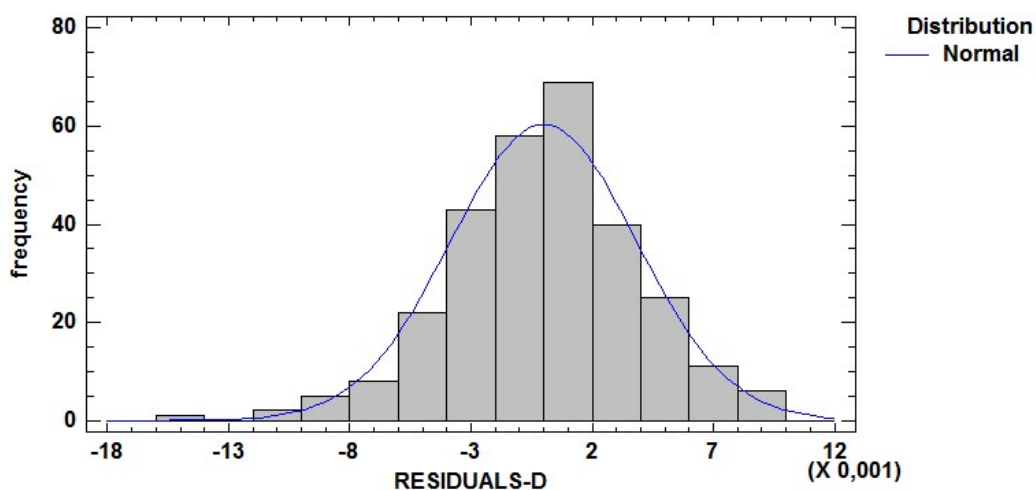
Obr. 18 R-diagram - délka (Statgraphics)

Normalita okamžitého rozdělení

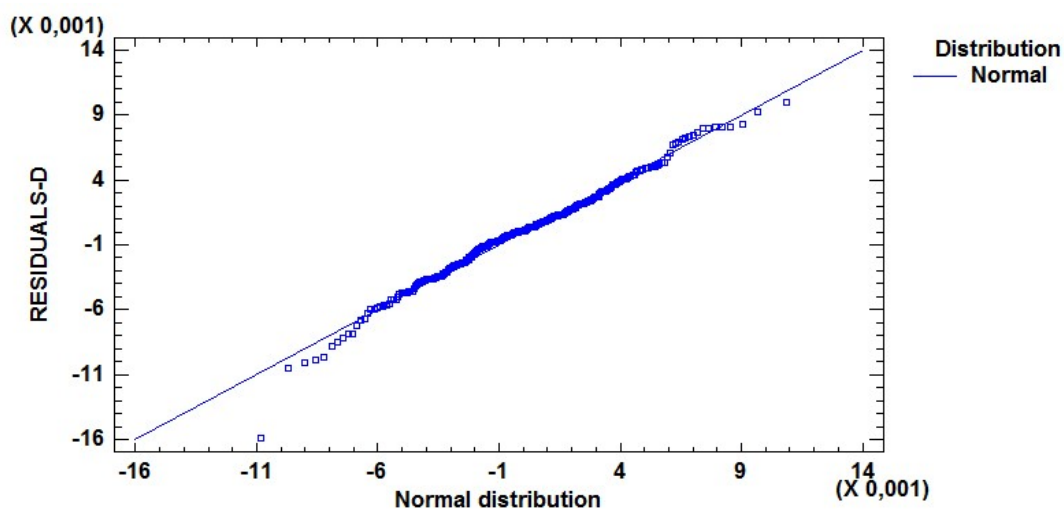
Grafické metody

K ověření rozdělení byly použity grafické metody a statistické testy, které jsou obsaženy v programu Statgraphics. Vzhledem k tomu, že střední hodnota není konstantní, je pro určení normality okamžitého rozdělení vhodné použít rezidua, která jsou již očištěna o změny střední hodnoty.

Křivka normálního rozdělení poměrně dobře vystihuje tvar histogramu reziduí na obr. 19. Podobně z Q-Q grafu na obr. 20 je patrné, že rozložení hodnot odpovídá rozdělení normálnímu bez výraznějších odchylek od přímky identity.



Obr. 19 Histogram reziduí (Statgraphics)



Obr. 20 Q-Q graf reziduí (Statgraphics)

Statistické testy

Z vybraných statistických testů uvedených v tab. 9 je vidět, pouze test špičatosti s p -hodnotou menší než 0,05 zamítá nulovou hypotézu o normalitě okamžitého rozdělení. Ostatní statistiky včetně obou testů dobré shody vyšly s p -hodnotou výrazně větší než 0,05 a nezamítají tak nulovou hypotézu H_0 o normalitě rozdělení. Spolu s grafickými testy je možné považovat předpoklad normality okamžitého rozdělení za splněný.

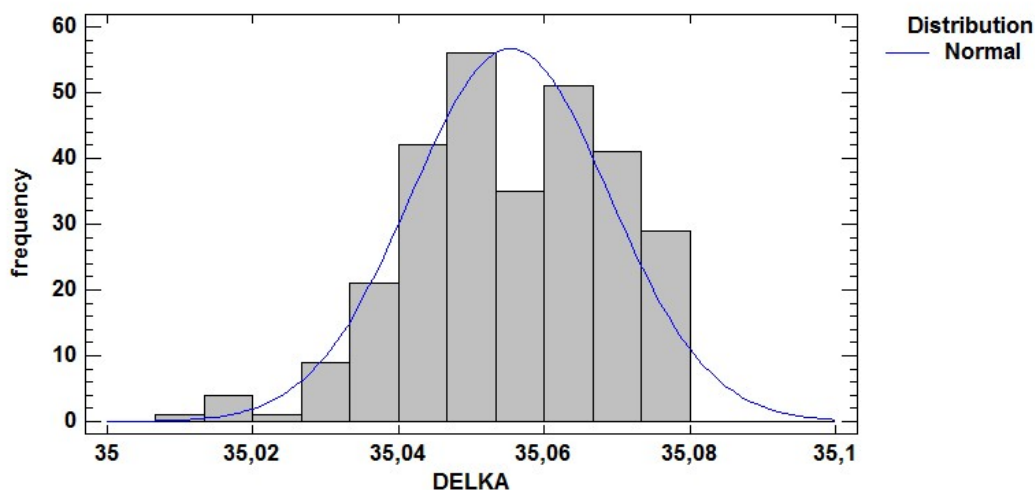
Tab. 9 Testy normality pro rezidua - délka (Statgraphics)

Test	Statistika	P-Value
Chi-Square	41,2138	0,184263
Shapiro-Wilk W	0,985435	0,658812
Skewness Z-score	1,44604	0,148167
Kurtosis Z-score	2,37128	0,0177266
Kolmogorov-Smirnov		0,403628
Anderson-Darling A ²		≥ 0.10

Normalita výsledného rozdělení

Grafické metody

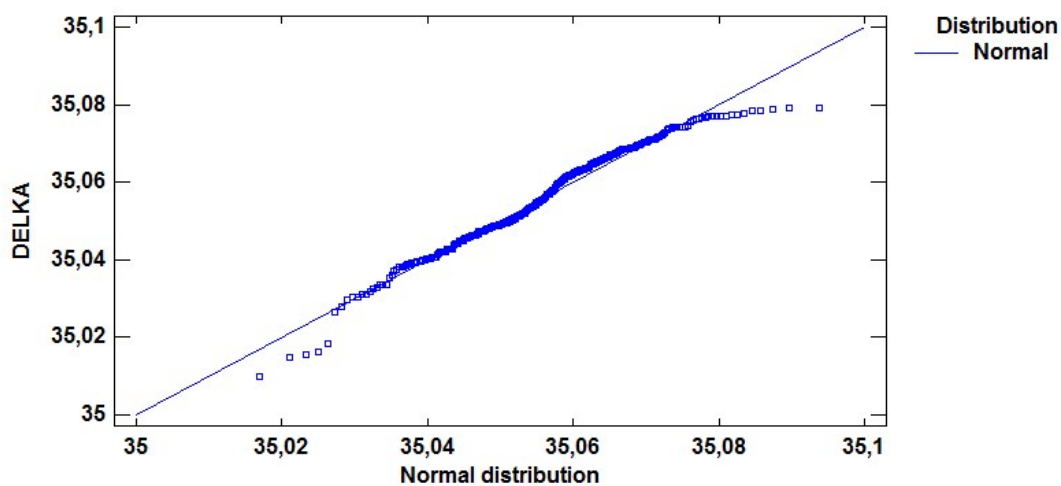
Proměnlivost střední hodnoty již nyní klasifikuje proces délky jako proces typu C. O jeho přesnějším určení je možné rozhodnout teprve po zjištění modelu výsledného rozdělení. Histogram na obr. 21 podává orientační představu o shodě s křivkou normálního rozdělení. Je zde patrný určitý rozdíl zejména v oblasti vrcholu Gaussovy křivky, což by teoreticky mohlo indikovat i jiné než normální rozdělení.



Obr. 21 Histogram výsledného rozdělení (Statgraphics)

Kvantil-kvantilový graf na obr. 22 hodnot sledovaného znaku do určité míry kopíruje lineární tvar normálního rozdělení, ale jsou tu patrné určité odchylky od lineárního průběhu, vizuálně větší než v případě okamžitého rozdělení. Rozhodnutí

o případné normalitě bude vhodnější učinit ve spojení se statistickými testy.



Obr. 22 Q-Q graf výsledného rozdělení (Statgraphics)

Statistické testy

Výsledky statistických testů normality pro parametr *délka* jsou uvedeny v tab. 10.

Tab. 10 Testy normality výsledného rozdělení (*délka*) (Statgraphics)

Test	Statistika	P-Value
Chi-Square	52,1862	0,0238445
Shapiro-Wilk W	0,959406	0,00000129888
Skewness Z-score	1,90997	0,0561373
Kurtosis Z-score	-0,0902112	0,928114
Kolmogorov-Smirnov		0,137968
Anderson-Darling A ²		>=0.10

Normalita rozdělení není zamítnuta na základě p-hodnoty větší než 0,05 v případě čtyř uvedených statistických testů. Nulovou hypotézu o normalitě výsledného rozdělení zamítá pouze chí-kvadrát test a Shapirův-Wilkův test. Výsledné rozdělení lze považovat za normální.

Závěr

Rozdělení hodnot parametru *délka* je možné na základě statistických testů považovat za normální. Proces je možné klasifikovat jako typ C1.

V případech, kde se projevuje mechanické opotřebení nebo únava materiálu, lze často uvažovat rozdělení Weibullovo.

Regulační diagramy

Regulační diagram s rozšířenými mezemi lze konstruovat dvěma způsoby. Prvním způsobem je využití analýzy rozptylu (tab. 8)

6.2. Diagram s rozšířenými mezemi

Nejprve bude zkonstruován regulační diagram s rozšířenými mezemi s využitím odhadu směrodatné odchylky na základě ANOVA, jejíž výstup je v tab. 11.

Tab. 11 ANOVA - délka podle podskupin (Statgraphics)

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Between groups	0,049182	57	0,000862841	47,13	0,0000
Within groups	0,00424729	232	0,0000183073		
Total (Corr.)	0,0534293	289			

Odmocněním rozptylů dle vztahu (7) dostaneme odhad směrodatných odchylek:

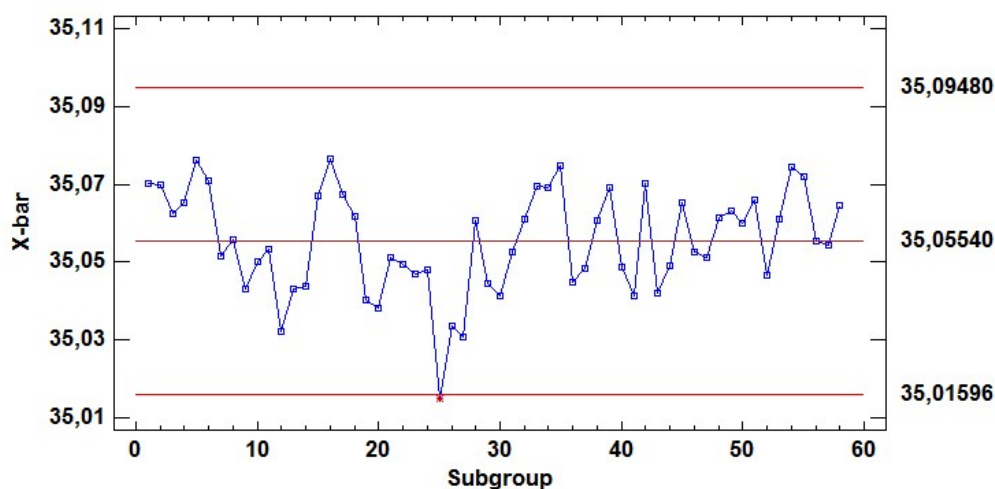
$$\hat{\sigma}_A = \sqrt{\hat{\sigma}_A^2} = \sqrt{\frac{0,000862841 - 0,0000183073}{5}} = 0,012996$$

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\hat{\sigma}^2} = \sqrt{0,0000183073} = 0,004279$$

U rozměru *délka* jsou relevantní obě regulační meze, protože nežádoucí jsou jak kladné, tak záporné odchylky. Rozšířené regulační se vypočítají podle vzorce (3):

$$UCL = 35,0806 \quad LCL = 35,0301$$

Regulační diagram s takto rozšířenými mezemi je na obr. 23.



Obr. 23 Diagram s rozšířenými mezemi a) (Statgraphics)

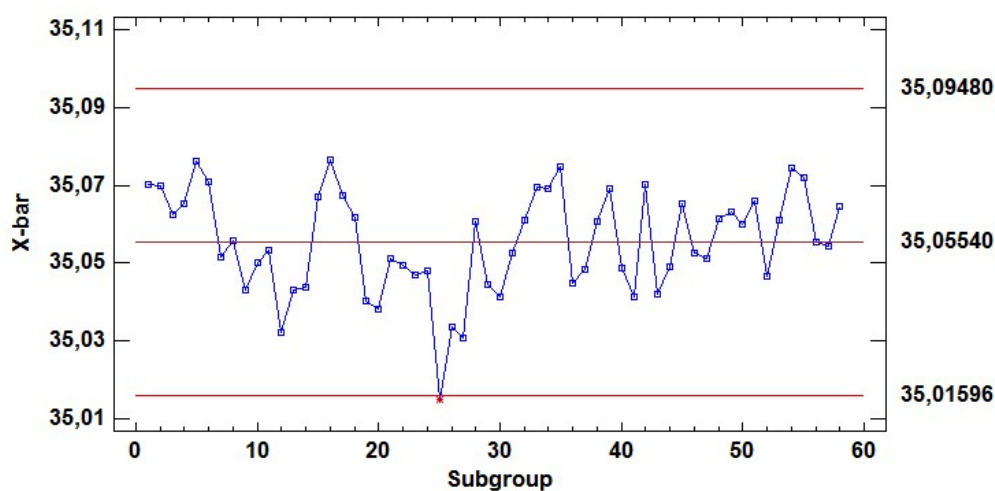
Meze regulačního diagramu s rozšířenými mezemi lze vypočítat také s využitím odhadů rozptylu průměrů podskupin $\hat{\sigma}_{\bar{x}}$ podle vzorců (9) – (11). Meze vypočtené dle vztahu (8) s využitím (10) a (11) předpokládají normální rozdělení průměrů, takže odhady mohou být zkreslené.

$$\hat{\sigma}_{\bar{x}}^2 = s_{\bar{x}}^2 = \frac{1}{k-1} \sum_{j=1}^k (\bar{x}_j - \bar{\bar{x}})^2 \quad \hat{\sigma}_{\bar{x}} = 0,01314 \quad \begin{array}{l} UCL = 35,09478 \\ LCL = 35,01596 \end{array}$$

$$\hat{\sigma}_{\bar{x}}^2 = \left(\frac{MR_{\bar{x}}}{1,128} \right)^2 \quad \hat{\sigma}_{\bar{x}} = 0,009470 \quad \begin{array}{l} UCL = 35,08378 \\ LCL = 35,02696 \end{array}$$

$$\hat{\sigma}_{\bar{x}}^2 = \frac{1}{2} \frac{\sum_{j=2}^k MR_{\bar{x},j}^2}{k-1} \quad \hat{\sigma}_{\bar{x}} = 0,009699 \quad \begin{array}{l} UCL = 35,08447 \\ LCL = 35,02627 \end{array}$$

Polohu regulačních mezí rozšířených podle (9) znázorňuje obr. 24.



Obr. 24 Diagram s rozšířenými mezemi b) (Statgraphics)

6.3. Modifikovaný regulační diagram

U modifikovaného diagramu jsou pro výpočet regulačních mezí použity předepsané toleranční meze.

$$USL = 35,10 \text{ mm}$$

$$LSL = 34,90 \text{ mm.}$$

Je třeba ověřit vhodnost použití modifikovaného regulačního diagramu podle vztahu (16), neboli zda je šířka tolerančního pole daného specifikací dostatečně široká.

$$\frac{USL - LSL}{\hat{\sigma}} = 50,34819 \gg 8.$$

Hodnota směrodatné odchylky se do tolerančního pole „vejde“ 50x. Předpoklad $USL - LSL > 8\sigma$ je splněn a modifikovaný regulační diagram je vhodné použít.

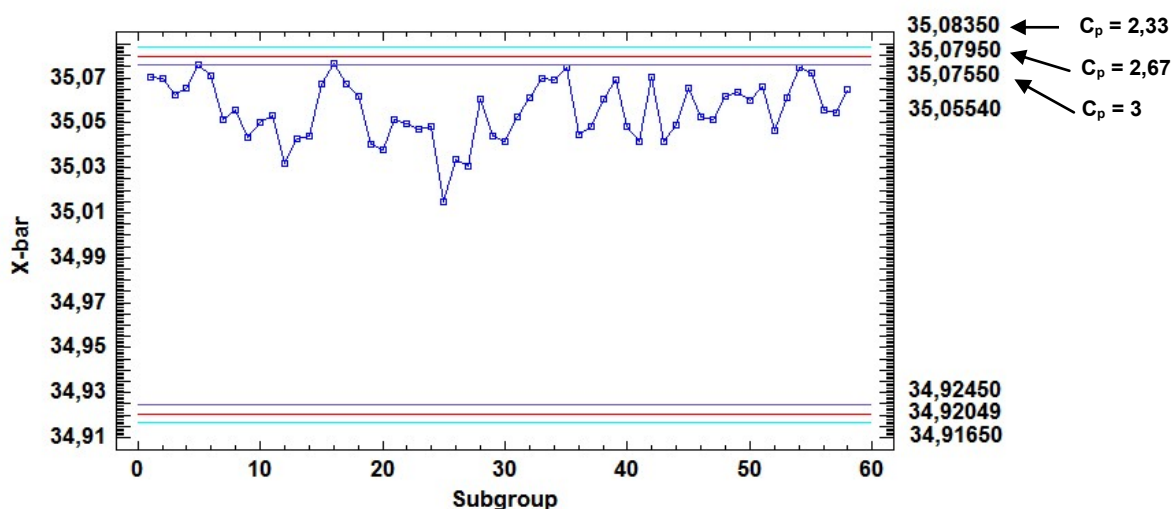
Pásmo přípustného pohybu střední hodnoty zjistíme podle vztahu (12) a regulační meze vypočteme dle předpisu (13). Při volbě hodnoty kvantilu u_{1-p_A} se využije standardních cílových hodnot C_p z tab. 4 v teoretické části, od kterých byl rovněž odvozen poměr neshodných p_A . Hodnoty hranic pohybu střední hodnoty, regulační mez UCL , LCL modifikovaného regulačního diagramu pro různé indexy způsobilosti uvádí tab. 12.

Tab. 12 Vypočtené APL_U a UCL v závislosti na C_p

C_p	APL_U	APL_L	UCL	LCL	p_A
2	35,08212	34,91788	35,08745	34,91255	3,40E-06
2,33	35,07815	34,92185	35,08348	34,91652	1,90E-08
2,67	35,07418	34,92582	35,07951	34,92049	4,02E-11
3	35,07021	34,92979	35,07554	34,92446	3,19E-14

Optimální regulační mez odpovídá $C_p = 2,67$. Pro $C_p = 3$ by meze byly příliš úzké a vyvolávaly by domnělou nutnost zbytečně zasahovat do procesu. Meze pro

$C_p = 2,33$ se naopak jeví jako příliš široké. Srovnání navržených regulačních mezí v programu Statgraphics zobrazuje Obr. obr. 25.



Obr. 25 Modifikovaný diagram – srovnání pro různá C_p (Statgraphics)

Z modifikovaného regulačního diagramu vyplývá určitá nesymetrie, která je dána použitím předepsaných mezí. Všechny hodnoty procesu vykazují větší tendenci blížit se horní specifikační hranici, resp. horní regulační mezi. To samo o sobě může indikovat nutnost zásahu do procesu, protože hrozí riziko, že střední hodnota procesu by se mohla systematicky posunovat směrem k horní předepsané toleranční mezi.

6.4. Přejímací regulační diagram

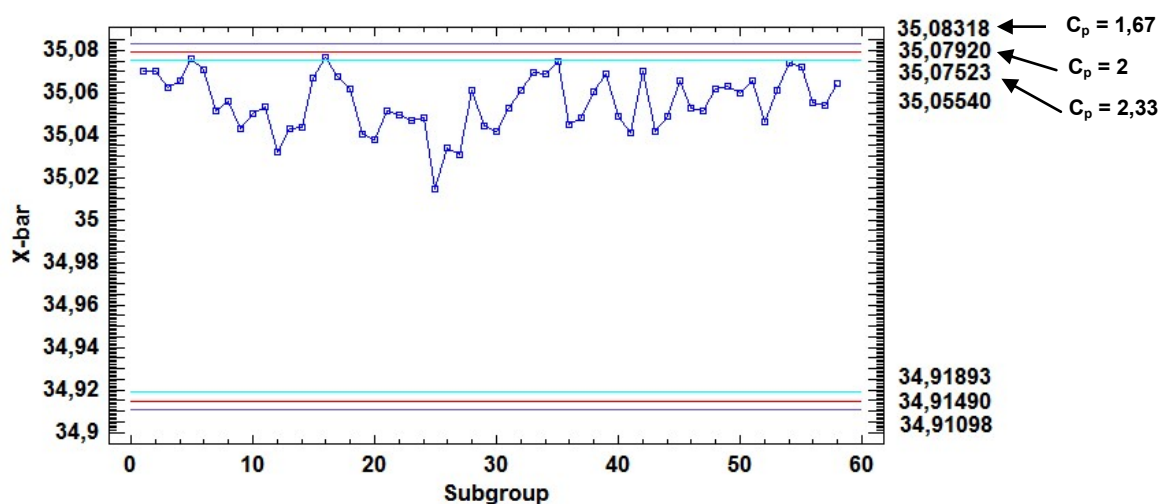
Regulační meze přejímacího regulačního diagramu vychází podobně jako u modifikovaného regulačního diagramu z podílu neshodných jednotek, v tomto případě p_R . Regulační meze volíme tak, aby p_R odpovídalo alespoň o jednu úroveň nižšímu indexu způsobilosti než v případě p_A u modifikovaného diagramu. V hodnotách p_R je již zohledněn dovolený posun střední hodnoty o $1,5\sigma$.

Pásmo ohraničující nepřipustný pohyb střední hodnoty vypočteme pomocí vztahu (17) a regulační meze odvodíme pomocí předpisu (18). Polohu hranic nepřipustného pohybu střední hodnoty RPL_U , RPL_L a regulační mez UCL , LCL přejímacího regulačního diagramu pro různé indexy způsobilosti uvádí tab. 13. Dolní regulační mez je opět představována nulou.

Tab. 13 Vypočtené RPL_U , RPL_L a UCL , LCL v závislosti na C_p

C_p	RPL_U	RPL_L	UCL	LCL	p_R
1,67	35,08610	34,91390	35,08318	34,91098	2,33E-04
2	35,08212	34,91788	35,07920	34,91495	3,40E-06
2,33	35,07815	34,92185	35,07523	34,91893	1,90E-08

Meze přejímacího diagramu pro $C_p = 2,33$ se ukázaly být příliš úzké, zejména v případě horní meze a vyvolávaly by tak zbytečné zásahy do procesu. Meze odpovídající $C_p = 2$ se jeví jako vhodnější. Takto zvolené regulační meze při riziku chyby II. druhu $\beta = 0,05$ lze interpretovat tak, že posun střední hodnoty vedoucí k podílu neshodných $p_R = 3,40 \cdot 10^{-6}$ by měl být odhalen s pravděpodobností 0,95. Srovnání nových regulačních mezí pro různé cílové úrovně způsobilosti z tabulky 13. jsou na obr. 26.



Obr. 26 Přejímací regulační diagram pro různé úrovně C_p (Statgraphics)

Rovněž z přejímacího regulačního diagramu vyplývá posun střední hodnoty procesu příliš blízko nejen regulačním mezím, ale též mezím daným specifikací, a bylo by pravděpodobně vhodné proces seřadit.

6.5. Výkonnost procesu

Ukazatele výkonnosti pro normální výsledné rozdělení

Směrodatná odchylka výsledného rozdělení podle vzorce (24) je dána vztahem

$$\hat{\sigma}_t = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{\bar{x}})^2}{kn-1}} = 0,013597$$

Ukazatel výkonnosti dle (25) pro rozměr *délka* je tedy

$$P_p = \frac{USL - LSL}{6\sigma_t} \doteq 2,452$$

Pro rozměr *délka* lze určit jak horní, tak dolní ukazatel výkonnosti, které byly vypočteny podle (26):

$$P_{pkU} = \frac{USL - \mu}{3\sigma_t} \doteq 1,094$$

$$P_{pkL} = \frac{\mu - LSL}{3\sigma_t} \doteq 3,809.$$

to znamená, že celkový index výkonnosti P_{pk} je dán minimem těchto hodnot

$$P_{pk} = \min(P_{pkU}, P_{pkL}) \doteq 1,094.$$

Zatímco $P_p \doteq 2,452$ je dostatečný, z $P_{pk} = P_{pkU} \doteq 1,094$ vyplývá, že průměr procesu se nachází významně blíže horní toleranční mezi. Z toho lze vyvodit závěr, že proces není řádně seřízen.

Ukazatele výkonnosti vypočtené ve Statgraphicsu jsou v uvedeny v tab.14.

Tab. 14 Indexy způsobilosti/výkonnosti pro parametr délka (Statgraphics)

	Short-Term	Long-Term
	Capability	Performance
Cp/Pp	8,39137	2,45154
Cpk/Ppk	3,74524	1,09417
Cpk/Ppk (upper)	3,74524	1,09417
Cpk/Ppk (lower)	13,0375	3,8089

Výkonnost pro nenormální výsledné rozdělení

Metoda M2

Podle vzorce (29), kde $\Delta = 1,5\hat{\sigma}_A = 0,01949$ ($\hat{\sigma}_A$ je směrodatná odchylka mezi-skupinové variability vypočtena pomocí ANOVA z Tab. 15), je hodnota indexu výkonnosti s jeho horní a dolní variantou následující:

$$P_p = \frac{USL - LSL}{6\sigma + 2\Delta} \doteq 3,184$$

$$P_{pU} = \frac{USL - \mu}{3\sigma + \Delta} \doteq 1,421$$

$$P_{pL} = \frac{\mu - LSL}{3\sigma + \Delta} \doteq 4,326$$

Metoda M3

Podle vzorce (31) s využitím $\hat{\sigma}_A$ jako u předchozího způsobu lze rovnice pro ukazatele výkonnosti zapsat takto

$$P_p = \frac{USL - LSL - 2\Delta}{6\sigma} \doteq 6,756$$

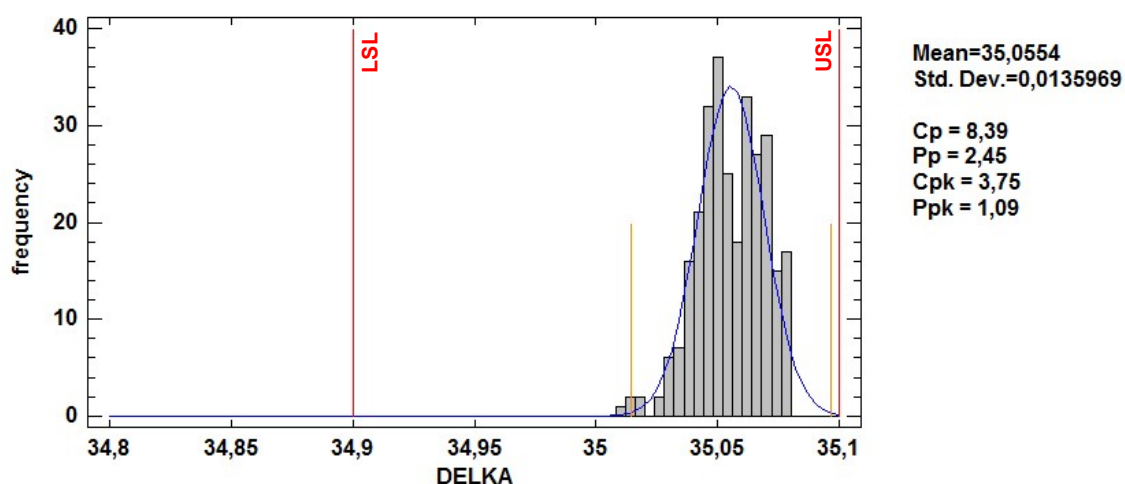
$$P_{pU} = \frac{USL - \mu - \Delta}{3\sigma} \doteq 2,109$$

$$P_{pL} = \frac{\mu - LSL - \Delta}{3\sigma} \doteq 11,402$$

Je zřejmé, že výkonnost vypočtená různými metodami se značně liší. Rozdíly ve výsledcích jsou způsobeny metodikou, která nevychází z počtu pravděpodobnosti

a tak lze ukazatele využít jen pro orientační porovnání výkonnosti téhož procesu v různých obdobích. Zároveň lze vyslovit obecný závěr, že proces dosahuje výrazně lepší výkonnosti pro svoji dolní mez, podobně jako to vyplývá z modifikovaného a přejímacího regulačního diagramu.

Vizuální znázornění výkonnosti procesu je na obr. 27. Delší červené úsečky značí předepsané toleranční meze, kratší oranžové úsečky značí meze přirozené variability 6-sigma.



Obr. 27 Výkonnost pro rozměr délka (Statgraphics, upraveno)

Indexy výkonnosti byly též vypočteny pro případ Weibullova rozdělení a rozdělení aproximovaného pomocí Clementsovy metody založené na Pearsonových křivkách ve Statgraphicsu. Kvantily Weibullova rozdělení byly odhadnuty na $\hat{x}_{0,00135} = 34,9915$, $\hat{x}_{0,5} = 35,0576$ a $\hat{x}_{0,99865} = 35,0815$. Kvantily vybrané Pearsonovy křivky byly odhadnuty $\hat{x}_{0,00135} = 35,0105$, $\hat{x}_{0,5} = 35,0564$ a $\hat{x}_{0,99865} = 35,086$.

Tab. 15 Indexy výkonnost pomocí metody Pearsonových křivek (Statgraphics)

	Weibull	Pearson
Pp / Pp(q)		2,64982
Ppk / Ppk (q)	1,67996	1,47473
Ppku / Ppku(q)		1,47473
Ppkl / Ppkl(q)	1,67996	3,40719

Jak vyplývá z tab. 15, indexy výkonnosti P_{pq} , P_{pkq} a P_{pkqU} vypočtené touto metodou jsou vyšší než indexy výkonnosti P_p , P_{pk} a P_{pkU} pro normální rozdělení. Z praktického hlediska ovšem analýza pro normální rozdělení má uspokojivou vypovídací schopnost.

7. Kontrola znaku *rovinnost*

7.1. Identifikace modelu

Pro určení typu procesu dle tab. 2 je třeba rozhodnout, zda jsou střední hodnota a rozptyl okamžitých rozdělení konstantní či nikoliv.

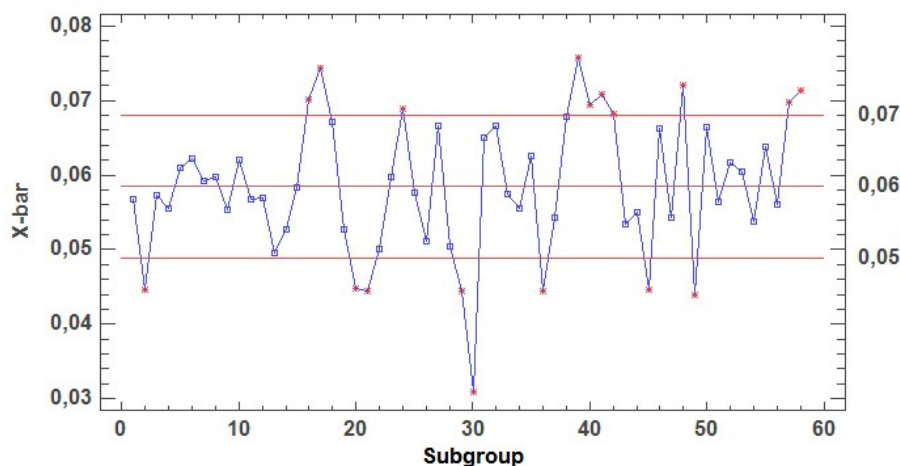
Konstantní střední hodnota

Odhad parametrů procesu a vypočtené meze regulačního diagramu pro průměr jsou uvedeny v tab. 16.

Tab. 16 Odhad parametrů procesu a vypočtené regulační meze

směrodatná odchylka	$\hat{\sigma} = \frac{\bar{R}}{d_2}$	0,0070826
průměr procesu, CL	$\hat{\mu} = CL = \bar{\bar{x}} = \frac{\sum_{i=1}^k \bar{x}_i}{k}$	0,0584348
<i>UCL</i>	$UCL = \bar{\bar{x}} + \frac{3\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}$	0,067937
<i>LCL</i>	$LCL = \bar{\bar{x}} - \frac{3\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}$	0,489325

Z diagramu pro průměry na obr. 28 je patrné, že celkem 18 hodnot, které reprezentují průměry podskupin, se nachází mimo regulační meze. Střední hodnota není konstantní a mění se náhodným způsobem.



Obr. 28 \bar{x} -diagram - *rovinnost* (Statgraphics)

Z teoretického hlediska je možné prohlásit, že proces není pod statistickou kontrolou a že zřejmě existují vymezené příčiny ovlivňující proces. Podstatná je v tomto případě pouze horní mez, neboť překročení dolní meze není v praxi na závadu, protože cílem je dosáhnout co nejnižší hodnoty *rovinnosti*. Dále tedy bude jako relevantní uvažována pouze horní regulační mez.

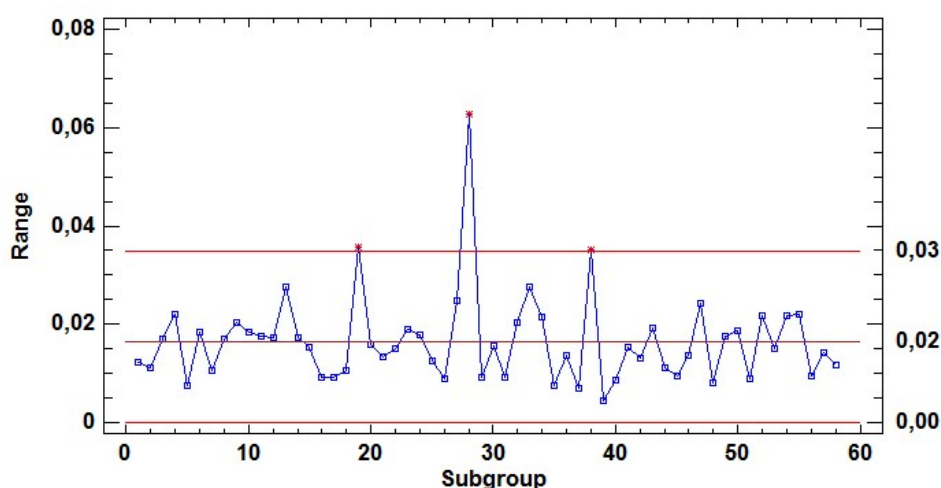
Proměnlivost střední hodnoty lze také ověřit analýzou rozptylu (ANOVA), viz tab. 17. *F*-statistika, udávající poměr meziskupinovou a vnitroskupinovou variabilitou, má hodnotu 7,51. Vzhledem k tomu, že *p*-hodnota je nižší než hladina významnosti 0,05, můžeme vyslovit závěr, že existují významné rozdíly mezi průměry jednotlivých podskupin, tzn., že střední hodnota procesu není konstantní.

Tab. 17 ANOVA pro rovinnost podle podskupin (Statgraphics)

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Between groups	0,0240349	57	0,000421665	7,51	0,0000
Within groups	0,0130291	232	0,0000561598		
Total (Corr.)	0,037064	289			

Konstantnost variability

Konstantní variabilitu lze ověřit pomocí diagramu pro rozpětí (obr. 29).

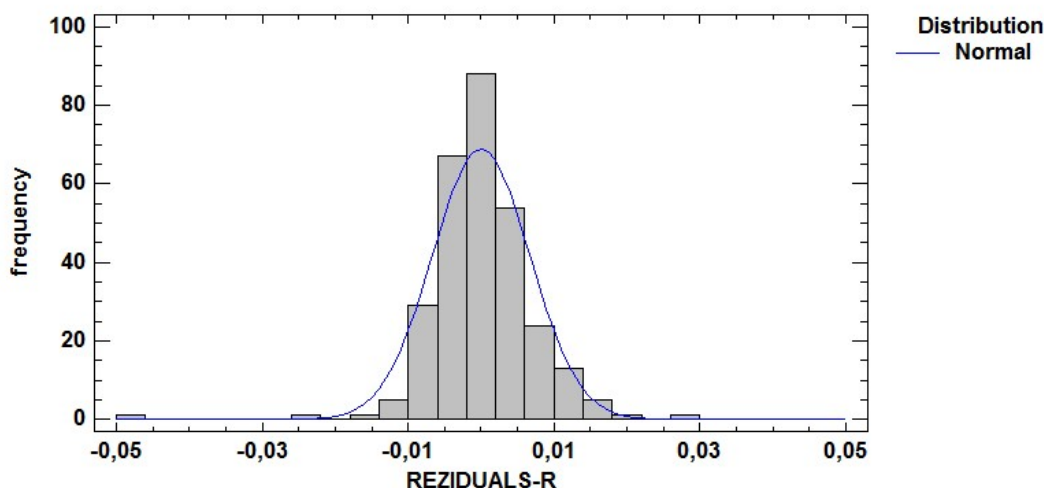


Obr. 29 R-diagram - rovinnost (Statgraphics)

Na *R*-diagramu jsou patrné celkem 3 body, které se nachází na hraně, resp. mimo horní regulační mez. Je možné konstatovat, že podle tradiční definice proces není pod statistickou kontrolou. Obvyklý postup by tak byl tyto podskupiny vyloučit a nadále pracovat s redukovaným datovým souborem. V tomto případě však byly podskupiny ponechány, protože vylučovat lze jen takové podskupiny, u kterých byla přítomnost zvláštní (vymezitelné) příčiny nejen evidována, ale také fyzikálně vysvětlena, její působení odstraněno a přijata opatření, aby opět nenastala. Pokud nedojde k vysvětlení vlastní příčiny a k jejímu odstranění, je nutno takovou podskupinu zachovat ve výpočtech regulačních mezí pro další období, neboť v takovém případě nelze u takové příčiny vyloučit, že nastane znovu (Horálek, 2004).

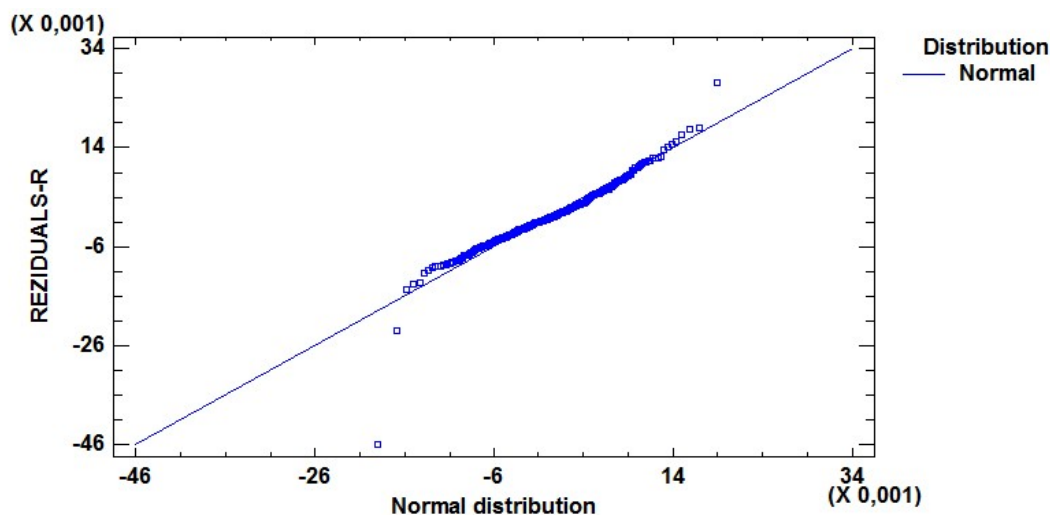
Normalita okamžitého rozdělení

K ověření rozdělení jsou opět použity grafické metody a statistické testy v Statgraphics. Vzhledem k tomu, že střední hodnota není konstantní, je pro určení normality okamžitého rozdělení vhodné použít rezidua z analýzy rozptylu, která jsou již očištěna o změny střední hodnoty. Histogram znázorňuje 290 pozorování (obr. 30); je z něj patrné, že se průběh od normálního rozdělení poněkud liší.



Obr. 30 Histogram reziduí (Statgraphics)

Z Q-Q grafu na obr. 31 vyplývá, že až na několik odlehlých hodnot na koncích rozdělení se průběh bodů příliš neodchyluje od přímky. Na základě Q-Q grafu je možné považovat předpoklad normality okamžitého rozdělení za splněný.



Obr. 31 Q-Q graf reziduí okamžitého rozdělení (Statgraphics)

Statistické testy

Tab. 18 Testy normality pro rezidua – rovinnost (Statgraphics)

Test	Statistika	P-Value
Chi-Square	42,4897	0,150593
Shapiro-Wilk W	0,956937	1,53434E-7
Skewness Z-score	3,29238	0,000993543
Kurtosis Z-score	7,30531	2,78666E-13
Kolmogorov-Smirnov		0,156233
Anderson-Darling A ²		<0.10

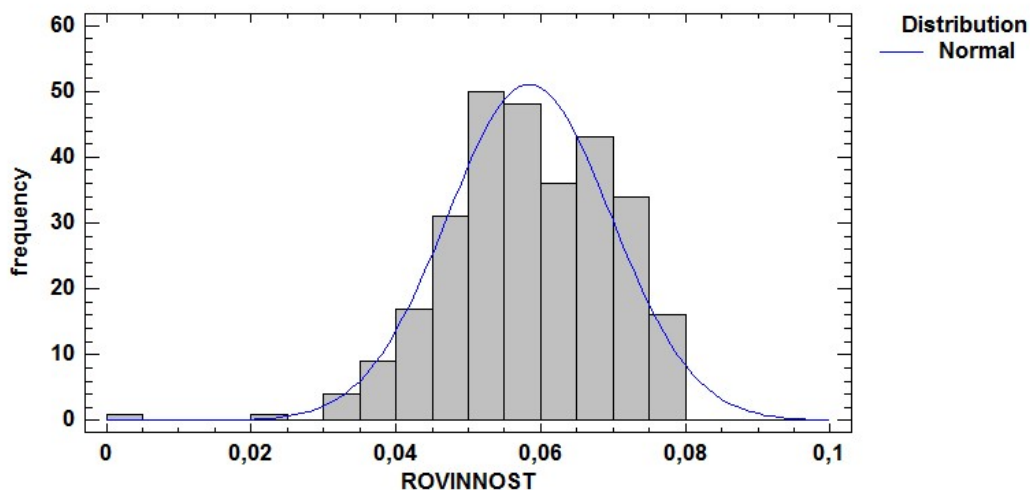
Závěry testů normality uvedených v tab. 18 se zcela neshodují. Shapirův-Wilkův test a testy šikmosti a špičatosti na základě p-hodnoty nižší než 0,05 normalitu zamítají, Kolmogorovův-Smirnovův a chí-kvadrát test dobré shody, stejně jako Anderson-Darlingův test vyšly s p-hodnotou vyšší než hladina významnosti 0,05.

Z provedené analýzy vyplývá, že normalita nebyla jednoznačně zamítnuta. Také s ohledem na analýzu měření z pozdějšího období, kdy normalita rovněž zamítnuta nebyla, a vzhledem k tomu, že se v navržených diagramech pracuje s průměry, budeme považovat předpoklad normality za splněný.

Normalita výsledného rozdělení

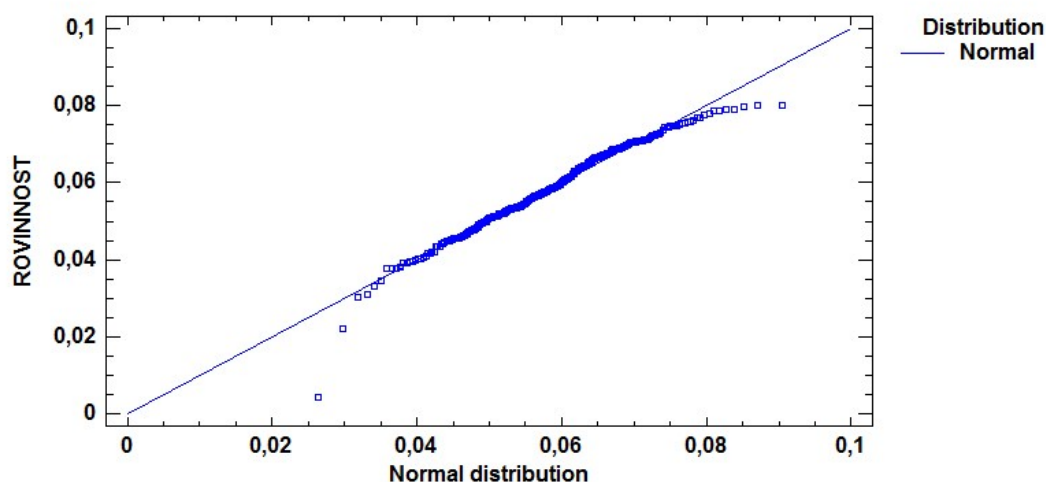
Grafické testy

Pro určení modelu procesu je třeba dále určit tvar výsledného rozdělení hodnot, které je znázorněno na obr 32.



Obr. 32 *Histogram výsledného rozdělení* (Statgraphics)

Vizuální analýzou histogramu je možné konstatovat určitou podobnost s Gaussovou křivkou, obdobně v Q-Q grafu na obr. 33 je průběh většiny bodů v diagramu je lineární. Přesnější představu o normalitě rozdělení poskytnou statistické testy (viz tab. 19).



Obr. 33 *Q-Q graf výsledného rozdělení* (Statgraphics)

Statistické testy

Tab. 19 Testy normality výsledného rozdělení rovinnosti (Statgraphics)

Test	Statistika	P-Value
Chi-Square	51,1655	0,0296343
Shapiro-Wilk W	0,971982	0,00762775
Skewness Z-score	2,55533	0,0106086
Kurtosis Z-score	2,7325	0,00628558
Kolmogorov-Smirnov		0,365062
Anderson-Darling A ²		≥ 0.10

Kolmogorovův-Smirnovův a Andersonův-Darlingův test dobré shody normalitu sledovaného znaku nezamítají na hladině významnosti 0,05. Další statistické testy hovoří spíše pro zamítnutí nulové hypotézy o normalitě dat. Můžeme tu však pozorovat, že p-hodnota Shapiro-Wilkova testu a testů šikmosti a špičatosti jsou větší a liší se od hladiny významnosti 0,05 řádově méně než v předchozím případě. Rozpor statistických testů by tedy bylo možné považovat za slabší.

Závěr

Na základě \bar{x} -diagramu a dle ANOVA byla zjištěna proměnlivost střední hodnoty, což indikuje příslušnost k procesům typu C. Z průběhu bodů v R-diagramu, kde se pouze 3 hodnoty nachází mimo meze a vymezený příčina nebyla identifikována, lze usuzovat na konstantnost rozptylu. Také z analýzy rozptylu vyplývá, že vnitroskupinová variabilita je výrazně menší než variabilita mezi podskupinami.

Na základě dosavadní analýzy budeme předpokládat, že okamžité i výsledné rozdělení hodnot rovinnosti je normální. Model parametru *rovinnost* je tedy určen jako typ C1.

Regulační diagramy

7.2. Diagram s rozšířenými mezemi

Regulační diagram s rozšířenými mezemi lze konstruovat dvěma způsoby. Prvním způsobem je využití analýzy rozptylu (tab. 19)

Tab. 19 ANOVA pro rovinnost podle podskupin (Statgraphics)

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Between groups	0,0240349	57	0,000421665	7,51	0,0000
Within groups	0,0130291	232	0,0000561598		
Total (Corr.)	0,037064	289			

Z tabulky ANOVA získáme složky rozptylu $\hat{\sigma}_A^2$ a $\hat{\sigma}^2$ dle vztahu (7), a jejich odmocněním odhad směrodatných odchylek:

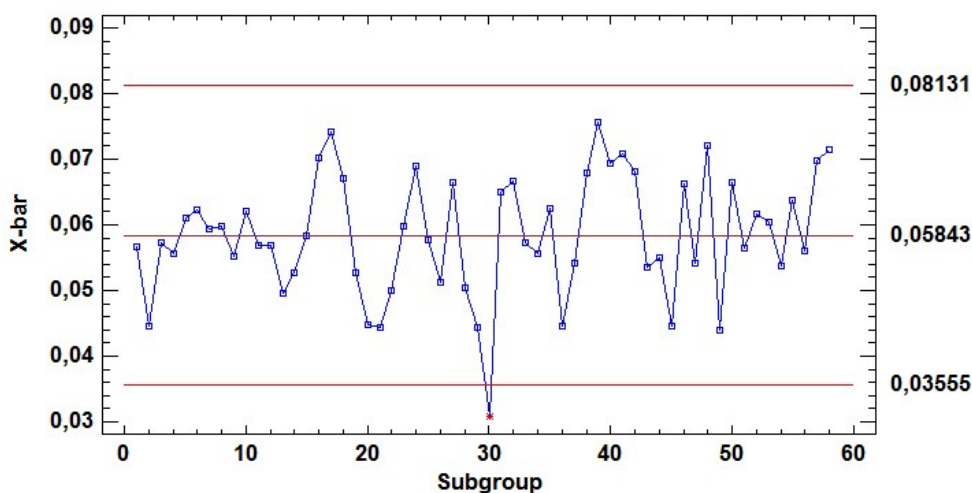
$$\hat{\sigma}_A = \sqrt{\hat{\sigma}_A^2} = \sqrt{\frac{0,000421665 - 0,0000561598}{5}} = 0,00855$$

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\hat{\sigma}^2} = \sqrt{0,0000561598} = 0,00749$$

Regulační meze diagramu s rozšířenými mezemi zkonstruujeme podle vzorce (3):

$$UCL = 0,08131 \quad LCL = 0,03556$$

Regulační diagram s takto vypočtenými rozšířenými mezemi znázorňuje obr. 34.



Obr. 34 Diagram s rozšířenými mezemi a) (Statgraphics)

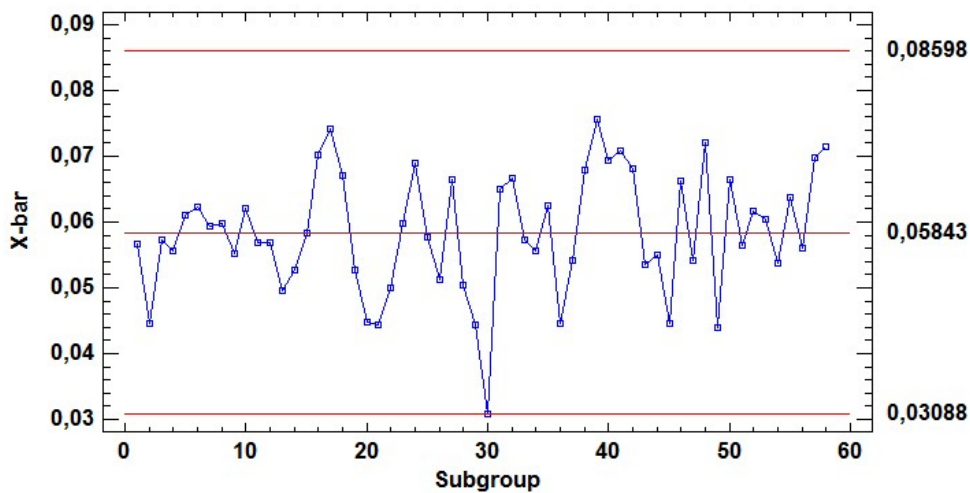
Meze regulačního diagramu s rozšířenými mezemi lze vypočítat také s využitím odhadů rozptylu průměrů podskupin podle vzorců (9) – (11). Meze vypočtené dle vztahu (8) s využitím (10) a (11) předpokládají normální rozdělení průměrů, takže odhady mohou být zkreslené.

$$\hat{\sigma}_{\bar{x}}^2 = s_{\bar{x}}^2 = \frac{1}{k-1} \sum_{j=1}^k (\bar{x}_j - \bar{\bar{x}})^2 \quad \hat{\sigma}_{\bar{x}} = 0,009183 \quad UCL = 0,08598$$

$$\hat{\sigma}_{\bar{x}}^2 = \left(\frac{MR_{\bar{x}}}{1,128} \right)^2 \quad \hat{\sigma}_{\bar{x}} = 0,007887 \quad UCL = 0,08209$$

$$\hat{\sigma}_{\bar{x}}^2 = \frac{1}{2} \frac{\sum_{j=2}^k MR_{\bar{x},j}^2}{k-1} \quad \hat{\sigma}_{\bar{x}} = 0,007953 \quad UCL = 0,08229$$

Obr. 35 znázorňuje rozšířené regulační meze vypočtené s využitím vztahu (9).



Obr. 35 Diagram s rozšířenými mezemi b) (Statgraphics)

Po rozšíření regulačních mezí se všechny body nacházejí pod úrovní *UCL*. Pro *rovinností* není spodní mez relevantní; bod 30. podskupiny, který se nachází na hraně *LCL*, tudíž na závadu. Proces tak lze považovat za stabilní v obecnějším slova smyslu.

7.3. Modifikovaný regulační diagram

U modifikovaného diagramu jsou pro výpočet regulačních mezí použity předepsané toleranční meze. Specifikací stanovená horní mez *USL* je dle výkresu 0,12 mm. Dolní mez stanovená není, protože u *rovinnosti* jsou žádoucí co nejnižší hodnoty.

Předpoklad použití modifikovaného diagramu je splněn, protože podle vztahu (17) platí:

$$\frac{USL - \hat{\mu}}{\hat{\sigma}} = \frac{0,12 - 0,05843}{0,00708} = 8,692448 > 4$$

Hodnota kvantilu $u_{1-\alpha} = 3$ je zvolena ve shodě s Shewhartovým diagramem. Při volbě hodnoty kvantilu u_{1-p_A} bylo místo podílu neshodných využito standardních hodnot C_p z tab. 4, od kterých byl rovněž odvozen poměr neshodných p_A . Zvolená hodnota C_p by měla zhruba odpovídat skutečnému indexu způsobilosti, který dává představu o kvalitě.

Vzhledem k tomu, že p_A je malé, meze odvozené z doporučených hodnot kvantilů (3, 3,09, 4 atd., a jim odpovídajícím p_A), by byly příliš široké, tudíž jejich aplikace by nebyla pro regulaci procesu efektivní (proces by mohl produkovat větší počet neshodných, než jakého je schopen dosáhnout). Přístup, kdy se vyjde z hodnot indexu C_p se v tomto případě jeví jako výrazně vhodnější.

Pásmo přípustného pohybu střední hodnoty zjistíme podle vztahu (12) a regulační meze vypočteme dle předpisu (13). Polohu horní regulační meze UCL modifikovaného regulačního diagramu pro různé indexy způsobilosti uvádí tab. 10. Dolní regulační mez, jak již bylo uvedeno, zde není relevantní.

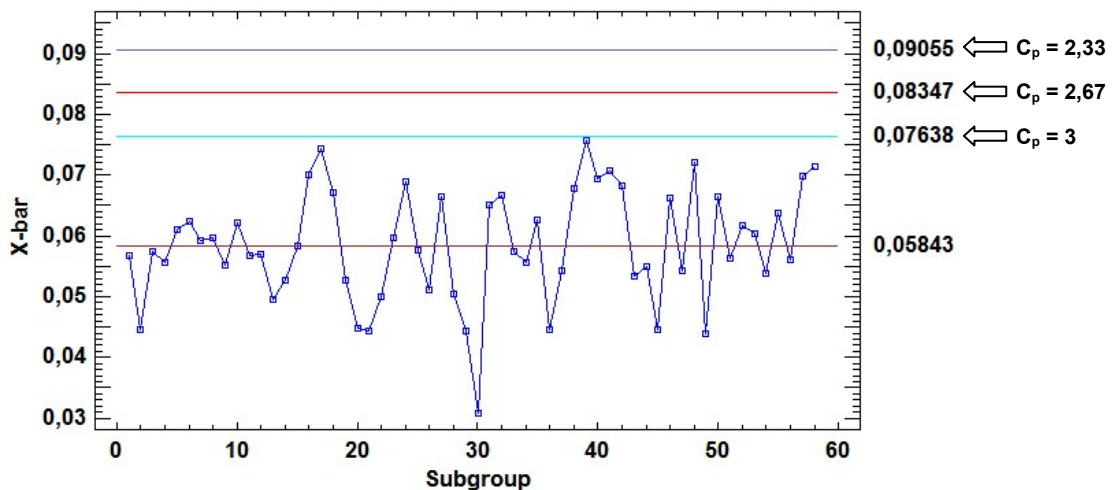
Tab. 20 Vypočtené APL_U a UCL v závislosti na C_p

C_p	APL_U	UCL
1,67	0,09521	0,10472
2	0,08813	0,09763
2,33	0,08105	0,09055
2,67	0,07396	0,08347
3	0,06688	0,07638

Srovnání navržených regulačních mezí v programu Statgraphics zobrazuje obr. 36. Optimální regulační mez odpovídá $C_p = 2,67$. Pro $C_p = 3$ by již meze byly příliš

úzké a vyvolávaly by tak zbytečné zásahy do procesu. Meze pro $C_p = 2,33$ se naopak jeví jako příliš široké.

Při volbě úrovně $C_p = 2,67$ by podíl neshodných neměl překročit $4,02 \cdot 10^{-11}$.



Obr. 36 Modifikovaný diagram – srovnání pro různá C_p (Statgraphics)

7.4. Přejímací regulační diagram

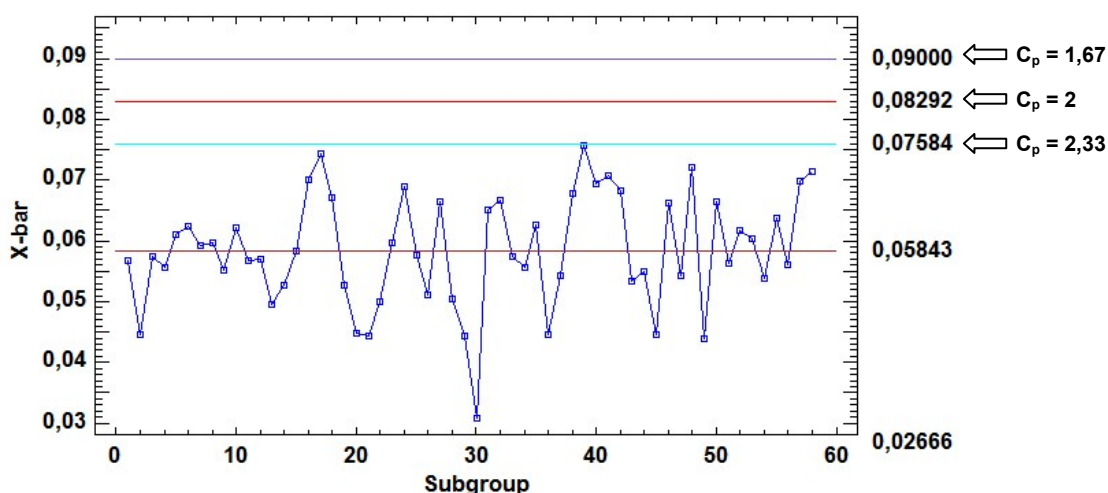
Regulační meze přejímacího diagramu vychází podobně jako u modifikovaného regulačního diagramu z předpokládané hodnoty C_p , které bude na základě hodnot kvantilu u_{1-p_R} odpovídat podíl neshodných p_R (viz tab. 4 v teoretické části). Protože se jedná již o mez zamítnutí, hodnota indexu způsobilosti byla zvolena nejméně o jednu úroveň nižší, než v případě modifikovaného diagramu. V hodnotách p_R je již zohledněn dovolený posun střední hodnoty o $1,5\sigma$. Zvolíme riziko $\beta = 0,05$, tzn. kvantil normovaného normálního rozdělení je $u_{1-\beta} = 1,645$.

Pásmo ohraničující nepřípustný pohyb střední hodnoty vypočteme pomocí vztahu (17) a regulační meze odvodíme pomocí předpisu (18). Polohu horní hranice nepřípustné fluktuační procesy RPL_U a regulační mez UCL přejímacího regulačního diagramu pro různé indexy způsobilosti uvádí tab. 21. Dolní regulační mez je opět představována nulou.

Tab. 21 Vypočtené APL_U a UCL v závislosti na C_p

C_p	RPL_U	UCL
1,67	0,09521	0,09000
2	0,08813	0,08292
2,33	0,08105	0,07584

Z nově vypočtených regulačních mezí vyplývá, že meze pro $C_p = 2,33$ by mohly být příliš úzké a vyvolávat tak zbytečné zásahy do procesu. Vzhledem k této skutečnosti a vzhledem k zavedené praxi, je možné učinit závěr, že meze odpovídající $C_p = 2$ jsou vhodnější. Srovnání regulačních mezí pro různá C_p ilustruje obr. 37.



Obr. 37 Prejímací diagram pro různé úrovně C_p (Statgraphics)

Takto zvolená horní regulační mez UCL při $C_p = 2$ a riziku chyby II. druhu $\beta = 0,05$ znamená, že posun střední hodnoty vedoucí k podílu neshodných $p_R = 3,40 \cdot 10^{-6}$ by měl být odhalen s pravděpodobností 0,95.

7.5. Výkonnost procesu

V případě procesu, který není z tradičního hlediska pod statistickou kontrolou, není možné určovat způsobilost. Pro tyto procesy používáme ukazatele výkonnosti procesu. Pro rovinnost je možné určit pouze horní ukazatel výkonnosti.

V případě normálního rozdělení, kde směrodatná odchylka podle vztahu (24) $\hat{\sigma}_t = 0,011325$, je vypočten horní ukazatel výkonnosti dle vzorce (26):

$$P_{pkU} = \frac{USL - \mu}{3\sigma_t} \doteq 1,812$$

Ukazatele výkonnosti ze Statgraphicsu shrnuje tab. 22:

Tab. 22 Indexy způsobilosti/výkonnosti pro rovinnost (Statgraphics)

	Short-Term	Long-Term
	Capability	Performance
Cpk/Ppk	2,89748	1,81212
Cpk/Ppk (upper)	2,89748	1,81212
CCpk	2,89748	

V případě výsledného rozdělení, které by nebylo normální, můžeme použít i jiné metody výpočtu ukazatele výkonnosti:

Metodou M2 podle vzorce (30) kde $\Delta = 1,5\hat{\sigma}_A$, je horní index způsobilosti

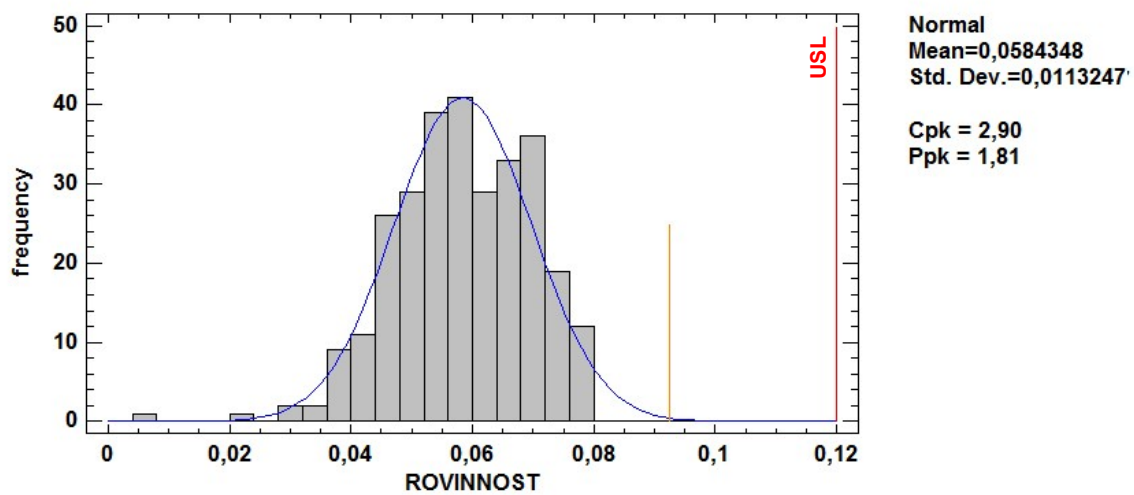
$$P_{pU} = \frac{USL - \mu}{3\sigma + \Delta} \doteq 1,807.$$

Metodou M3 podle vzorce (32), kde též $\Delta = 1,5\hat{\sigma}_A$, je horní index výkonnosti

$$P_{pU} = \frac{USL - \mu - \Delta}{3\sigma} \doteq 2,294.$$

Je zřejmé, že výsledky metodou M3 vychází velmi zkresleně.

Graf výkonnosti parametru *rovinnost* je na obr. 38. Delší vertikální úsečka znázorňuje horní toleranční mez, kratší oranžová představuje hranici přirozené variability.



Obr. 38 Výkonnost procesu – rozměr rovinnost (Statgraphics)

Závěr

Použití klasických Shewhartových diagramů předpokládá, že proces má konstantní střední hodnotu, konstantní variabilitu a normální okamžité i výsledné rozdělení dat. To představuje omezení pro efektivní regulaci procesu. Práce se zabývá regulací procesu, kdy není splněn předpoklad konstantní střední hodnoty procesu.

V diplomové práci byly aplikovány vybrané alternativních typů regulačních diagramů na výrobní proces lisování stínícího prvku ve společnosti Laird s.r.o. Liberec. Analyzováno bylo řízení kvality rozměru výlisků, konkrétně délky a rovinnosti. V současnosti používaný systém Shewhartových regulačních diagramů je nevyhovující, protože 3-sigma regulační meze jsou příliš úzké a dochází k jejich častému překročení. Překročení regulačních mezí však ve skutečnosti neindikuje existenci vymezitelných příčin ovlivňujících proces, ale jedná se o přirozený posun střední hodnoty procesu, aniž by docházelo k překročení specifikací stanovených mezí a tudíž k produkci neshodných výrobků.

Model procesu pro *rovinnost* i *délku* byl identifikován jako typ C1, protože u obou byla potvrzena fluktuace střední hodnoty při zachování nízké vnitroskupinové variability a normální rozdělení hodnot. Tento typ procesu je vhodné regulovat pomocí regulačních diagramů s rozšířenými mezemi, modifikovaného diagramu či přejímacího regulačního diagramu.

V nově navržených regulačních diagramech byly regulační meze rozšířeny tak, aby byla zohledněna též přirozená meziskupinová variabilita procesu, které se typicky vyskytuje právě u zařízení podléhajících opotřebení nástroje. V případě diagramu s rozšířenými mezemi se pro oba rozměry již všechny body nacházely mezi mezemi *UCL* a *LCL*. Pro znak *rovinnost* byla kalkulována pouze horní regulační mez, protože jsou žádoucí co nejnižší hodnoty. U modifikovaného a přejímacího diagramu byly vypočteny horní meze *UCL*, které by měly zaručit, že i při posunu střední hodnoty o $1,5\sigma$ bude teoretický podíl neshodných jednotek zanedbatelný. Obě varianty nově vypočtených mezí umožňují, aby regulační diagram reagoval téměř na skutečnou existenci vymezitelné příčiny a zároveň

dovoloval určitou fluktuaci střední hodnoty procesu. Dále byly pro *rovinnost* vypočteny hodnoty ukazatele výkonnosti $P_{pk} = P_{pkU} = 1,812$ a za předpokladu zvládnutého procesu, byl stanoven horní index způsobilosti $C_{pk} = C_{pkU} = 2,897$, což značí teoreticky velmi způsobilý proces.

Pro rozměr *délka* je regulační diagram s rozšířenými mezemi pro současný proces také vyhovující, do pásma regulačních mezí padly ve sledovaném období všechny průměry podskupin. Z hlediska dlouhodobé regulace by však bylo vhodnější počítat meze od cílové hodnoty rozměru (tj. 35,00 mm), nikoli od průměru současného procesu. U modifikovaného a přejímacího diagramu byly vypočteny nové regulační meze tak, aby i při posunu střední hodnoty o $1,5\sigma$ byl teoretický podíl neshodných jednotek nevýznamný.

Použití navržených regulačních diagramů je pro parametr *délka* vhodné. Z modifikovaného a přejímacího diagramu však vyplývá výrazný posun průměru procesu k *UCL* a také blízkost jednotlivých hodnot k *USL*. Bylo by proto vhodné proces seřídít. Značný posun je také reflektován ve vypočtených ukazatelích výkonnosti. Zatímco index $P_p = 2,452$ je více než uspokojivý, hodnota $P_{pk} = P_{pkU} = 1,094$ ve srovnání s $P_{pkL} = 3,809$ jednoznačně signalizuje posun procesu směrem k *UCL*. I přes mimořádně vysokou teoretickou způsobilost procesu $C_p = 8,391$ a $C_{pk} = C_{pkU} = 3,745$, je nutnost seřízení procesu, resp. zařízení, zřejmá.

Z analýzy výkonnosti parametru *délka* pro případ nenormálního rozdělení vyplývá, že pro rozdělení určeného modely Pearsonových křivek pomocí Clementsovy metody byly ukazatele výkonnosti vyšší. Z hlediska praktické aplikace však normální rozdělení aproximuje data uspokojivě.

Z nově navržených regulačních diagramů vyplývají tato doporučení. Použití diagramu s rozšířenými mezemi je vhodné a výpočetně nenáročné a lze jej použít k efektivní statistické regulaci procesu. Sofistikovanějším řešením však představuje použití modifikovaného a přejímacího regulačního diagramu, které zohledňují stávající kvalitu procesu, resp. cílovou úroveň způsobilosti. Konstrukce mezí modifikovaného a přejímacího diagramu je ovšem výpočetně náročnější.

Na konec lze vyslovit obecné doporučení, že bez ohledu na typ použitého regulačního diagramu, by přínosem pro SPC byl zejména pravidelný a konzistentní způsob odběru vzorků výlisků pro měření, protože stávající nepravidelný odběr komplikuje identifikaci modelu rozdělení a odhad parametrů procesu.

Seznam literatury

BACHIOUA, L. *On Pearson families of distributions and its applications*. African Journal of Mathematics and Computer Science Research [online]. 2013, [cit. 10.5.2016]. Dostupné z URL <<http://www.academicjournals.org/journal/AJMCSR/article-full-text-pdf/3ECF7758208>>.

BISSELL, D. *Statistical Methods for SPC and TQM*. 1. vyd. New Delhi: Chapman & Hall, 1994. ISBN 978-0-412-39440-9.

ČSN ISO 21747. *Statistické metody. Ukazatele výkonnosti a způsobilosti procesu pro měřitelné znaky kvality*. Praha: ÚNMZ, 2010.

ČSN ISO 8258. *Shewhartovy regulační diagramy*. Praha: ČSNI, 1994.

DIETRICH, E., SCHULZE, A. *Statistical Procedures for Machine and Process Qualification*. 6th ed. Cincinnati: Hanser, 2010. 978-3-446-42249-0.

DUNCAN, A. J. *Quality Control and Industrial Statistics*. 5th ed. Homewood IL: Irwin, 1986. ISBN 978-0-256-03535-3.

HARIDY, S. WU, Z. *Univariate and multivariate control charts for monitoring dynamic-behavior processes: a case study*. Journal of Industrial Engineering and Management, 2009 [online]. [cit. 24. 2. 2016]. Dostupné z URL <<http://www.jiem.org/index.php/jiem/article/viewFile/104/42>>.

HORÁLEK, V. *Jednoduché nástroje řízení jakosti I*. Praha: Národní informační středisko pro podporu jakosti, 2004 [online]. [cit. 5. 5. 2016] Dostupné z URL <<http://www.npj.cz/soubory/publikace/123269107233826.pdf>>.

HUTYRA, M. *Management jakost. Učební texty*. 1. vyd. Ostrava: VŠB-TUO, 2007. ISBN 978-80-248-1484-1.

JAROŠOVÁ, E. *Pokročilé metody SPC a hodnocení způsobilosti*. 2015 [online]. [cit. 24. 2. 2016]. Dostupné z URL <<http://readgur.com/doc/968572/trilobyte-trilobyte-statistical-software>>.

JAROŠOVÁ, E. *Statistické metody řízení kvality pro kombinovanou formu studia*. 1. vyd. Mladá Boleslav: ŠKODA AUTO a.s. Vysoká škola, 2011. ISBN 978-80-87042-37-3.

JAROŠOVÁ, E., NOSKIEVIČOVÁ, D. *Pokročilejší metody statistické regulace procesu*. 1. vyd. Praha: Grada Publishing, 2015a. ISBN 978-80-247-5884-8.

JAROŠOVÁ, E., NOSKIEVIČOVÁ, D. *Přehled metod regulace procesů při různých typech chování procesu*. Česká společnost pro jakost, 2015b [online]. [cit 24. 2. 2015]. Dostupné z URL <http://www.csq.cz/fileadmin/user_upload/Spolkova_cinnost/Odborne_skupiny/Statisticke_metody/OSSM_Typy_procesu__rezim_kompatibility_.pdf>.

KOTZ, S., LOVELACE, C. R. *Process Capability Indices in Theory and Practice*. London: Arnold, 1998.

LAKSHMAN, D. *Application of root cause analysis techniques in spacecraft project management*. Journal of Spacecraft Technology, 2010 [online]. [cit. 26. 4. 2016]. Dostupné z URL <<http://www.slideshare.net/KANNANMADABUSI/rca-paper>>.

MICHÁLEK, J. *Nový pohled na Shewhartovy regulační diagramy*. Automa. Praha: 2001, roč. 7., č. 7-8., s.10-12.

MICHÁLEK, J. *Q-diagramy*. ÚTIA AVČR, 2014 [online]. [cit. 9. 3. 2016]. Dostupné z URL <http://www.csq.cz/fileadmin/user_upload/Spolkova_cinnost/Odborne_skupiny/Statisticke_metody/sborniky/06-Q-diagramy.pdf>.

MITTAGE, H. J., RINNIE, H. *Statistical Methods of Quality Assurance*. 2. vyd. London: Chapman & Hall, 1993.

MITRA, A. *Fundamentals of Quality Control and Improvement*. 3. vyd. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc, 2008. ISBN 978-0-470-22653-7.

MONTGOMERY, D. C. *Introduction to Statistical Quality Control*. 6. vyd. Jefferson City: John Wiley & Sons, Inc, 2009. ISBN 978-0-470-16992-6.

NENADÁL, J. a kol. *Moderní management jakosti. Principy, postupy, metody*. 1. vydání. Praha: Management Press, 2011. ISBN 978-80-7261-186-7.

NEUBAUER, J., SEDLAČÍK, M. a KŘÍŽ, O. *Základy statistiky: Aplikace v technických a ekonomických oborech*. 1. vyd. Praha: Grada, 2012. ISBN 978-80-247-4273-1.

NOSKIEVIČOVÁ, D. *Pokročilejší metody SPC*. OSSM ČSJ, 2013 [online]. [cit. 16. 3. 2016]. Dostupné z URL <http://www.csq.cz/fileadmin/user_upload/Spolkova_cinnost/Odborne_skupiny/Statisticke_metody/sborniky/10_Noskievicova_SPC.pdf>.

PLURA, J. *Plánování a neustále zlepšování jakosti*. Praha: Computer Press, 2001. ISBN 80-7226-543-1.

RYAN, T. *Statistical Methods for Quality Improvement*. 3rd ed. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc, 2011. ISBN 978-1-118-05809-1.

Seznam obrázků a tabulek

Seznam obrázků

Obr. 1 Regulační diagram pro průměr a rozpětí	15
Obr. 2 Proces typu A1	22
Obr. 3 Proces typu A2	22
Obr. 4 Proces typu B	23
Obr. 5 Proces typu C1	24
Obr. 6 Proces typu C3	24
Obr. 7 Proces typu D	25
Obr. 8 Stanovení pásma přípustné fluktuace pro střední hodnotu procesu	30
Obr. 9 Efekt posunu střední hodnoty o $1,5\sigma$	31
Obr. 10 Stanovení modifikovaných regulačních mezí	32
Obr. 11 Princip stanovení pásma pro střední hodnotu	35
Obr. 12 Princip stanovení regulačních mezí v přejímacím regulačním diagramu ..	35
Obr. 13 Příklad rozdělení dle Pearsonových křivek typu V a VI	42
Obr. 14 Výlisek stínícího prvku,	45
Obr. 15 Výrobní zařízení	45
Obr. 16 Znázornění rovinnosti a izometrický pohled na součástku	46
Obr. 17 \bar{x} -diagram - délka	47
Obr. 18 R-diagram - délka	48
Obr. 19 Histogram reziduí	49
Obr. 20 Q-Q graf reziduí	49
Obr. 21 Histogram výsledného rozdělení	51
Obr. 22 Q-Q graf výsledného rozdělení	51
Obr. 23 Diagram s rozšířenými mezemi a)	53
Obr. 24 Diagram s rozšířenými mezemi b)	54

Obr. 25	Modifikovaný diagram – srovnání pro různá C_p	56
Obr. 26	Přejímací regulační diagram pro různé úrovně C_p	57
Obr. 27	Výkonnost pro rozměr <i>délka</i>	60
Obr. 28	\bar{x} -diagram - <i>rovinnost</i>	62
Obr. 29	R-diagram - <i>rovinnost</i>	63
Obr. 30	Histogram reziduí	64
Obr. 31	Q-Q graf reziduí okamžitého rozdělení	65
Obr. 32	Histogram výsledného rozdělení	66
Obr. 33	Q-Q graf výsledného rozdělení	66
Obr. 36	Modifikovaný diagram – srovnání pro různá C_p	71
Obr. 37	Přejímací diagram pro různé úrovně C_p	72
Obr. 38	Výkonnost procesu <i>rovinnost</i>	74

Seznam tabulek

Tab. 1	Formát výstupu analýzy rozptylu	15
Tab. 2	Typy procesů (dle ČSN ISO 21747)	21
Tab. 3	Typy procesů a vhodné metody SPC	26
Tab. 4	Hodnoty p_A a u_{1-p_A} pro různé úrovně C_p	31
Tab. 5	Hodnoty p_R a u_{1-p_R} pro různé úrovně C_p	34
Tab. 6	Podíl neshodných v závislosti na C_p	38
Tab. 7	Odhad parametrů procesu a vypočtené regulační meze (délka)	47
Tab. 9	Testy normality pro rezidua - délka	50
Tab. 10	Testy normality výsledného rozdělení (délka)	52
Tab. 11	ANOVA - délka podle podskupin	53
Tab. 12	Vypočtené APL_U a UCL v závislosti na C_p	55
Tab. 13	Vypočtené RPL_U , RPL_L a UCL , LCL v závislosti na C_p	57

Tab. 14	Indexy způsobilosti/výkonnosti pro parametr délka	59
Tab. 15	Indexy výkonnost pomocí metody Pearsonových křivek	61
Tab. 16	Odhad parametrů procesu a vypočtené regulační meze	62
Tab. 18	Testy normality pro rezidua – rovinnost.....	65
Tab. 19	Testy normality výsledného rozdělení rovinnosti.....	67
Tab. 21	Vypočtené APL_U a UCL v závislosti na C_p	72
Tab. 22	Indexy způsobilosti/výkonnosti pro rovinnost	73

ANOTAČNÍ ZÁZNAM

AUTOR	Bc. Lucie Tajovská		
STUDIJNÍ OBOR	6208T088 Podniková ekonomika a management provozu		
NÁZEV PRÁCE	Statistická regulace procesu s proměnlivou střední hodnotou		
VEDOUCÍ PRÁCE	doc. Ing. Eva Jarošová, CSc.		
KATEDRA	KLRK - Katedra logistiky a řízení kvality	ROK ODEVZDÁNÍ	2016
POČET STRAN	83		
POČET OBRÁZKŮ	38		
POČET TABULEK	22		
POČET PŘÍLOH	0		
STRUČNÝ POPIS	<p>Cílem diplomové práce je představit alternativní typy regulačních diagramů vhodných pro regulaci procesů s proměnlivou střední hodnotou. Shewhartovy diagramy obvykle selhávají při regulaci procesů s vysokou způsobilostí nebo procesů, kde dochází ke změně střední hodnoty z inherentních příčin. Regulační diagram s rozšířenými mezemi, modifikovaný regulační diagram a přejímací diagram jsou aplikovány na proces lisování kovů ve společnosti Laird Technologies s.r.o. Jsou analyzovány dva parametry; délka a rovinnost. Je provedena analýza způsobilosti a výkonnosti. Je ověřeno, že diagram s rozšířenými mezemi, modifikovaný diagram a přejímací diagram jsou vhodné pro statistickou regulaci procesů, kde dochází k opotřebení nástroje, resp. změně střední hodnoty. Regulační meze jsou rozšířeny tak, aby zohledňovaly dodatečnou variabilitu. Práce také uvádí přehled modelů procesů na čase závislých rozdělení tak, jak je popisuje norma ČSN ISO 21747.</p>		
KLÍČOVÁ SLOVA	<p>Statistická regulace procesu, SPC, Shewhartovy diagramy, diagram s rozšířenými mezemi, modifikovaný regulační diagram, přejímací regulační diagram, způsobilost, výkonnost, proměnlivá střední hodnota, procesy typu C.</p>		
PRÁCE OBSAHUJE UTAJENÉ ČÁSTI: Ano			

ANNOTATION

AUTHOR	Bc. Lucie Tajovská		
FIELD	6208T088 Production Management and Global Business		
THESIS TITLE	Statistical control of processes with variable mean		
SUPERVISOR	doc. Ing. Eva Jarošová, CSc.		
DEPARTMENT	KLRK - Department of Logistics and Quality Management	YEAR	2016
NUMBER OF PAGES			
	83		
NUMBER OF PICTURES			
	38		
NUMBER OF TABLES			
	22		
NUMBER OF APPENDICES			
	0		
SUMMARY	<p>The aim of this paper is to introduce alternative types of control charts suitable for processes with variable mean. Shewhart control charts usually fail in case of a process with high capability or in processes where some shifts of the mean are inherent to the process. Control chart with adjusted limits, modified control chart and acceptance chart are applied on metal stamping process in Laird Technologies s.r.o. Two process parameters are analyzed: the dimension of length and levelness. Process capability and performance is also analyzed. It is proven that control chart with extended limits, modified control chart and acceptance chart are more adequate for statistical control of processes, which are subject to tool-wear, by adjusting the control limits in order to reflect the additional between-group variability. This thesis also presents an overview of time-dependent process models as described in ISO 21747.</p>		
KEY WORDS	<p>Statistical Process Control, SPC, Shewhart charts, Adjusted Limits, Modified Control Chart, Acceptance Chart, Capability, Process Performance, Variable mean. Type C Processes.</p>		
THIS IS INCLUDES UNDISCLOSED PARTS: Yes			