

# **ŠKODA AUTO VYSOKÁ ŠKOLA, O.P.S.**

Studijní program: N6208 Ekonomika a management

Studijní obor: 6208T088 Podniková ekonomika a management provozu

## **STATISTICKÁ REGULACE PROCESU UTAHOVÁNÍ ŠROUBOVÝCH SPOJŮ**

**Bc. Vladimír PIŠL**

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

*Tento list vyjměte a nahradte zadáním diplomové práce (1)*

*Tento list vyjměte a nahradte zadáním diplomové práce (2)*

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

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

V Mladé Boleslavi dne 13. 05. 2019

Velice děkuji doc. Ing. Evě Jarošové, CSc. za odborné vedení diplomové práce, poskytování rad a informačních podkladů.

## Obsah

Seznam použitých zkratek a symbolů.....	8
Úvod.....	9
1 Analýza systému měření.....	10
1.1 Variabilita systému měření .....	11
1.2 Analýza výsledků .....	11
1.3 Hodnocení způsobilosti systému měření.....	14
2 Statistická regulace procesu .....	17
2.1 Variabilita procesu.....	17
2.2 Princip regulačního diagramu.....	17
2.3 Vlastnosti regulačního diagramu .....	19
2.4 Etapy statistické regulace procesu.....	21
2.5 Předpoklady pro použití regulačních diagramů .....	22
2.6 Typy Shewhartových regulačních diagramů pro regulaci měřením.....	25
2.7 Regulační diagram CUSUM .....	28
2.8 Regulační diagram EWMA .....	29
2.9 Způsobilost procesu .....	31
3 Charakteristika podniku .....	34
3.1 Historie .....	34
3.2 Současnost .....	35
4 Měření utahovacího momentu .....	37
4.1 Opakovatelnost měření .....	37
4.2 Návrh experimentu R&R pro neopakovatelné měření .....	38
4.3 Vyhodnocení experimentu.....	39
4.4 Návrh zásahu do procesu .....	41
4.5 Nové vyhodnocení experimentu.....	42
5 Montážní proces .....	44
5.1 Ověření stability procesu.....	44
5.2 Ověření předpokladů.....	51
5.3 Návrh vhodného typu regulačního diagramu.....	53
5.4 Způsobilost procesu .....	54

Závěr .....	57
Seznam literatury .....	59
Seznam obrázků a tabulek .....	62
Seznam příloh .....	64

## Seznam použitých zkratk a symbolů

$\%P/T$	ukazatel způsobilosti systému měření
$\%R\&R$	ukazatel způsobilosti systému měření
$ARL$	průměrná délka přeběhu
$CL$	centrální přímka
$C_p$	ukazatel způsobilosti procesu
$C_{pk}$	ukazatel způsobilosti procesu
$C_{pL}$	jednostranný ukazatel způsobilosti procesu
$C_{pU}$	jednostranný ukazatel způsobilosti procesu
$LCL$	dolní regulační mez
$LWL$	dolní výstražná mez
SK326/1	interní označení pro ŠKODA KODIAQ
$SPC$	Statistical Process Control (statistická regulace procesu)
$UCL$	horní regulační mez
$UWL$	horní výstražná mez



## Úvod

Kvalita zásadním způsobem ovlivňuje zákaznické rozhodování při výběru libovolných produktů a služeb, jimiž trh disponuje v prakticky neomezeném množství. V automobilovém průmyslu jsou ekvivalenty pojmu kvalita spolehlivost a bezpečnost. Právě důraz na tyto aspekty zde vyvolává potřebu nastavit přísnější požadavky na podíl neshodných výrobků, čehož nelze dosáhnout bez uplatnění odpovídajících metod pro řízení kvality.

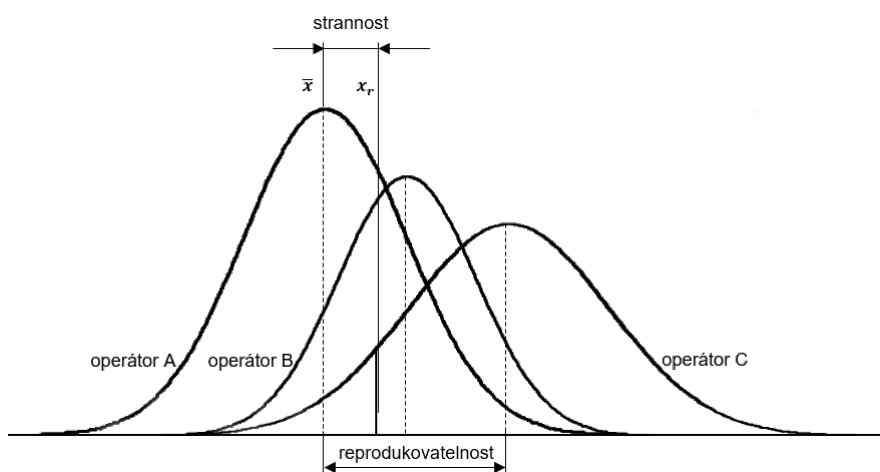
Diplomová práce se zabývá uplatněním regulačních diagramů a ověřením kvality naměřených dat v praktických podmínkách sériové výroby automobilů. Teoretická část obsahuje dvě kapitoly. V první je detailněji popsána analýza systému měření. Druhá kapitola přibližuje statistickou regulaci procesu, její etapy a tři základní typy regulačních diagramů.

Praktickou část zahajuje kapitola charakteristika podniku, ve které je představena historie a současnost firmy ŠKODA AUTO a.s. Navazující kapitola představuje experiment, pomocí něhož jsou zkoumány faktory ovlivňující zvolený proces utahování šroubového spoje, a je analyzován systém měření vybraného utahovaného spoje. Dále je navrženo a vyhodnoceno opatření pro minimalizaci kolísání kolem cílové hodnoty. V poslední kapitole je v návaznosti na cíle práce provedena analýza stability vybraného montážního procesu utahování šroubového spoje. Pro tento proces je navržen vhodný typ regulačního diagramu a zároveň je vyhodnocena jeho způsobilost.

# 1 Analýza systému měření

Řízení kvality si lze jen stěží představit bez možnosti získat konkrétní údaje měření. Výsledky měření jsou nezbytným materiálem pro správné vyhodnocení shody produktů, potencionální regulaci procesů či posouzení efektivity nápravných opatření. Správnost rozhodnutí je do značné míry ovlivněna kvalitou získaných údajů, na které má vliv způsobilost použitého systému měření (Nenadál a kol., 2008).

Je nemožné získat skutečnou hodnotu měřené veličiny, protože na systém měření působí mnoho faktorů, které průběh měření a někdy i jeho výsledky zkreslují. V praxi se v některých případech místo skutečné hodnoty používá hodnota referenční (například pro určení strannosti). Hodnocení kvality naměřených dat lze nejčastěji posuzovat podle polohy výsledků vůči referenční hodnotě a podle jejich variability. V prvně jmenované skupině se lze setkat s pojmy přesnost, strannost, stabilita a linearita. Například strannost označuje vzdálenost průměru opakovaně naměřených dat od hodnoty referenční (viz obr. 1.1). „Strannost měření charakterizuje celkovou systematickou chybu měření“ (Plura, 2001, s. 140). Ve skupině týkající se variability jsou shodnost, opakovatelnost, reprodukovatelnost, způsobilost a funkčnost systému měření, citlivost, konzistence a uniformita (AIAG, 2010).



Zdroj: Plura, 2001

**Obr. 1.1 Strannost a reprodukovatelnost**

## 1.1 Variabilita systému měření

Variabilita systému měření se skládá ze dvou složek, opakovatelnosti a reprodukovatelnosti.

### 1.1.1 Opakovatelnost

Podle AIAG (2010) představuje opakovatelnost variabilitu způsobenou při použití jednoho přístroje k měření stejného znaku identické jednotky. Pro měření musí být využita stejná metoda, samotné náměry musí být realizovány vždy v identickém místě a pokud možno v co nejkratším časovém rozmezí (Plura, 2001).

### 1.1.2 Reprodukovatelnost

Reprodukovatelnost je ovlivněna výhradně obsluhou (AIAG, 2010). Nejčastěji se vyhodnocuje pomocí výsledků měření identické jednotky stejným měřidlem více operátory. Například na obrázku 1.1 je reprodukovatelnost znázorněna jako variabilita středních hodnot opakovaných měření tří operátorů. Ovšem může se jednat i o situaci, kdy jeden operátor měří různými měřidly.

### 1.1.3 Neopakovatelné měření

Standardní návrh experimentu neřeší situaci, ve které se měřený znak stejné jednotky v průběhu času mění, nebo je jeho hodnota měřením ovlivněna, případně se jedná o měření destruktivní. Tyto případy se nazývají neopakovatelným měřením, nebo destruktivním měřením. Opakované měření stejné jednotky je nahrazeno měřením skupiny homogenních jednotek. Podmínkou je, aby jednotky v této skupině byly z pohledu měřeného znaku považovány za téměř identické. Nevýhodou je nadhodnocenost odhadu opakovatelnosti o variabilitu způsobenou rozdíly mezi jednotkami ve skupině (Jarošová, 2018).

## 1.2 Analýza výsledků

Celkovou variabilitu výsledků měření  $\sigma_T^2$  tvoří rozptyl mezi jednotkami  $\sigma_P^2$  a rozptyl  $\sigma_{R\&R}^2$  odpovídající chybě způsobené systémem měření

$$\sigma_T^2 = \sigma_P^2 + \sigma_{R\&R}^2 \quad (1)$$

Variabilita způsobená systémem měření je dána následujícím vztahem (Jarošová, 2011)

$$\sigma_{R\&R}^2 = \sigma_r^2 + \sigma_R^2 + \sigma_{OR}^2 \quad (2)$$

kde  $\sigma_r^2$  je složka opakovatelnosti,  $\sigma_R^2$  složka reprodukovatelnosti a  $\sigma_{OR}^2$  je interakce operátora a jednotky.

Studie hodnotící význam opakovatelnosti a reprodukovatelnosti v oblasti variability způsobené systémem jsou označovány jako GRR nebo R&R (Urdhwareshe, 2011).

Mezi základní metody odhadu složek rozptylu patří:

- metoda založená na rozpětí,
- metoda založená na průměru a rozpětí,
- metoda ANOVA.

### **Metoda rozpětí**

Metoda založená na rozpětí slouží k rychlému ověření změny kombinace opakovatelnosti a reprodukovatelnosti. Při této metodě se měří  $p$  jednotek při účasti  $o$  operátorů, přičemž všechny jednotky měří každý operátor vždy jednou. Směrodatná odchylka vyjadřující kombinaci opakovatelnosti a reprodukovatelnosti  $\sigma_{R\&R}$  se odhadne pomocí následujícího vztahu (AIAG, 2010)

$$\hat{\sigma}_{R\&R} = \frac{\bar{R}}{d_2^*} \quad (3)$$

kde  $\bar{R}$  je průměrné rozpětí, které je vypočítáno takto

$$\bar{R} = \frac{1}{p} \sum_{j=1}^p R_j \quad (4)$$

přičemž rozpětí  $R_j$  je získáno pro každou měřenou jednotku z  $o$  výsledků měření naměřených různými operátory. Součinitel  $d_2^*$  závisí na počtu operátorů a počtu jednotek, přičemž jej lze nalézt například v (AIAG, 2010).

### **Metoda průměrů a rozpětí**

Experiment rozšiřuje předchozí metodu o opakování měření každé kombinace jednotky a operátora. Průměrné rozpětí je nyní dáno vzorcem (Jarošová, 2011)

$$\bar{R} = \frac{1}{po} \sum_{j=1}^{po} R_j \quad (5)$$

kde  $R_j$  je rozpětí z  $r$  opakovaných měření pro každou kombinaci jednotky a operátora. Odhad směrodatné odchyly opakovatelnosti je dále vypočítán jako (AIAG, 2010)

$$\hat{\sigma}_r = \frac{\bar{R}}{d^*} \quad (6)$$

kde součinitel  $d^*$  závisí na počtu měření  $r$  a počtu výběrů  $po$  (Duncan, 1986).

Odhad směrodatné odchyly reprodukovatelnosti, se určí pomocí vztahu (Jarošová, 2011):

$$\hat{\sigma}_R = \sqrt{\left(\frac{\bar{R}}{d^*}\right)^2 - \frac{\hat{\sigma}_r^2}{pr}} \quad (7)$$

Směrodatnou odchyly  $\sigma_{R\&R}$  systému měření lze odhadnout pomocí vztahu (2).

## Metoda ANOVA

Tato metoda dokáže oddělit variabilitu jednotek, obsluhy, měřidla a nakonec i interakci jednotek a obsluhy. Její výhodou je přesnější odhad rozptylů než v předchozích případech a schopnost vyhodnotit i složitější návrh experimentu (AIAG, 2010). Nevýhodou je složitější výpočet, který se prakticky neobejde bez odpovídajícího softwaru.

**Tab. 1.1 ANOVA (AIAG, 2010)**

zdroj	DF	SS	MS	F
obsluha	$o-1$	$SS_o$	$MS_o = \frac{SS_o}{(o-1)}$	$\frac{MS_o}{MS_{OP}}$
výrobek	$p-1$	$SS_p$	$MS_p = \frac{SS_p}{(p-1)}$	$\frac{MS_p}{MS_{OP}}$
obsluha x výrobek	$(o-1)(p-1)$	$SS_{OP}$	$MS_{OP} = \frac{SS_{OP}}{(o-1)(p-1)}$	$\frac{MS_{OP}}{MS_E}$
zařízení	$op(r-1)$	$SS_E$	$MS_E = \frac{SS_E}{po(r-1)}$	
celkem	$opr-1$	$SS_T$		

Shrnutí analýzy ANOVA je uvedeno v tabulce 1.1, kde sloupec

- zdroj obsahuje příčiny variability,
- $DF$  uvádí stupně volnosti související se součtem čtverců,
- $SS$  představuje část variability odpovídající příslušnému zdroji,
- $MS$  je podílem součtu čtverců a stupňů volnosti,
- $F$  představuje hodnotu testové statistiky  $F$ -testu pro ověření nulové hypotézy o nulovém rozptylu odpovídající jednotlivým zdrojům.

Testují se hypotézy o nulových složkách celkové variability  $H_0: \sigma_O^2 = 0, \sigma_P^2 = 0, \sigma_{OP}^2 = 0, \sigma^2 = 0$ .

Dílní složky celkové variability se odhadnou dle následujících vzorců (AIAG, 2010)

$$\hat{\sigma}_O^2 = \frac{MS_O - MS_{OP}}{pr} \quad (8)$$

$$\hat{\sigma}_P^2 = \frac{MS_P - MS_{OP}}{or} \quad (9)$$

$$\hat{\sigma}_{OP}^2 = \frac{MS_{OP} - MS_E}{r} \quad (10)$$

$$\hat{\sigma}^2 = MS_E \quad (11)$$

### 1.3 Hodnocení způsobilosti systému měření

Způsobilost systému měření se hodnotí podle specifických ukazatelů, přičemž dále budou představeny dva nejpoužívanější,  $\%R\&R$  a  $\%P/T$ .

První ukazatel podle AIAG (2010) vyjadřuje poměr směrodatné odchylky  $\sigma_{R\&R}$  vůči celkové směrodatné odchylce  $\sigma_T$

$$\%R\&R = \frac{\hat{\sigma}_{R\&R}}{\hat{\sigma}_T} \cdot 100\% \quad (12)$$

přičemž odhad směrodatné odchylky  $\hat{\sigma}_{R\&R}$  je následující

$$\hat{\sigma}_{R\&R} = \sqrt{\hat{\sigma}^2 + \hat{\sigma}_O^2 + \hat{\sigma}_{OP}^2} \quad (13)$$

a odhad celkové směrodatné odchylky  $\hat{\sigma}_T$  je

$$\hat{\sigma}_T = \sqrt{\hat{\sigma}_P^2 + \hat{\sigma}_{R\&R}^2} \quad (14)$$

Ukazatel  $\%P/T$  se určí podle následujícího vzorce (Drain, 1997)

$$\%P/T = \frac{6\hat{\sigma}_{R\&R}}{USL - LSL} \cdot 100\% \quad (15)$$

kde  $USL$  je horní toleranční mez,  $LSL$  je dolní toleranční mez.

Směrnice pro způsobilost systému měření je v AIAG (2010) popsána následovně:

- pokud je  $\%R\&R < 10\%$ , je systém měření způsobilý,
- pokud je  $\%R\&R$  mezi 10% a 30%, je systém měření podmíněně způsobilý,
- pokud je  $\%R\&R > 30\%$ , je systém měření nezpůsobilý.

U ukazatele  $\%P/T$  se někteří autoři (jako například Urdhwareshe, 2011; Besterfield, 2011) shodují na tom, že pro vyhodnocení způsobilosti lze využít stejnou směrnici, jako pro  $\%R\&R$ . Stamatis (2003) toto hodnocení dokonce zpřesňuje. Pod 10% lze považovat systém měření za excelentní, pod 20% je dobrý a do 30% se jedná o hraniční způsobilost měření.

### **Odlišné kategorie dat**

Součástí variability systému měření je hodnocení podmínek, ve kterých měření probíhá. K tomuto hodnocení se používá počet odlišných kategorií  $ndc$ , do kterých lze proces měření rozdělit (AIAG, 2010)

$$ndc = \sqrt{\frac{2\sigma_P^2}{\sigma_{R\&R}^2}} \quad (16)$$

kde  $\sigma_P^2$  značí rozptyl charakterizující rozdíly mezi jednotkami a  $\sigma_{R\&R}^2$  vyjadřuje chybu způsobenou systémem měření.

Směrnice pro počet odlišných kategorií systému měření je v AIAG (2010) popsána následovně:

- pokud je  $ndc < 2$ , je systém měření nepřijatelný pro odhad parametrů a ukazatelů procesu,
- pokud je  $ndc$  mezi 2 a 4, je systém měření nevhodný pro odhad parametrů a ukazatelů procesu, protože umožňuje jen hrubé odhady,

- pokud je  $ndc > 5$ , doporučuje se systém měření pro odhad parametrů a ukazatelů procesu.



## **2 Statistická regulace procesu**

Spolehlivé a bezpečné výrobky lze očekávat pouze u výrobního procesu, jehož stav je na požadované a statisticky stabilní úrovni. Naplnění těchto požadavků nelze dosáhnout bez průběžného monitoringu a případné regulace, protože na každý proces působí řada faktorů, které jeho chování neustále ovlivňují a způsobují jeho variabilitu.

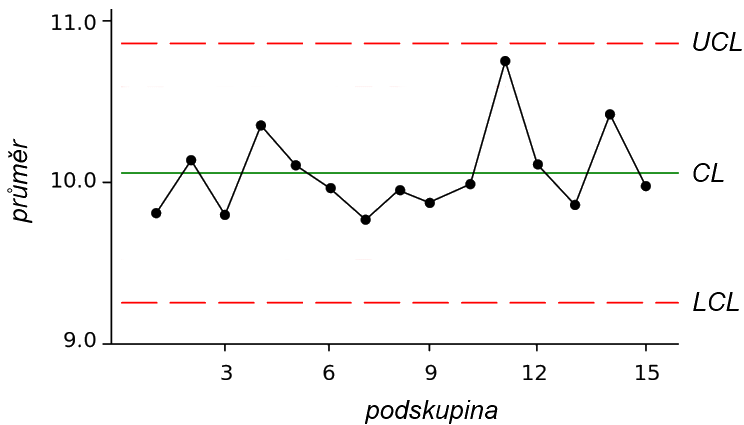
### **2.1 Variabilita procesu**

Celkovou variabilitu procesu lze rozdělit na variabilitu vyvolanou náhodnými příčinami a variabilitu způsobenou příčinami vymezitelnými. Příkladem náhodných příčin mohou být drobné výkyvy teploty prostředí v procesu obrábění malých ocelových součástek. I změna teploty prostředí v řádu několika stupňů Celsia ovlivňuje teplotní roztažnost obrobku, ale v tomto případě je dopad na výslednou velikost kontrolovaného rozměru zanedbatelný. Pokud na proces působí pouze tyto přirozené příčiny, je označován za statisticky zvládnutý nebo pod kontrolou. Naopak proces není statisticky zvládnutý, když na něj působí zvláštní (vymezitelné) příčiny, jako například při použití opotřebovaného nástroje.

Cílem statistické regulace procesu je co nejdříve zachytit výskyt vymezitelné příčiny a zamezit tak výrobě neshodných jednotek. Toho lze dosáhnout pravidelným výběrem jednotek produkce a její následnou kontrolou. Zmíněné výběry jsou nazývány logickými podskupinami, v rámci kterých se očekává pouze náhodné kolísání. Naopak, výskyt vymezitelných příčin se předpokládá v časovém období mezi výběry podskupin.

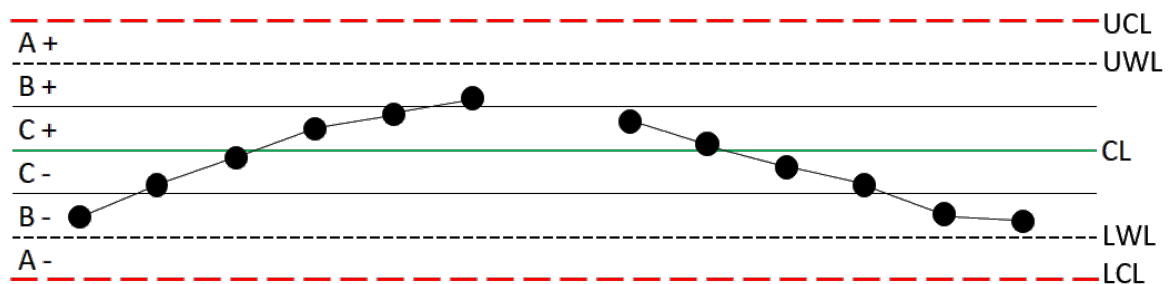
### **2.2 Princip regulačního diagramu**

Způsobem, který by rychle zachytil působení vymezitelných příčin na proces, se již před více než 100 lety zabývali pracovníci společnosti AT&T Bell (Godfrey, 1986). Jedním z nich byl W. A. Shewhart, který jako první zformuloval princip statistické regulace procesu (dále jen SPC) a pro aplikace navrhl vhodný diagnostický nástroj. Shewhartovy regulační diagramy napomáhají rozlišit oba zmíněné druhy variability procesu (viz obr. 2.1).



**Obr. 2.1 Shewhartův regulační diagram**

Osa x reprezentuje čas prostřednictvím čísel výběrů, přičemž každé z těchto čísel zastupuje jednu logickou podskupinu rozsahu  $n$ . Na ose y jsou uvedeny hodnoty zvolené výběrové charakteristiky, jako například výběrový průměr  $\bar{x}$ . Graf obsahuje centrální přímku  $CL$ , dolní regulační mez  $LCL$  a horní regulační mez  $UCL$ .



**Obr. 2.2 Test seskupení 3, šest bodů v řadě stoupajících nebo klesajících**

Do grafu se vynášejí hodnoty zvolené výběrové charakteristiky a sleduje se, zda se neobjeví signál upozorňující na možnou přítomnost vymezené příčiny. Signál může nabývat několika podob. V prvním případě jej představuje jeden či více bodů mimo regulační meze. Další signál může vycházet z nenáhodného seskupení vnesených hodnot uvnitř regulačních mezí, jako například šest bodů v řadě stoupajících nebo klesajících (viz obr. 2.2). Stabilita procesu se v takovýchto případech vyhodnocuje pomocí osmi testů seskupení uvedených například v ČSN ISO 7870-2. Oblast grafu mezi regulačními mezemi je v těchto případech rozdělena na šest stejně širokých pásů. Posledním případem je výskyt libovolného bodu v oblasti mezi výstražnými mezemi  $LWL$ ,  $UWL$  a regulačními mezemi  $LCL$ ,  $UCL$  (viz obr. 2.2), kde se doporučuje okamžité ověření formou nového výběru. Další

přítomnost bodu ve stejném pásmu již vede k potřebě hledat vymezitelnou příčinu (Jarošová a Noskivičová, 2015).

### 2.3 Vlastnosti regulačního diagramu

Základní vlastnosti regulačního diagramu jsou dále vysvětleny na diagramu pro průměr, přičemž se předpokládá, že jsou známy charakteristiky procesu.

Proces, který má střední hodnotu  $\mu$  a rozptyl  $\sigma^2$  sledovaného znaku kvality konstantní, je považován za statisticky zvládnutý. Pro střední hodnotu průměrů a jejich směrodatnou odchylku platí (Montgomery, 2009)

$$\mu_{\bar{x}} = \mu \quad (17)$$

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad (18)$$

Centrální přímkou, kterou může být referenční hodnota znaku kvality sledované charakteristiky, odpovídá hodnotě  $\mu$ . Regulační meze určují pásmo působení náhodných příčin variability, přičemž jejich vzdálenost je na obě strany od  $CL$  vymezena trojnásobkem směrodatné odchylky výběrové charakteristiky. Dolní a horní regulační mez jsou dány vztahem (Kupka, 2001)

$$LCL = \mu - 3 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad (19)$$

$$UCL = \mu + 3 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad (20)$$

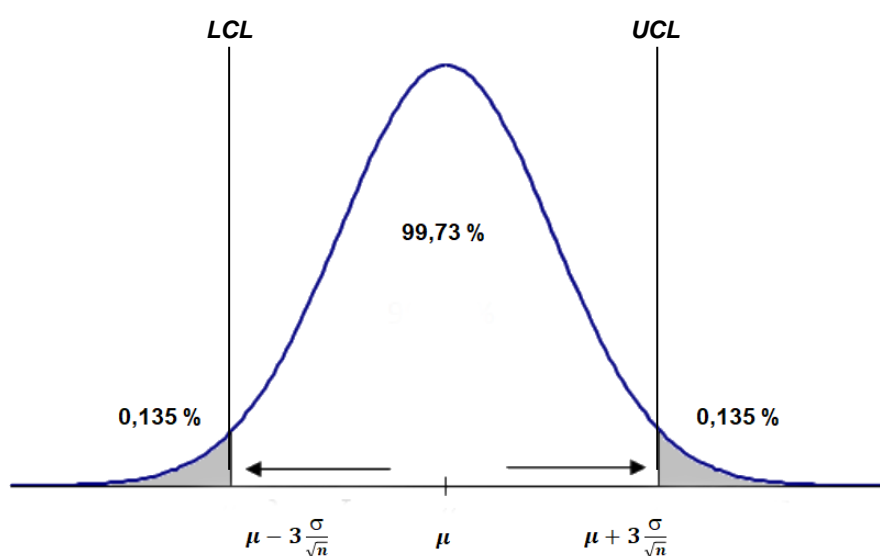
Výstražné meze jsou označovány  $LWL$  a  $UWL$ . Jejich poloha je určena dvojnásobkem směrodatné odchylky výběrové charakteristiky od  $CL$  (Stapenhurst, 2005)

$$LWL = \mu - 2 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad (21)$$

$$UWL = \mu + 2 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad (22)$$

Za předpokladu normálního rozdělení  $N(\mu, \sigma^2)$  regulované veličiny  $X$ , lze očekávat, že se v regulačních mezích vyskytuje 99,73 % hodnot průměrů (Montgomery, 2009). V důsledku toho se s pravděpodobností 0,27 % vyskytne bod mimo regulační meze, aniž došlo ke změně střední hodnoty procesu (viz obr. 2.3). Výskyt bodu

mimo regulační meze, při kterém nedošlo ke změně parametru procesu, je nazýván chybou I. druhu, nebo také falešným signálem o riziku  $\alpha$ . Dále existuje chyba II. druhu s chybějícím signálem o riziku  $\beta$ . Jedná se o případ, kdy je proces skutečně ovlivněn vymezitelnou příčinou, nicméně v diagramu není tento stav odhalen, protože hodnota výběrové charakteristiky leží uvnitř regulačních mezí. Statistická regulace procesu tedy představuje určitou formu testování hypotéz. Nulová hypotéza  $H_0$  ve statistické regulaci procesu znamená, že proces je statisticky zvládnutý (parametry procesu se nemění), alternativní hypotéza  $H_1$ , že proces není pod statistickou kontrolou (Tošenovský a Noskiewičová, 2000).



Zdroj: Jarošová, 2011

### **Obr. 2.3 Rozdělení výběrových průměrů**

Další charakteristikou je průměrná délka přeběhu *ARL* sloužící k hodnocení účinnosti regulačního diagramu. U statisticky zvládnutého procesu se průměrná doba přeběhu značí jako  $ARL(0)$  a je převrácenou hodnotou pravděpodobnosti výskytu falešného signálu  $\alpha$

$$ARL(0) = \frac{1}{\alpha} \quad (23)$$

Tato charakteristika představuje průměrný počet výběrů podskupin, které se nacházejí mezi signály upozorňujícími na možnou změnu parametrů procesu. Hodnota  $ARL(0)$  musí být co největší, aby se předešlo zbytečnému plýtvání nákladů v souvislosti se zbytečným přeregulováním procesu. V případě regulačního

diagramu pro průměr s  $3\sigma$  mezemi platí  $\alpha = 0,27 \%$ ,  $ARL(0) = 370$  (Montgomery, 2009).

Průměrná délka přeběhu  $ARL(\delta)$  vyjadřuje průměrný počet výběrů, po kterých dojde k odhalení reálné odchylky o velikosti  $\delta$  (Jarošová a Noskiewičová, 2015).

$$ARL(\delta) = \frac{1}{1 - \beta} \quad (24)$$

kde  $\beta$  je riziko chybějícího signálu.

Rychlost odhalení závisí na vzdálenosti skutečné hodnoty procesu  $\mu$  vůči  $CL$  a na rozsahu podskupin  $n$ . Čím je posun a rozsah větší, tím rychleji jsou posuny střední hodnoty odhaleny.

## 2.4 Etapy statistické regulace procesu

Hlavním posláním statistické regulace procesu je „dosažení a udržování procesu ve statisticky zvládnutém stavu tak, aby se zajistila shoda produktů se specifikovanými požadavky“ (Jarošová a Noskiewičová, 2015, s. 51). Ze samotné definice je patrné, že tento proces je nutné absolvovat v několika postupných krocích, které na sebe logicky navazují. Autorky jednotlivé kroky popisují následovně:

1. přípravná etapa,
2. zabezpečení statisticky zvládnutého procesu,
3. analýza a zabezpečení způsobilosti procesu,
4. etapa dlouhodobé statistické regulace procesu.

Přípravná etapa se zaměřuje především na identifikaci cíle, který bude dále regulován. Mezi další podstatné aktivity například patří vymezení souvisejících znaků kvality, vhodného kontrolního místa, správné metody pro získání hodnot vybraného znaku kvality, analýza měřicího systému, podrobnosti o výběru a volba vhodného regulačního diagramu.

Hlavním cílem následující etapy je odhalení a eliminace zvláštních příčin, které jsou pro sledovaný proces nežádoucí. Od této etapy se zároveň očekává, že napomůže vytvořit takové podmínky, které zamezí dalšímu výskytu nepřírozené variability.

Neméně důležitou etapou je analýza a zabezpečení způsobilosti procesu. Zde je zkoumáno, zda proces, který byl v předchozím kroku statisticky zvládnut, naplňuje požadavky zákazníka. Příkladem takového požadavku jsou dvoustranné toleranční meze pro sledovaný rozměr obráběné součástky. Příčinou systematického překračování těchto tolerančních mezí nemusí být vymezené příčiny, protože již byly odstraněny v rámci fáze předchozí, ale může se jednat o příliš velké náhodné kolísání nebo změnu polohy procesu.

Závěrečná, udržovací etapa nastává v okamžiku, kdy je proces dlouhodobě uchován ve statisticky zvládnutém a způsobilém stavu. V této etapě jsou využívány regulační diagramy z druhé fáze s cílem sledovat narušení stability procesu. Na případné překročení mezí je nutné zareagovat odstraněním příčin, přičemž meze regulačních diagramů je vhodné po určité době revidovat.

## **2.5 Předpoklady pro použití regulačních diagramů**

Zvláštní pozornost je nutné věnovat splnění hlavních předpokladů pro použití regulačních diagramů pro individuální hodnoty. Na prvním místě je normalita rozdělení dat, dále se očekává nezávislost (nekorelovanost) dat, nepřítomné vybočující hodnoty, konstantní střední hodnota procesu a konstantní rozptyl (směrodatná odchylka) dat (Štědroň a kol., 2012). Při nesplnění těchto předpokladů musí být použit jiný regulační diagram (Kupka, 2001).

### **2.5.1 Normální rozdělení**

Běžný způsob ověření normality spočívá ve využití grafické analýzy. Používá se normální pravděpodobnostní graf, jehož vodorovná osa zobrazuje uspořádané hodnoty sledované veličiny  $X$  a svislá osa obsahuje odpovídající kvantily normálního rozdělení. V případě, že sledovaná data kopírují průběh grafem proložené přímky, považuje se předpoklad normality za splněný.

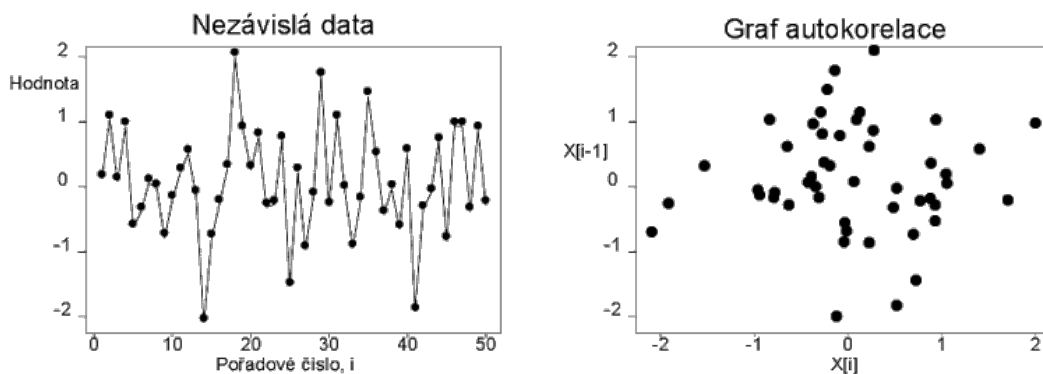
Další možností jsou testy normality. Nulová hypotéza  $H_0$  vyjadřuje předpoklad, že hodnocená data odpovídají normálnímu rozdělení. Alternativní hypotézou  $H_1$  je jiné rozložení dat posuzovaného souboru. O zamítnutí předpokladu normality na zvolené hladině významnosti  $\alpha$  se rozhoduje na základě výsledné  $p$ -hodnoty. Platí-li  $p$ -hodnota  $< \alpha$ , pak na hladině významnosti  $\alpha$  hypotézu  $H_0$  zamítáme. V opačném případě lze předpoklad normality považovat za splněný.

## 2.5.2 Nezávislost

Nezávislost spočívá ve zcela nahodilém kolísání hodnot okolo střední hodnoty  $\mu$  (viz obr. 2.4). V případě, že tyto hodnoty budou ovlivňovány předchozí hodnotou, jsou měření považována za lineárně závislá (viz obr. 2.5). Tato závislost se nazývá autokorelací 1. řádu a lze ji vyjádřit vztahem (Kupka, 2001)

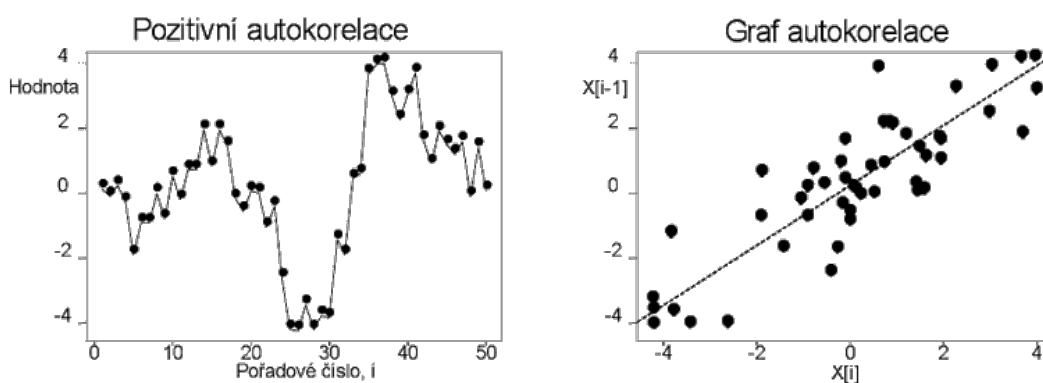
$$x_i = \rho x_{i-1} + e_i, \quad i = 1, 2, \dots, T \quad (25)$$

Ze vzorce vyplývá, že hodnota znaku kvality  $x_i$  závisí na předchozí hodnotě znaku kvality  $x_{i-1}$  a velikosti náhodné chyby  $e_i$ . Nabývá-li autokorelační koeficient  $\rho$  kladné hodnoty, je autokorelace pozitivní, v opačném případě se jedná o autokorelaci negativní, přičemž nulová hodnota svědčí o sériové nezávislosti (Kupka, 2001).



Zdroj: Kupka, 2001

**Obr. 2.4 Nezávislá data, v grafu autokorelace není lineární závislost dat**



Zdroj: Kupka, 2001

**Obr. 2.5 Pozitivně autokorelovaná data, v grafu autokorelace je lineární závislost dat**

Ignorování přítomnosti autokorelace vede ke zkreslení odhadu rozptylu sledovaného znaku kvality při používání regulačních diagramů. V případě pozitivní autokorelace je podhodnocený odhad rozptylu sledovaného znaku kvality, díky kterému jsou regulační meze klasického diagramu příliš blízko. Důsledkem je častější výskyt falešných signálů. Negativní autokorelace naopak snižuje účinnost regulačních diagramů, protože odhad rozptylu je nadhodnocen a regulační meze jsou příliš vzdálené (Jarošová, Noskievičová, 2015).

Přítomnost autokorelace lze ověřit pomocí testů náhodnosti. O platnosti nulové hypotézy lze rozhodnout porovnáním  $p$ -hodnot se zvolenou hladinou významnosti  $\alpha$ .

### **2.5.3 Konstantní střední hodnota procesu**

Předpoklad konstantní střední hodnoty procesu lze ověřit pomocí jednofaktorové analýzy rozptylu ANOVA. Cílem je ověřování významnosti rozdílů průměrů mezi více skupinami prostřednictvím F-testu. Nulová hypotéza předpokládá rovnost středních hodnot v okamžicích výběrů. Je-li ANOVA test součástí zvoleného softwaru, je pro vyhodnocení využita  $p$ -hodnota, na jejímž základě dojde k zamítnutí nulové hypotézy na zvolené hladině významnosti  $\alpha$ , platí-li, že  $p$ -hodnota je menší než  $\alpha$ .

### **2.5.4 Konstantní rozptyl**

K ověření tohoto předpokladu lze opět využít F-test s nulovou hypotézou  $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 \dots = \sigma_k^2$ . Například Cochranův test porovnává největší rozptyl s nejmenším rozptylem, nicméně u všech výběrů vyžaduje stejný rozsah podskupin, zatímco Bartlettův test stejné rozsahy skupin nevyžaduje, není však vhodný pro malé skupiny pozorování do rozsahu 6 (Jarošová a Noskievičová, 2015). Řada statistických softwarových produktů těmito testy disponuje a pro jejich vyhodnocení lze opět využít vygenerované  $p$ -hodnoty. Například Cochranův test je součástí SPSS Statistics a Statgraphics Centurion, Brown-Forsytheův i Bartlettův test jsou dostupné v Minitab.

### **2.5.5 Nepřítomnost vybočujících hodnot**

Termín vybočující hodnota označuje bod, který se výrazně liší od ostatních. V zahraniční literatuře se používá termín outlier (Montgomery, 2009). Příkladem



výskytu vybočující hodnoty je opomenutí zápisu desetinné čárky. Chybně zaevidovaný údaj se jeví jako extrém, u něhož je na první pohled patrné, že se zcela liší od posuzovaného souboru dat. V důsledku této odlehle hodnoty se zvyšuje rozptyl dat.

Rozdělení dat lze testovat na přítomnost vybočujících hodnot opět pomocí odpovídajících statistických testů. Avšak Kupka (2001) upozorňuje, že v případě pozitivního nálezu není vždy správným řešením bez hlubší úvahy označená data zcela vypustit, protože by to mohlo významně ovlivnit další rozhodování.

## 2.6 Typy Shewhartových regulačních diagramů pro regulaci měření

Pokud lze sledované znaky kvality změřit, přesněji řečeno vyjádřit číselně, pak je použita dvojice regulačních diagramů měření. V opačném případě se používá jeden regulační diagram srovnáním<sup>1</sup>. Regulace měření využívá záměrně dvojici regulačních diagramů, protože každý má svoji nezaměnitelnou úlohu. První slouží ke sledování střední hodnoty procesu a druhý je určen ke kontrole variability uvnitř podskupin.

Vhodné dvojice regulačních diagramů měření se primárně řídí rozsahem logických podskupin  $n$ . Pro rozsah o velikosti jedna, tedy situaci, kdy nelze vytvořit podskupinu, přichází v úvahu diagram pro individuální hodnoty a klouzavá rozpětí  $x_j$ ,  $MR$ . Ryan ve své publikaci (2007) doporučuje alespoň 100 pozorování ve fázi zabezpečení statisticky zvládnutého procesu a alespoň 300 pozorování ve fázi dlouhodobé statistické regulace procesu. Charakteristickým příkladem je automatická kontrola, která probíhá u 100 % produkce, nebo destruktivní zkoušky, u kterých je neekonomické zabezpečit kontrolu více jednotek. Pokud je rozsah menší než 10, pracuje se s diagramy pro průměr  $\bar{x}$  nebo medián<sup>2</sup>  $\tilde{x}$  a rozpětí  $R$ . U těchto diagramů je doporučováno vycházet z 20 až 25 podskupin o rozsahu  $n = 3$  až 5 (Montgomery, 2009). Poslední variantou je diagram pro průměr  $\bar{x}$  a směrodatnou odchylku  $s$ , který se týká především podskupin s více než 10 prvky.

---

<sup>1</sup> Ze zadání této práce vyplývá, že praktická část se bude týkat měřitelného znaku kvality, proto se teoretická část nebude zabývat diagramy srovnáním.

<sup>2</sup> Jedná se o alternativu k diagramu pro průměr. Vhodný pro ruční vedení diagramu s rozsahem, který tvoří liché číslo (Tošenovský, 2000).

### 2.6.1 Diagram pro průměr a rozpětí

Sestavení diagramů vychází z odhadu střední hodnoty  $\mu$  a směrodatné odchylky  $\sigma$ . Právě prvně jmenovaný diagram  $\bar{x}$  je určen ke kontrole střední hodnoty regulovaného znaku kvality, proto lze sledovat variabilitu mezi logickými podskupinami. První krok konstrukce diagramu pro průměr spočívá ve výpočtu průměru jednotlivých podskupin o stejném rozsahu  $n$ . Odhad střední hodnoty regulovaného znaku kvality  $\mu$  se provede pomocí celkového průměru  $\bar{\bar{x}}$  (například Qiu, 2014)

$$\hat{\mu} = \bar{\bar{x}} = \frac{\bar{x}_1 + \bar{x}_2 + \dots + \bar{x}_k}{k} \quad (26)$$

kde  $k$  je počet podskupin.

$R$  diagram sleduje variabilitu uvnitř jednotlivých podskupin, což vyplývá i z následujícího vzorce (Qiu, 2014)

$$R_i = x_{i,max} - x_{i,min} \quad (27)$$

Směrodatná odchylka je odhadnuta pomocí průměru těchto rozpětí

$$\hat{\sigma} = \frac{\bar{R}}{d_2} \quad (28)$$

kde

$$\bar{R} = \frac{R_1 + R_2 + \dots + R_k}{k} \quad (29)$$

$\bar{R}$  je průměrné rozpětí a  $d_2$  je součinitel jehož hodnoty jsou uvedeny například v normě ČSN ISO 7870-2.

Regulační meze diagramu pro průměr vychází ze vzorců (19) a (20), kde za střední hodnotu a směrodatnou odchylku je nutné dosadit jejich odhad podle formulací (26) a (28). Norma ČSN ISO 7870-2 uvádí odlišný způsob zápisu výpočtu

$$LCL = \bar{\bar{x}} - A_2\bar{R} \quad (30)$$

$$UCL = \bar{\bar{x}} + A_2\bar{R} \quad (31)$$

kde hodnoty  $A_2 = \frac{3}{d_2\sqrt{n}}$  pro různá  $n$  jsou v ČSN ISO 7870-2.

Regulační meze diagramu pro klouzavá rozpětí vycházejí z centrální přímky  $\bar{R}$  a příslušných součinitelů  $D_3$  a  $D_4$  uvedených opět v normě ČSN ISO 7870-2

$$LCL = D_3 \bar{R} \quad (32)$$

$$UCL = D_4 \bar{R} \quad (33)$$

## 2.6.2 Diagram pro individuální hodnoty a klouzavá rozpětí

Protože není možné měřit variabilitu uvnitř skupin, používají se klouzavá rozpětí, tj. absolutní hodnota rozdílu dvou po sobě jdoucích pozorování (Montgomery, 2009)

$$MR_i = |x_i - x_{i-1}| \quad (34)$$

přičemž  $i = 2, 3, \dots, k$ .

Konstrukce všech Shewhartových diagramů je podobná především v tom, že regulační meze jsou 3 sigma meze. Diagram pro individuální hodnoty  $x_j$  obsahuje centrální přímku, kterou tvoří průměr ze všech individuálních pozorování  $\bar{x}$ . Centrální přímka diagramu pro klouzavá rozpětí je dána výše zmíněným průměrem  $\overline{MR}$ . Regulační meze diagramu pro klouzavá rozpětí jsou po zjednodušení pomocí součinitelů  $D_3 = 0$  a  $D_4 = 3,267$  (ČSN ISO 7870-2) dány vztahem

$$LCL = 0 \quad (35)$$

$$UCL = 3,267 \overline{MR} \quad (36)$$

Regulační meze diagramu pro individuální hodnoty se vypočítají následovně (Montgomery, 2009)

$$LCL = \bar{x} - \frac{3}{d_2} \overline{MR} \quad (37)$$

$$UCL = \bar{x} + \frac{3}{d_2} \overline{MR} \quad (38)$$

přičemž  $\overline{MR}$  je průměr z klouzavých rozpětí. Pro  $n = 2$  je  $d_2 = 1,128$  (ČSN ISO 7870-2)

$$LCL = \bar{x} - 2,66 \overline{MR} \quad (39)$$

$$UCL = \bar{x} + 2,66 \overline{MR} \quad (40)$$

### 2.6.3 Diagram pro průměr a směrodatnou odchylku

I v tomto případě vychází konstrukce diagramů ze základních vzorců (19), (20) a (26). Diagram pro směrodatnou odchylku opět vychází z centrální přímky, která je určena průměrnou směrodatnou odchylkou  $\bar{s}$ . Regulační meze diagramu pro průměr se určí podle vztahů

$$LCL = \bar{\bar{x}} - A_3\bar{s} \quad (41)$$

$$UCL = \bar{\bar{x}} + A_3\bar{s} \quad (42)$$

kde

$$\bar{s} = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k s_j \quad (43)$$

přičemž

$$s_j = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_j)^2} \quad (44)$$

Regulační meze diagramu pro směrodatnou odchylku jsou dány takto (ČSN ISO 7870-2, 2018)

$$LCL = B_3\bar{s} \quad (45)$$

$$UCL = B_4\bar{s} \quad (46)$$

## 2.7 Regulační diagram CUSUM

Diagramy CUSUM umožňují velmi rychle odhalit posuny střední hodnoty o malé a střední velikosti. Na rozdíl od Shewhartova regulačního diagramu, zohledňuje vynášená charakteristika u diagramu CUSUM všechna předchozí pozorování.

Princip této metody je založen na kumulaci součtu odchylek od cílové střední hodnoty  $C_j$ . Diagram CUSUM může mít podobu diagramu pro výběrové průměry  $\bar{x}$  a diagramu individuálních hodnot  $x_j$ . Existují dvě formy diagramu. První z nich je rozhodovací V-mask a druhou jsou rozhodovací meze. Vzhledem k převládajícím nevýhodám V-masky (například složitá konstrukce nebo uživatelsky náročnější porozumění) je upřednostňován tabelární CUSUM. Hodnota kumulovaných součtů

se porovnává se dvěma rozhodovacími mezemi  $+H$  a  $-H$ . Hodnota statistiky CUSUM v případě diagramu pro individuální hodnoty je vypočtena následujícím způsobem (Jarošová, Noskiewičová 2015)

$$C_j^+ = \max[0, x_j - (\mu_0 + K) + C_{j-1}^+] \quad (47)$$

$$C_j^- = \max[0, -(\mu_0 - K) - x_j + C_{j-1}^-] \quad (48)$$

kde  $K$  je tzv. referenční hodnota,  $C_j^+$  je horní CUSUM a  $C_j^-$  je dolní CUSUM.

Vlastnosti diagramu CUSUM s rozhodovacími mezemi jsou ovlivňovány pomocí parametrů  $K$  a  $H$ . Velikost parametru  $K$  pro diagram CUSUM pro individuální hodnoty se určí vztahem (Montgomery, 2009)

$$K = k\sigma \quad (49)$$

kde  $\sigma$  je směrodatná odchylka procesu a hodnota parametru  $k$  se obvykle volí 0,5 (Montgomery, 2009).

Velikost parametru  $K$  pro diagram CUSUM pro průměry (Montgomery, 2009)

$$K = k \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad (50)$$

kde  $n$  je rozsah podskupiny.

Velikost parametru  $H$  pro diagram CUSUM pro individuální hodnoty je dána vztahem (Montgomery, 2009)

$$H = h\sigma \quad (51)$$

a pro diagram CUSUM pro průměry (Montgomery, 2009)

$$H = h \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad (52)$$

kde hodnota parametru  $h$  určuje vlastnosti diagramu ve vztahu k průměrné délce přeběhu  $ARL(0)$  i  $ARL(\delta)$  při různých posunech procesu. Přijatelných hodnot  $ARL$  je obvykle dosaženo volbou parametrů  $h = 4$  nebo  $h = 5$  a  $k = 0,5$  (Montgomery, 2009).

## 2.8 Regulační diagram EWMA

Diagram EWMA funguje na principu exponenciálně vážených klouzavých průměrů. Lze jej použít pro průměry podskupin, nicméně primárně je určen pro individuální

pozorování. Hodnotu monitorovaného znaku kvality  $x_t$  lze vyjádřit střední hodnotou  $\mu$  a složkou náhodného kolísání  $\varepsilon_t$ . Velikost  $\mu$  se postupně odhaduje prostřednictvím exponenciálně váženého klouzavého průměru  $z_t$ , který lze vyjádřit takto (Montgomery, 2009)

$$z_t = \lambda x_t + (1 - \lambda)z_{t-1} \quad (53)$$

kde konstanta  $\lambda$  určuje váhu, s jakou starší data vstupují do výpočtu statistik  $z_t$ , přičemž nabývá hodnot v rozmezí od 0 do 1. Hodnoty blíží se 1 kladou větší váhu nejnovějším datům, naopak hodnoty blíží se 0 dávají větší váhu starším datům. Například při konstantě  $\lambda = 1$  je statistika  $z_t$  shodná se statistikou Shewhartova regulačního diagramu pro individuální pozorování.

Obdobně i centrální přímkou  $CL$  se v diagramu pro individuální hodnoty stanovuje z průměru dříve naměřených hodnot nebo může být součástí zadání v podobě střední hodnoty regulovaného znaku kvality (Montgomery, 2009).

Počáteční hodnota střední hodnoty  $z_0$  vychází například z průměru předběžně naměřených dat. K hodnocení účinnosti je i zde využívána průměrná délka přeběhu, přičemž hodnota  $ARL$  pro určitý posun je ovlivněna volbou parametrů  $\lambda$  a  $L$ . Parametr  $\lambda$  nabývá hodnot 0 až 1, menší hodnoty slouží k detekci malých změn procesu. Parametr  $L$  určuje vzdálenost regulačních mezí od centrální přímky a jeho velikost se volí v závislosti na  $\lambda$ . Výpočet regulačních mezí  $UCL_j$  a  $LCL_j$  je dán následujícím vztahem (Montgomery, 2009)

$$UCL_j = \mu_0 + L\sigma_{z_j}, \quad LCL_j = \mu_0 - L\sigma_{z_j} \quad (54)$$

kde směrodatná odchylka je dána vztahem

$$\sigma_{z_j} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{\lambda}{2 - \lambda} [1 - (1 - \lambda)^{2j}]} \quad (55)$$

Směrodatná odchylka  $\sigma$  může být například odhadnuta z předchozích měření, ve kterých byl proces pod kontrolou.

Optimální nastavení hodnot parametrů  $\lambda$  a  $L$  vychází z nomogramů (Crowder, 1989). Prvním krokem je stanovení velikosti kritické odchylky  $\delta_{krit}$ , kterou je třeba rychle odhalit. Dále je pro odpovídající  $ARL(0)$  a  $\delta_{krit}$  odečten z prvního nomogramu

parametr  $\lambda$  (viz obr. 5.4). Ve druhém nomogramu je pro odpovídající  $ARL(0)$  a parametr  $\lambda$  odečten parametr  $L$  (viz obr. 5.5).

Na rozdíl od diagramu CUSUM, lze diagram EWMA používat i pro data, která neodpovídají normálnímu rozdělení. Další výhodou spočívá v možnosti aplikace u autokorelovaných dat.

## 2.9 Způsobnost procesu

Schopnost procesu trvale vyhovět zákazníkům stanoveným kritériím se nazývá způsobností. Obdobně jako u SPC, i při hodnocení způsobnosti procesu se sleduje variabilita a společně s ní, se pozoruje i poloha procesu vůči stanoveným mezím. Pro analýzu okamžité variability se používají ukazatele způsobnosti a kolísání znaku kvality v čase se hodnotí pomocí ukazatelů výkonnosti. Analýza způsobnosti se provádí výhradně u procesů, které jsou statisticky zvládnuté.

### 2.9.1 Ukazatele způsobnosti

#### Ukazatel $C_p$

Výchozím ukazatelem způsobnosti je  $C_p$ . Jeho vyjádření je dáno vztahem (Plura, 2015)

$$C_p = \frac{USL - LSL}{6\sigma} \quad (56)$$

přičemž  $USL$  a  $LSL$  představují předepsané mezní hodnoty a  $\sigma$  směrodatnou odchylku sledovaného znaku kvality  $X$ . Ukazatel  $C_p$  tedy srovnává přípustnou variabilitu vyjádřenou šířkou tolerančního pole a přirozenou variabilitu definovanou intervalem o velikosti 6 směrodatných odchylek. Za způsobilé procesy lze považovat ty, jejichž přípustná variabilita dostatečně převyšuje tu přirozenou. V těchto případech musí šířka tolerančního pole odpovídat alespoň  $8\sigma$ , aby hodnota  $C_p$  byla větší než 1,33. Za nezpůsobilé procesy lze považovat ty, kde šířka tolerančního pole nedosahuje  $6\sigma$  a hodnota  $C_p$  je menší než 1. Ostatní procesy lze považovat za podmíněčně způsobilé (Considine, 1995).

Hlavním předpokladem tohoto ukazatele je centrováný proces s normálním<sup>3</sup> rozdělením sledované veličiny. Necedrováný proces se stejnou hodnotou  $C_p$

---

<sup>3</sup> Předpoklad ověření normality koresponduje s postupem uvedeným v kapitole věnované SPC.

generuje vyšší podíl neshodných, než je tomu u procesu centrovaného. Základní ukazatel  $C_p$  tedy sám o sobě nedává představu o podílu hodnot mimo meze (viz obr. 2.6).

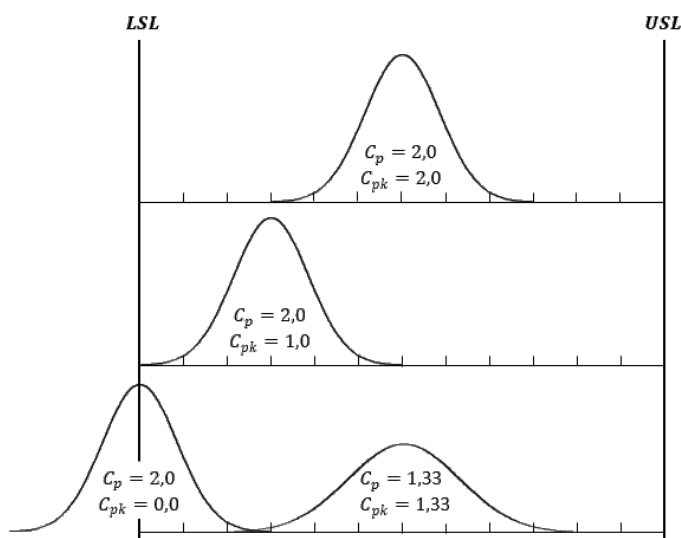
### Ukazatel $C_{pk}$

Díky této skutečnosti byl zaveden ukazatel pro zohlednění skutečné polohy procesu  $C_{pk}$ , jehož hodnota odpovídá menšímu z dvojice jednostranných ukazatelů  $C_{pU}$  a  $C_{pL}$  udávajících polohu  $\mu$  vůči toleranční mezi (Jarošová, Noskievičová, 2015)

$$C_{pU} = \frac{USL - \mu}{3\sigma}, \quad C_{pL} = \frac{\mu - LSL}{3\sigma} \quad (57)$$

Odhad ukazatelů způsobilosti vychází z odhadů  $\hat{\mu}$  a  $\hat{\sigma}$  podle dříve uvedených vzorců v oddílu 2.6, například (26) a (28).

Nezpůsobilost procesu může být zapříčiněna více faktory. V první řadě jeho chybným seřízením vůči tolerančním mezím, což se projevuje ukazatelem  $C_{pk} < 1,33$ . Dále vysokou variabilitou, o které svědčí ukazatel  $C_p < 1,33$  a nakonec i kombinací obojího.



Zdroj: Plura, 2001

**Obr. 2.6 Ukazatele způsobilosti  $C_p$  a  $C_{pk}$**

V průmyslové praxi se způsobilost procesu zpravidla hodnotí ukazatelem  $C_{pk}$ , přičemž je-li jeho hodnota alespoň 1,33, dojde k uspokojení požadavků většiny



zákazníků (McConnell, Kircher, McMordie, 2005; Puskar, 2009). Avšak v elektronickém průmyslu se lze setkat s mnohem vyššími požadavky na úroveň kvality procesu, protože cílem je ukazatel  $C_p = 2$  a centrováný proces.

### Ukazatele výkonnosti

Existují procesy, u nichž je okamžitá variabilita neměnná, nicméně v průběhu času se jejich střední hodnota mění. V tento okamžik přestává být splněn předpoklad konstantních parametrů procesu a je nutné pro jejich hodnocení zvolit ukazatele výkonnosti (AIAG, 2010). Odhady těchto ukazatelů se označují  $\hat{P}_p$ ,  $\hat{P}_{pU}$ ,  $\hat{P}_{pL}$  a  $\hat{P}_{pk}$ . Vzorce pro jejich výpočet jsou prakticky stejné jako (54) a (55), pouze odhad směrodatné odchylky procesu  $\hat{\sigma}$  (28) je nahrazen odhadem směrodatné odchylky procesu  $\hat{\sigma}_t$ , která nově vyjadřuje celkovou variabilitu a určí se podle následujícího vzorce

$$\hat{\sigma}_t = \sqrt{\frac{1}{kn-1} \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{\bar{x}})^2} \quad (58)$$

Parametr  $k$  zde představuje počet podskupin,  $n$  jejich rozsah,  $x_{ij}$  značí  $i$ -tou hodnotu v  $j$ -té podskupině a nakonec  $\bar{\bar{x}}$  zastupuje celkový průměr (Jarošová, 2011).

### **3 Charakteristika podniku**

Společnost ŠKODA AUTO a.s. je největším výrobcem automobilů a jejich komponentů na území České republiky. Sídlo společnosti je v Mladé Boleslavi, další tuzemské výrobní závody se nachází v Kvasinách a Vrchlabí. V roce 2018 činil průměrný počet zaměstnanců této společnosti včetně agenturního personálu 35 355 (ŠKODA, 2019).

#### **3.1 Historie**

Historie ŠKODA AUTO a.s. se začala psát v roce 1895 založením malé strojírenské firmy na výrobu jízdních kol v Mladé Boleslavi. Brzké podnikatelské úspěchy přinutily oba zakladatele Václava Laurina a Václava Klementa ke zvětšení firmy a k rozšíření výrobního portfolia o moderní motocykly. Nedostatek kapitálu, který by napomohl dalšímu růstu společnosti, přiměl její vlastníky v roce 1907 k transformaci ve společnost akciovou, nově se zaměřující na výrobu automobilů jako například model Voituretta typ A.

Mnohaleté podnikatelské úspěchy společnost opustily až po skončení první světové války, kdy firmě vážl odbyt díky neuspokojivé hospodářské situaci řady států Evropy a z toho vyplývající ztrátě dlouholetých obchodních vztahů. Řadou dalších historických událostí došlo v roce 1925 k fúzi automobilky L&K se Škodovými závody v Plzni (Dufek a Králík, 2016). Dalším historickým milníkem byl rok 1945, kdy po znárodnění koncernu Škoda byla automobilka vyčleněna a dále figurovala pod novým názvem Automobilové závody národní podnik (AZNP). Za zmínku stojí i období 1946-1947, kdy byly do AZNP začleněny podniky ve Vrchlabí a Kvasinách (Pavlínek, 2008).

Novodobá historie započala s nástupem vozu ŠKODA FAVORIT, jehož vývoj společně s dalšími problémy státem vlastněnou automobilku finančně vyčerpál, nicméně zároveň přilákal zájem zahraničních investorů. Na základě rozhodnutí vlády ČSFR došlo v roce 1991 ke spojení značky ŠKODA a koncernu VOLKSWAGEN, přičemž o devět let později již byl koncern VW jejím stoprocentním vlastníkem. Nový vlastník značku ŠKODA vyvedl z ekonomických problémů a podporoval jí ve vlastním vývoji nových modelů jako například ŠKODA OCTAVIA, která již od roku 1995 dobývá trhy celého světa.

## 3.2 Současnost

Jediným akcionářem společnosti ŠKODA AUTO a.s. (dále jen Společnost) je společnost VOLKSWAGEN FINANCE LUXEMBURG S.A. se sídlem ve Velkovévodství Lucemburském. Tato společnost je dceřinou společností VOLKSWAGEN AG. Vedle tuzemských závodů se vozy značky ŠKODA vyrábějí v Číně, Rusku, na Slovensku, v Německu, v Alžírsku a Indii. Hlavním předmětem podnikání Společnosti je vývoj, výroba a prodej automobilů, komponentů, originálních dílů a příslušenství značky ŠKODA a poskytování servisních služeb (ŠKODA, 2019).

V produktovém portfoliu Společnosti se v prvním čtvrtletí roku 2019 nachází 8 modelů. V kategorii minivozů se jedná o model ŠKODA CITIGO, třídu malých vozidel zastupuje třetí generace modelu ŠKODA FABIA. Nižší střední třídu reprezentují tři zástupci, třetí generace bestselleru ŠKODA OCTAVIA, ŠKODA RAPID a nově jeho nástupce ŠKODA SCALA. Střední třídě v České republice dominuje třetí generace vozu ŠKODA SUPERB a ve třídě SUV modely ŠKODA KAROQ, ŠKODA KAMIQ a ŠKODA KODIAQ (zároveň i ve verzi GT).

Výroční zpráva (2019) informuje o finanční situaci Společnosti za rok 2018, který lze z pohledu poptávky o její produkty považovat za rok nejúspěšnější: „zákazníkům po celém světě bylo dodáno 1 253 tis. vozidel značky ŠKODA, přičemž již popáté došlo k meziročnímu překročení počtu vyrobených vozidel, tentokrát o 4,4 %. Tržby Společnosti se zvýšily o 2,3 % na 416,7 mld. Kč.“

Vozy značky ŠKODA jsou odebírány zákazníky ze západní Evropy (tržní podíl 3,4 %, 486 356 vozů), dále ze zámoří a Asie (tržní podíl 0,7 %, 426 924 vozů), největší tržní podíl zaujmají zákazníci střední Evropy (tržní podíl 18,3 %, 207 143 vozů) a zbytek představují zákazníci východní Evropy (tržní podíl 5,8 %, 127 533 vozů).

Dokument dále hovoří o tom, že: „provozní výsledek Společnosti ve sledovaném období dosáhl výše 33,8 mld. Kč, což odpovídá meziročnímu poklesu o 16,5 %. Zisk po zdanění činil 28,9 mld. Kč, což je o 2,9 mld. Kč méně, než v roce předchozím.“ Příčiny poklesu zisku lze spatřovat především ve změnách emisní legislativy (známé pod zkratkou WLTP), pro jejíž naplnění byla Společnost nucena zareagovat odpovídajícími aktivitami, jejichž realizace se neobešla bez nárůstu výdajů.

Společnost považuje za nezbytné umět včas rozpoznat a následně reagovat na blížící se příležitosti a rizika, proto vybudovala komplexní systém pro jejich řízení. Například zaměstnanci útvaru Řízení kvality (ŠKODA, 2019): „již od prvotní fáze vývoje produktu usilují o co nejrychlejší identifikaci a odstranění problémů týkajících se kvality, aby nedocházelo k prodlevám při zahájení výroby.“ Obdobným způsobem se tento útvar věnuje i řízení kvality v provozech výroby. Zaměstnanci si kladou za cíl včasnou identifikaci negativních odchylek, na které jsou okamžitě přijímána opatření vedoucí k jejich odstranění a minimalizaci možných škod. Při dosahování svých cílů v oblasti řízení kvality využívají nejdokonalejší způsoby, statistické metody a nástroje.

## 4 Měření utahovacího momentu

Šroubové spoje představují nejčastější spojení součástí a jejich podskupin (Kletečka a Fořt, 2012). V montážních halách Společnosti se lze setkat s celou řadou procesů, kde jsou součástky spojovány právě tímto typem rozebíratelného spoje. Vozidlo se skládá z přibližně 20 000 součástí (Štrach, 2009). Například do olakované karoserie je nutné našroubovat části podvozku, jakými jsou motor, převodovka, nápravy, prvky tlumící, výfuková soustava, nebo díly karosérie, tedy dveře, kapotu a také díly interiéru, mezi které patří například sedačky, přístrojová deska, volant, stropní madla či bezpečnostní pásy.

V návaznosti na legislativní požadavky (VDI, 2012) dělí Společnost všechny typy šroubových spojů do tří kategorií, které označuje písmeny A, B a C. Kategorie A obsahuje šroubové spoje, které jsou významné z pohledu bezpečnosti. Druhá kategorie uvádí šroubové spoje důležité z hlediska funkce a poslední kategorie uvádí šroubové spoje nekritické. U všech šroubových spojů kategorie A a B je prováděno utažení pomocí elektronicky řízených šroubovacích systémů, ovšem tento proces je nutné v určitých intervalech namátkově kontrolovat. Kontrola spočívá v přeměření momentu dříve utaženého šroubového spoje ručně ovládaným momentovým klíčem.

V této kapitole je navržen experiment, který umožní analyzovat celkovou variabilitu výsledků kontrolního měření utahovacích momentů a zkoumat vliv operátorů na proces utahování šroubového spoje. Kontrolní náměry utažených šroubových spojů jsou ve Společnosti získávány pracovníky provozního útvaru montáže vozidel. Měření je uskutečňováno elektronickým momentovým klíčem, který zaznamená moment záběru bez špičky točivého momentu. Klíč drží obsluha obouruč a pootáčí s ním ve směru hodinových ručiček, dokud se neozve akustický signál na znamení dosažení momentu záběru.

### 4.1 Opakovatelnost měření

Před návrhem experimentu je nutné ověřit, zda je měření replikovatelné, protože u šroubových spojů existuje důvodné podezření, že měřením dochází k ovlivnění sledované veličiny. Tato skutečnost by zkreslovala velikost odhadu opakovatelnosti.

Ke zkoušce je vybrán šroubový spoj (dále jen jednotka), jehož nominální hodnota utahovacího momentu je podle technické dokumentace 9,2 Nm. Skutečný moment utažení jednotky byl jedním operátorem změřen (viz tab. 4.1, sloupec 0), následně byla kontrola za podmínek opakovatelnosti šestkrát zopakována (sloupce 1 až 6). Stejným způsobem jsou zkontrolovány identické spoje na dalších 2 karoseriích (spoj č. 2 a spoj č. 3). Je patrné, že po každém opakování naměřená hodnota momentu vzrostla, proto jde o nereplikovatelný systém měření.

**Tab. 4.1 Opakovatelnost**

opakování [i]	0	1	2	3	4	5	6
spoj č.1 [Nm]	9,14	10,13	14,46	16,37	17,07	18,68	19,88
rozdíl		0,99	4,33	1,91	0,70	1,61	1,2
spoj č.2 [Nm]	9,30	10,59	14,90	16,63	17,28	17,44	17,84
rozdíl		1,29	4,31	1,73	0,65	0,16	0,40
spoj č.3 [Nm]	9,25	10,47	14,31	16,52	17,12	18,51	18,97
rozdíl		1,22	3,84	2,21	0,60	1,39	0,46

## 4.2 Návrh experimentu R&R pro neopakovatelné měření

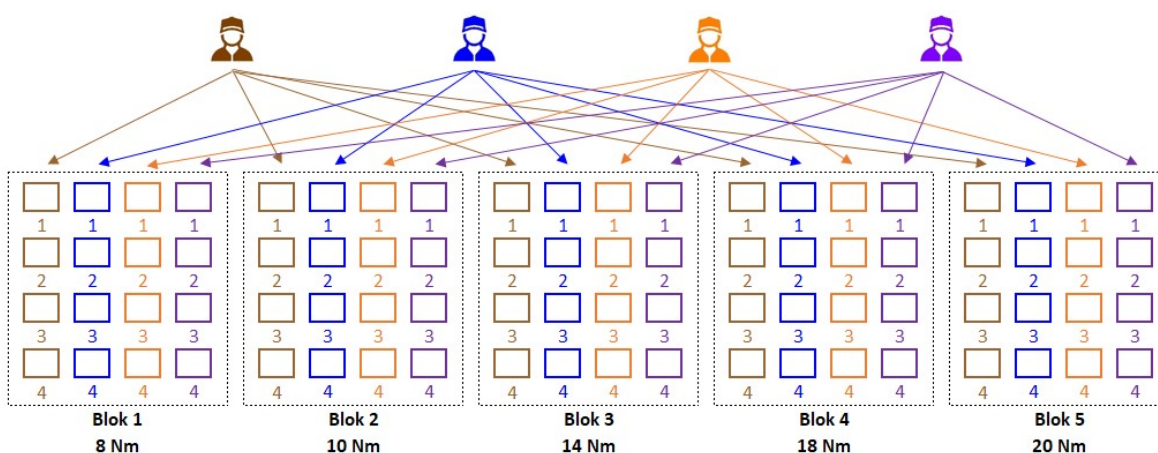
Protože měření momentu není replikovatelné, uplatní se následující postup. V experimentu je nutné nahradit opakování měření na stejné jednotce měřením podobných jednotek uspořádaných do bloků, přičemž hodnota každé z nich může být změřena právě jednou. Bloky se vzájemně liší v typu jednotky, umístění jednotky na karoserii a jmenovité hodnotě momentu jednotek (viz tab. 4.2). Například Blok 4 zahrnuje 16 jednotek šroubového spoje jmenovitého momentu 18 Nm pro utažení držáků dělicí stěny do karoserie, přičemž každá z jednotek pochází z jiné karoserie modelu SK326/1.

**Tab. 4.2 Bloky šroubových spojů**

	Blok 1	Blok 2	Blok 3	Blok 4	Blok 5
jmenovitý moment	8 Nm	10 Nm	14 Nm	18 Nm	20 Nm
typ šroubového spoje	M6x25	M6x16	M8x50	M8x20	Torx E7
umístění ve voze	frontend	kapota	podvozek	držák dělicí sítě	cockpit

Výběr bloků byl zvolen záměrně s cílem využít rozsah použitého měřidla.

Experimentu se účastnili čtyři operátoři, kteří mají zkušenosti s ručním měřením utahovacího momentu jednotek. Jednotky jsou uspořádány do pěti rozdílných bloků o rozsahu 16 jednotek. Kterýkoliv operátor musí zkontrolovat utahovací moment čtyř jednotek z každého bloku, přičemž každá z jednotek je změřena právě jednou (viz obr. 4.1). Jednotky 1 až 16 jsou operátorům přiděleny náhodně. Experiment je proveden jediným momentovým klíčem s rozsahem měření od 0 do 30 Nm, naměřené hodnoty momentu jsou součástí tabulky v příloze č. 1.



**Obr. 4.1 Experiment s křížovým uspořádáním**

Návrh představuje křížové uspořádání faktorů, kde prvním faktorem je jednotka a druhým operátor. Jelikož každý operátor musí změřit více jednotek v každém bloku (viz obr. 4.1), je použit model s interakcí.

### 4.3 Vyhodnocení experimentu

Výsledky vyhodnocení destruktivní studie R&R jsou uvedeny v tabulce 4.3 a 4.4. S ohledem na nízké  $p$ -hodnoty v prvních dvou řádcích tabulky 4.3, lze na hladině významnosti  $\alpha = 0,001$  prohlásit, že existují významné rozdíly mezi operátory a bloky. Nevýznamná je interakce, protože  $p$ -hodnota je větší než 0,05.

Zaznamenané rozdíly mezi bloky jsou v souladu s očekáváním, protože byly porovnávány bloky o odlišných hodnotách jmenovitého momentu (viz tab. 4.4).

**Tab. 4.3 R&R ANOVA, Statgraphics Centurion**

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Operators	21,567	3	7,189	17,10	0,0001
Parts	1708,44	4	427,11	1016,07	0,0000
Operators*Parts	5,04425	12	0,420354	0,49	0,9149
Residual	51,84	60	0,864		
Total	1786,89	79			

Z výsledků analýzy systému měření vyplývá, že hodnota %R&R představuje 20,771 % z celkové variability (viz tab. 4.4). Tento údaj přesahuje 10% hranici způsobilosti a zároveň je menší než limitních 30 %, proto lze systém měření považovat za podmíněně způsobilý. Odhad opakovatelnosti tvoří podstatnou část variability měřicího systému, jedná se o 71,85 %. Tento odhad je zkreslený, protože nelze oddělit opakovatelnost a variabilitu způsobenou rozdíly mezi jednotkami ve skupině. Ostatních 28,15 % přísluší reprodukovatelnosti. Počet rozdílných kategorií  $ndc = 6$ , proto lze systém měření považovat za adekvátní.

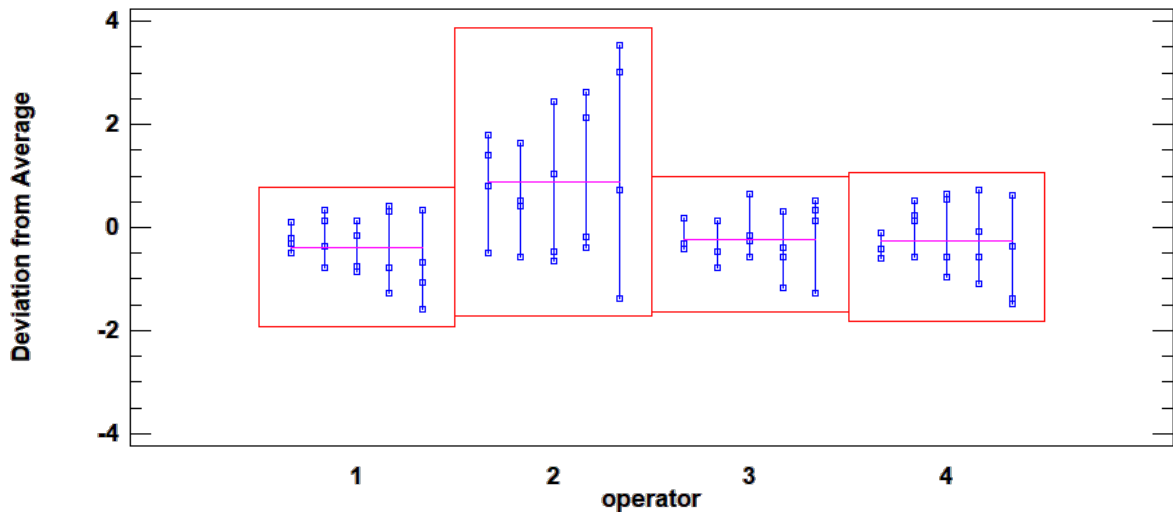
**Tab. 4.4 Opakovatelnost a reprodukovatelnost, Statgraphics Centurion**

Measurement	Estimated	Percent	Estimated	Percent	Percent
Unit	Sigma	Total Variation	Variance	Contribution	of R&R
Repeatability	0,929516	17,6069	0,864	3,10005	71,85
Reproducibility	0,581749	11,0195	0,338432	1,2143	28,15
Interaction	0,0	0,0	0,0	0,0	0,00
R & R	1,09655	20,771	1,20243	4,31435	100,00
Parts	5,16412	97,819	26,6681	95,6857	
Total Variation	5,27926	100,0	27,8705		

Number of distinct categories (ndc): 6

Rozdíly mezi způsobem měření operátorů lze pozorovat i v příslušném grafu R&R na obrázku 4.2. Zatímco poloha a rozptýlení bodů mezi operátory 1, 3 a 4 je obdobná a rozdíly jsou nevýznamné, operátor 2 ostatní převyšuje výraznější velikostí rozptylu naměřených hodnot a průměru (růžová úsečka).



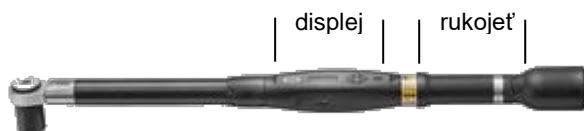


Obr. 4.2 Graf R&R, Statgraphics Centurion

#### 4.4 Návrh zásahu do procesu

I přesto, že pro experiment byli vybráni zkušení operátoři, významný podíl na vysoké variabilitě způsobené měřením představuje způsob ručního měření jednoho z nich. Za účelem identifikace kořenové příčiny rozdílu naměřených dat bylo provedeno podrobnější přezkoumání práce operátora 2.

Byla zaznamenána dvě pochybení, která souvisí s nevhodným způsobem ruční manipulace s měřidlem, díky čemuž došlo k navýšení variability měření a zvýšení střední hodnoty procesu měření. V prvním případě operátor 2 vždy nedržel momentový klíč na předepsaném místě v oblasti rukojeti, ale v místě displeje, který je blíže k hlavici měřidla (viz obr. 4.3). Operátor 2 byl tedy nucen na kratším rameni vyvinout mnohem větší sílu, a proto došlo k ovlivnění výsledných naměřených hodnot momentu. Dále bylo zaznamenáno, že tento pracovník neotáčel měřicím zařízením plynule, ale trhavými pohyby.



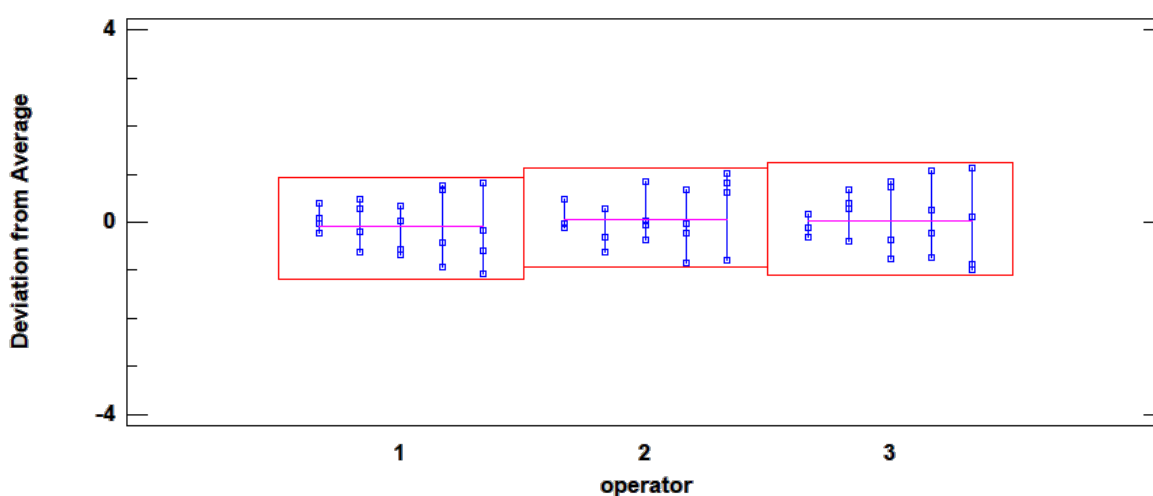
Zdroj: <https://www.atlascopco.com>

Obr. 4.3 Ručně ovládané zařízení na měření momentů

Pracovník byl seznámen s těmito nedostatky a byly mu představeny rozdílné hodnoty jeho měření v porovnání s ostatními kolegy. Dále byly pracovníkovi vysvětleny důsledky tohoto nesprávného způsobu měření, které by v případě překročení limitních hodnot vedly ke zbytečným zásahům do procesu<sup>4</sup>.

#### 4.5 Nové vyhodnocení experimentu

Za nejslabší místo systému měření lze považovat chybnou manipulaci s měřicím zařízením u operátora 2. Tyto zkrácené výsledky byly anulovány a systém měření byl opakovaně vyhodnocen u zbývajících tří operátorů.



Obr. 4.4 Graf R&R, Statgraphics Centurion

Z obrázku 4.4 je na první pohled patrné, že rozdíly mezi průměry tří operátorů jsou nevýznamné. Z tabulky 4.5 vyplývá, že interakce je nadále nevýznamná. Velikost  $p$ -hodnoty 0,6467 potvrzuje, že rozdíly mezi operátory jsou nyní nevýznamné.

Tab. 4.5 R&R ANOVA, Statgraphics Centurion

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Operators	0,206333	2	0,103167	0,46	0,6467
Parts	1234,87	4	308,717	1378,20	0,0000
Operators*Parts	1,792	8	0,224	0,57	0,7955
Residual	17,6375	45	0,391944		
Total	1254,51	59			

<sup>4</sup> Standardně ve Společnosti následuje kontrola procesu měření operátora 2, nicméně ta již není předmětem této práce.

Odhad reprodukovatelnosti je nyní nulový, díky čemuž hodnota ukazatele %R&R poklesla z předchozích 20,771 % na 12,2545 % (viz tab. 4.6). Systém měření sice nadále zůstává podmíněně způsobilý, nicméně nyní je výhradně tvořen odhadem opakovatelnosti. Jak bylo uvedeno v odstavci 4.3, odhad opakovatelnosti je nahodnocený o variabilitu způsobenou mezi jednotkami ve skupině. Počet rozdílných kategorií je  $ndc = 11$ , proto lze systém měření považovat za adekvátní.

**Tab. 4.6 Opakovatelnost a reprodukovatelnost, Statgraphics Centurion**

<i>Measurement</i>	<i>Estimated</i>	<i>Percent</i>	<i>Estimated</i>	<i>Percent</i>	<i>Percent</i>
<i>Unit</i>	<i>Sigma</i>	<i>Total Variation</i>	<i>Variance</i>	<i>Contribution</i>	<i>of R&amp;R</i>
Repeatability	0,626055	12,2545	0,391944	1,50172	100,00
Reproducibility	0,0	0,0	0,0	0,0	0,00
Interaction	0,0	0,0	0,0	0,0	0,00
R & R	0,626055	12,2545	0,391944	1,50172	100,00
Parts	5,07029	99,2463	25,7078	98,4983	
Total Variation	5,10879	100,0	26,0997		

Number of distinct categories (ndc): 11

## 5 Montážní proces

V této diplomové práci je analyzován montážní proces utahování šroubového spoje z kategorie A, konkrétně kostřícího vodiče převodovky u modelu SK326/1 vyráběného v závodě Kvasiny. Společnost při utahování tohoto typu spoje používá monitorované šroubovací systémy. Princip jejich fungování spočívá ve snímání skutečné hodnoty utahovacích parametrů v průběhu šroubování a její průběžné porovnávání s hodnotou požadovanou. Výsledný šroubový spoj je uvolněn pouze za předpokladu, že bylo dosaženo požadované hodnoty utahovacího momentu, v tomto případě 20 Nm. Použitá elektronika ovšem nezabrání relaxaci (ztrátě síly předpětí) utaženého spoje. Jedná se o důsledek existence variability způsobené například změnami v oblasti rozměrovosti spojovaných součástí, proto je nutné tento proces regulovat. V další části této diplomové práce bude navržen vhodný typ regulačního diagramu a bude provedena analýza způsobilosti procesu.

### 5.1 Ověření stability procesu

Znakem kvality je v tomto případě moment utažení šroubového spoje, proto se bude jednat o regulaci měřením. Vzhledem ke značnému množství šroubových spojů a povaze procesu, jsou kontrolní výběry ve Společnosti prováděny u všech spojů právě 1x za směnu. Tato skutečnost vylučuje možnost měření opakovat a tím vytvořit podskupinu, proto je vybrán diagram pro individuální hodnoty. V následující části bude ověřena stabilita procesu za použití tří typů regulačních diagramů pro individuální hodnoty. Konstrukci libovolného regulačního diagramu předchází sběr dat. Ve Společnosti jsou v první fázi regulace procesu data získávána ze 100 individuálních hodnot (viz příloha č. 2).

#### 5.1.1 Shewhartův regulační diagram

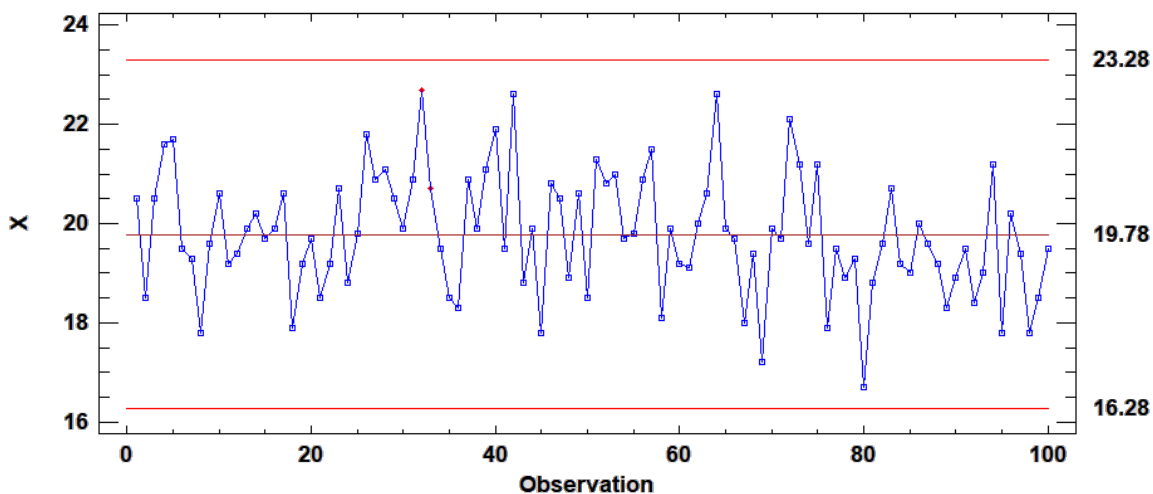
Konstrukce regulačních diagramů vychází z charakteristik  $\bar{x}$  a  $\overline{MR}$ , které jsou z naměřených hodnot vypočteny. Výpočty centrální přímký a regulačních mezí obou diagramů jsou realizovány podle vzorců uvedených v oddílu 2.6.2. Výsledné hodnoty centrální přímký a zkušebních mezí diagramu individuálních hodnot následují.

$$UCL = 23,31 \qquad CL = 19,78 \qquad LCL = 16,25$$

Parametry diagramu pro klouzavá rozpětí jsou uvedeny níže.

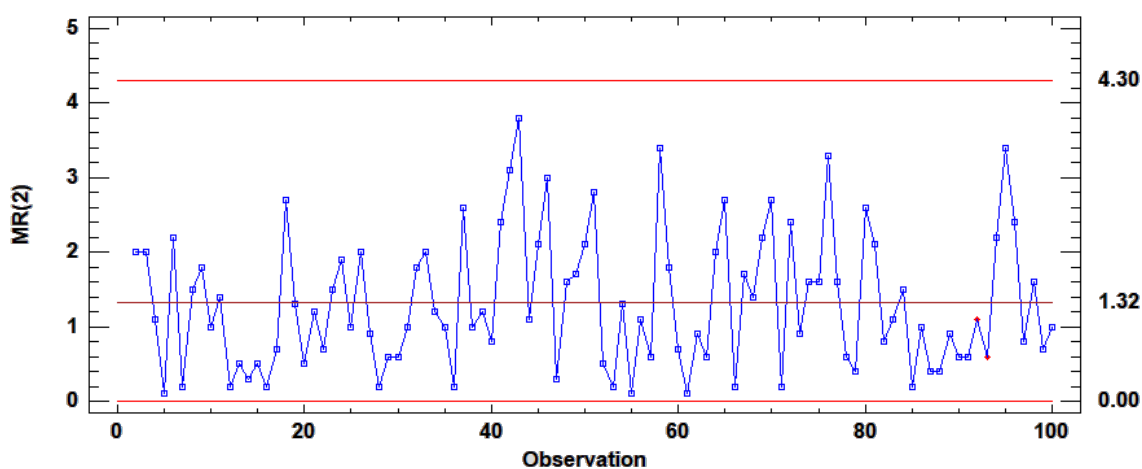
$$UCL = 4,34 \quad CL = 1,33 \quad LCL = 0$$

Vytvořené diagramy jsou uvedeny na obrázcích 5.1 a 5.2. Z obou je patrné, že všechny vynesené hodnoty se pohybují uvnitř sestavených zkušebních mezí.



Zdroj: Statgraphics Centurion

**Obr. 5.1 Regulační diagram pro individuální hodnoty**



Zdroj: Statgraphics Centurion

**Obr. 5.2 Diagram pro klouzavá rozpětí**

### 5.1.2 Regulační diagram CUSUM s rozhodovacími mezemi

V první fázi je z nasbíraných dat vypočten průměr  $\bar{x} = 19,78$  a odhad výběrové směrodatné odchylky  $\hat{\sigma} = 1,16771$ . Základním východiskem k zajištění možnosti

srovnání účinnosti diagramu CUSUM s ostatními regulačními diagramy, je zachovat hodnotu  $ARL(0)$  co nejbližší 370.

Konstrukce diagramu spočívá ve volbě správných parametrů  $k$  a  $h$ , jejichž optimální kombinací bude dosaženo dostatečně velké  $ARL(0)$  a co nejmenší  $ARL(\delta)$ . Montgomery (2009) doporučuje volit  $k = 0,5$ , což pro  $ARL(0) = 370$  znamená, že hodnota  $h = 4,77$  při posunu  $\delta = 1$  (viz tab. 5.1).

**Tab. 5.1 Parametry  $k$  a  $h$  pro  $ARL(0) = 370$  u dvoustranného tabelovaného diagramu CUSUM**

$\delta$	0	0,25	0,5	0,75	1	1,25	1,5	1,75	2	2,25	2,5	2,75	3
$ARL(\delta)$	370	75,53	28,79	15,62	9,93	6,95	5,18	4,04	3,26	2,71	2,30	2,00	3,97
$k$	-	0,15	0,25	0,40	0,50	0,65	0,75	0,85	1,00	1,15	1,15	1,15	1,20
$h$	-	10,96	8,01	5,71	4,77	3,81	3,34	2,96	2,52	2,17	2,17	2,17	6,00

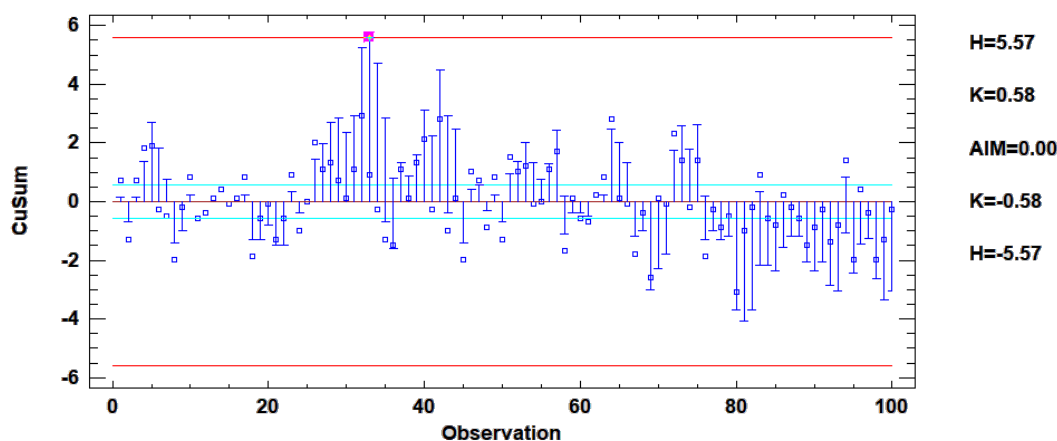
Zdroj: Statgraphics Centurion

Referenční hodnota  $K$  sloužící k výpočtu CUSUM, je vypočtena podle (48):

$$K = 0,58.$$

Hodnota obousměrných rozhodovacích mezí je vypočtena podle (50):

$$H = 5,56995 \text{ a } -H = -5,56995.$$



Zdroj: Statgraphics Centurion

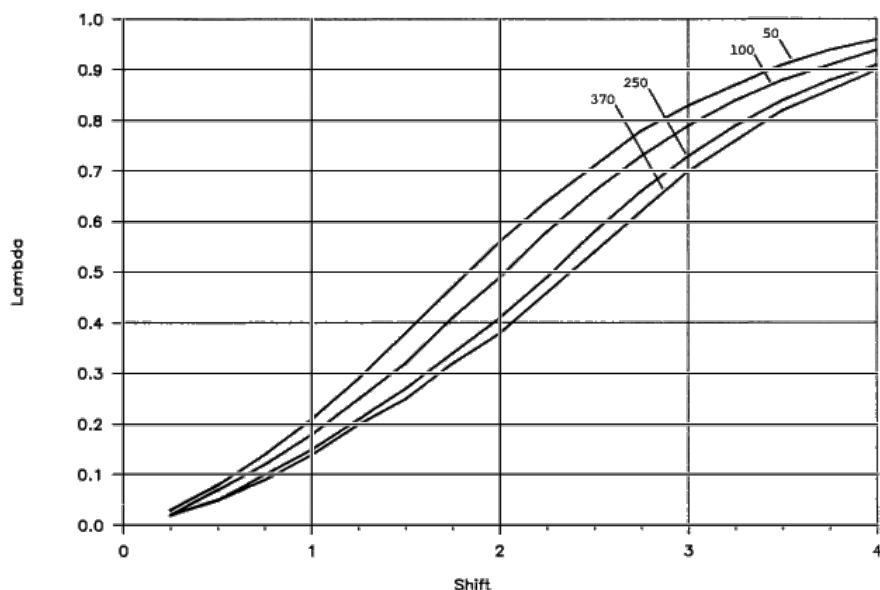
**Obr. 5.3 Regulační diagram CUSUM**

Na obrázku 5.3 je zachycen výsledný diagram CUSUM s oboustrannými zkušebními rozhodovacími mezemi pro individuální hodnoty.

Fialový bod zde signalizuje to, že hodnota kumulovaného součtu  $C_{33}^+ = 5,58118$  u 33. pozorování mírně překračuje<sup>5</sup> horní tabelovanou mez  $+H = 5,56995$ .

### 5.1.3 Regulační diagram EWMA

Pro možnost dalšího srovnání, je nutné volit takové hodnoty parametrů  $\lambda$  a  $L$ , aby se hodnota  $ARL(0)$  při nulovém posunu co nejvíce přiblížila 370. Z nomogramu na obrázku 5.4 je pro tyto hodnoty odečten parametr  $\lambda = 0,14$ .



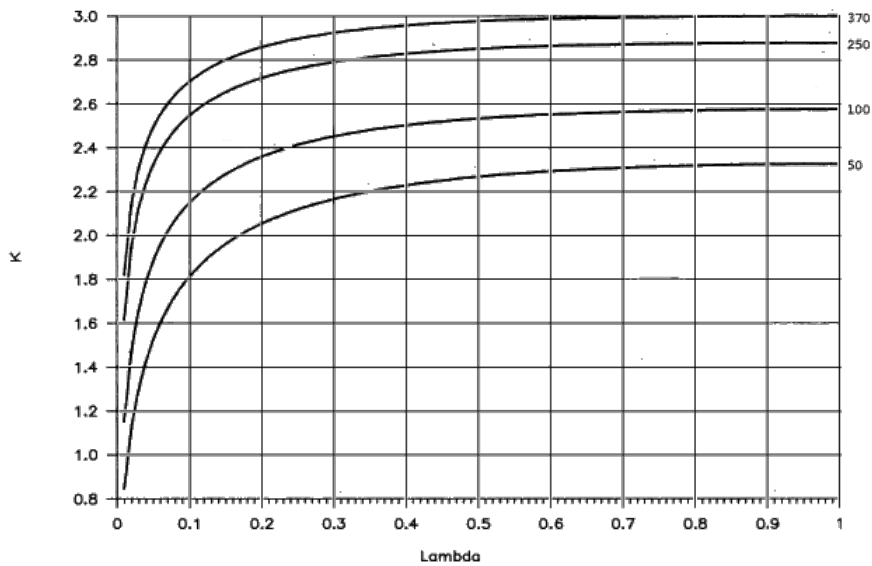
Zdroj: Crowder, 1989

**Obr. 5.4 Nomogram pro optimální  $\lambda$  v závislosti na posunu  $\delta$  pro  $ARL(0)$  50, 100, 250 a 370**

Obdobným způsobem je pro  $\lambda = 0,14$  z nomogramu na obrázku 5.5 odečten parametr  $L = 2,8$ , jenž byl prostřednictvím aplikace Statgraphics Centurion dále zpřesněn na hodnotu 2,785.

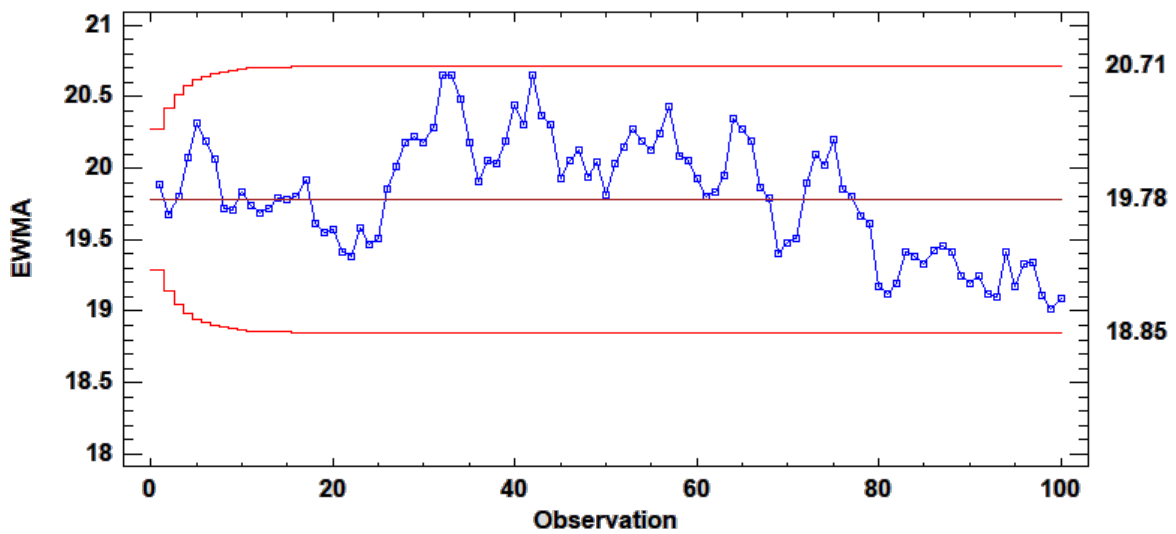
Na obrázku 5.6 se nachází výsledný regulační diagram EWMA. Všech 100 pozorování se nachází uvnitř zkušebních mezí.

<sup>5</sup> V praxi se této skutečnosti nevěnuje pozornost, protože zvolené mechanické vlastnosti šroubu i spojovaných součástí umožňují čelit daleko vyšší zátěži. Lze tedy vyloučit riziko jejich trvalého poškození.



Zdroj: Crowder, 1989

**Obr. 5.5** Nomogram pro optimální  $L$  v závislosti na parametru  $\lambda$  pro  $ARL(0)$  50, 100, 250 a 370



Zdroj: Statgraphics Centurion

**Obr. 5.6** Regulační diagram EWMA

### 5.1.4 Porovnání regulačních diagramů

Za účelem porovnání účinnosti, jsou v předchozí části pro stejný statistický vzorek 100 pozorování použity Shewhartovy, CUSUM a EWMA regulační diagramy.

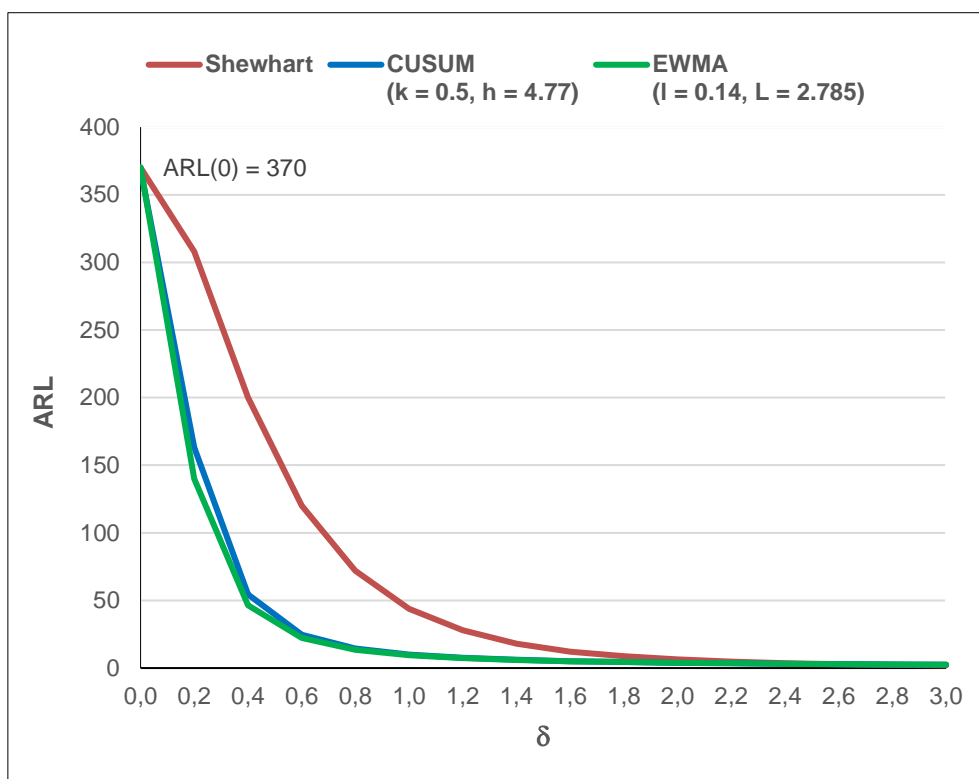


## Počet hodnot mimo regulační meze

Pomocí Shewhartových regulačních diagramů a diagramu EWMA nedošlo k zachycení žádných pozorování mimo zkušební meze. U metody CUSUM se nachází 32. pozorování jen velmi těsně nad horní rozhodovací mezí.

## ARL( $\delta$ ) pro posuny střední hodnoty

K dalšímu srovnání zmíněných diagramů lze využít i jejich průměrnou délku přeběhu  $ARL$ . Společnost by při navrhování regulačního diagramu měla požadovat  $ARL(0)$  co největší, protože se tím vyhne zbytečnému vyhledávání neexistujících odchylek v procesu. Opačný postup přichází v úvahu u charakteristiky  $ARL(\delta)$ , jehož hodnota má být minimální, protože je žádoucí zachytit odchylku včas, aby se minimalizovaly náklady spojené s pozdním odhalením chyby v procesu.



Obr. 5.7 Srovnání účinnosti regulačních diagramů: Shewhartův, CUSUM a EWMA

Graf na obrázku 5.7 byl společně s tabulkou 5.2 vytvořen za účelem porovnání zmíněných diagramů prostřednictvím průměrné délky přeběhu. U všech tří metod je výchozím stavem stejná průměrná délka přeběhu, tj.  $ARL(0) = 370$  (viz obr. 5.7). Pro metody CUSUM a EWMA byly hodnoty  $ARL(\delta)$  pro různý posun  $\delta$  získány prostřednictvím statistického softwaru Statgraphics Centurion. Například u metody

CUSUM je pro parametry  $h = 4,77$  a  $k = 0,5$  pro posun  $0,2\sigma$  hodnota  $ARL(\delta) = 163,1$  (viz obr. 5.8). Údaje pro Shewhartův diagram byly převzaty (Klein, 2000).

Zdroj: Statgraphics Centurion

**Obr. 5.8**  $ARL(\delta)$  pro CUSUM při  $0,2\sigma$

**Tab. 5.2** Srovnání účinnosti regulačních diagramů: Shewhartův, CUSUM a EWMA

Posun ( $\delta$ )	Shewhart	CUSUM ( $k = 0,5$ a $h = 4,77$ )	EWMA ( $\lambda = 0,14$ a $L = 2,785$ )
0 $\sigma$	370,0	368,8	370,4
0,2 $\sigma$	308,0	163,1	140,0
0,4 $\sigma$	200,0	54,4	46,5
0,5 $\sigma$	155,2	35,2	31,0
0,6 $\sigma$	120,0	24,6	22,3
0,8 $\sigma$	72,0	14,4	13,6
1,0 $\sigma$	43,9	9,9	9,6
1,2 $\sigma$	28,0	7,5	7,4
1,4 $\sigma$	18,0	6,1	6,0
1,6 $\sigma$	12,0	5,1	5,0
1,8 $\sigma$	8,7	4,4	4,4
2,0 $\sigma$	6,3	3,9	3,9
2,2 $\sigma$	4,7	3,5	3,5
2,4 $\sigma$	3,6	3,1	3,2
2,6 $\sigma$	2,9	2,9	2,9
2,8 $\sigma$	2,4	2,7	2,7
3,0 $\sigma$	2,0	2,5	2,5
4,0 $\sigma$	1,2	2,0	2,0
5,0 $\sigma$	1,0	1,6	1,7

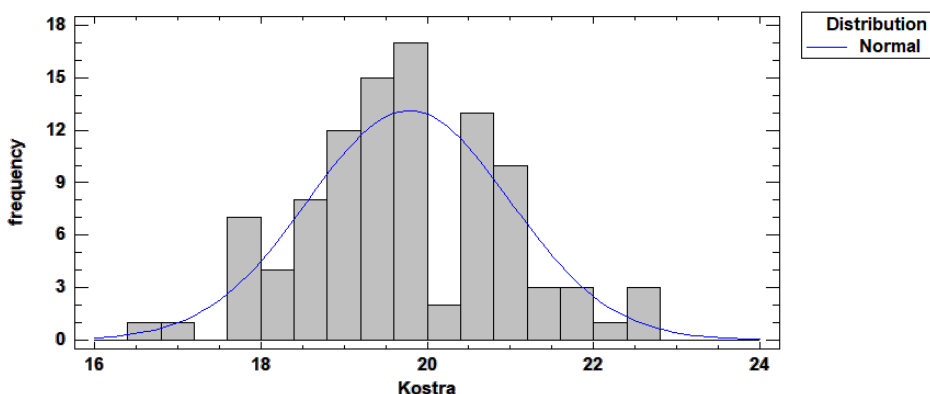
Z tabulky 5.2 vyplývá, že  $ARL(\delta)$  diagramu EWMA dosahuje pro posuny střední hodnoty od  $0,2\sigma$  do  $1,6\sigma$  nejmenších hodnot. Jen nepatrně horších výsledků dosahuje diagram CUSUM, zatímco Shewhartův diagram je pro malé a střední posuny vzhledem k největším hodnotám charakteristiky  $ARL(\delta)$  nejméně vhodný.

## 5.2 Ověření předpokladů

V následující části jsou ověřeny hlavní předpoklady. Prvním krokem je zjišťování přítomnosti odlehlých hodnot a normality rozdělení nasbíraných dat. Posledním předpokladem je přítomnost autokorelace, protože ta se nejčastěji vyskytuje právě u diagramů individuálních hodnot v důsledku minimálních rozsahů mezi skupinami.

### 5.2.1 Normalita dat

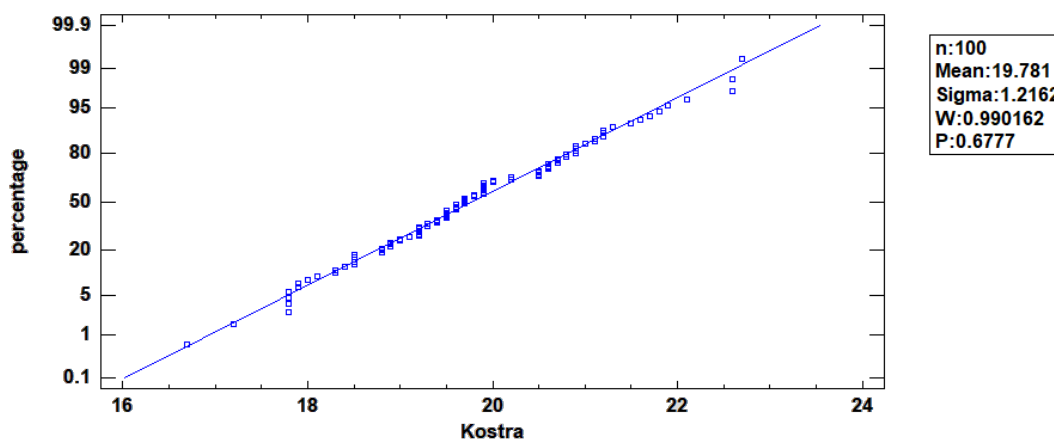
K ověření normálního rozdělení analyzovaných dat je použito více nástrojů. Jako první je zvolen histogram. Před samotnou konstrukcí jsou data rozdělena do tříd, ke kterým jsou doplněny odpovídající četnosti. Výsledek je zobrazen ve sloupcovém grafu, kde jsou na ose x zaneseny hranice tříd a na ose y odpovídající četnosti. Histogram potvrzuje symetrické uspořádání sledovaného znaku kvality (viz obr. 5.9). Zvonovitý tvar kopírující proloženou Gaussovu křivku napovídá, že se jedná o normální rozdělení.



Zdroj: Statgraphics Centurion

#### **Obr. 5.9 Histogram rozdělení dat**

Vhodnějším nástrojem je pravděpodobnostní graf na obrázku 5.10. Zde je patrné, že převážná část pozorování leží velmi blízko přímky, což svědčí o splnění předpokladu normálního rozdělení dat.



Zdroj: Statgraphics Centurion

**Obr. 5.10 Pravděpodobnostní graf**

Normalitu rozdělení lze potvrdit i prostřednictvím příslušných testů jako například Kolmogorovova-Smirnovova nebo Shapirova-Wilkova. Nulová hypotéza vyjadřuje předpoklad, že testovaný výběr odpovídá normálnímu rozdělení. Rozhodnutí je učiněno na základě  $p$ -hodnoty (viz tab. 5.3 a tab. 5.4). Předpoklad normality je považován za splněný, protože  $p$ -hodnota převyšuje hodnotu 0,05.

**Tab. 5.3 Kolmogorovovův-Smirnovův test, Statgraphics Centurion**

	Normal Distribution
DPLUS	0,0910246
DMINUS	0,0528042
DN	0,0910246
P-Value	0,382707

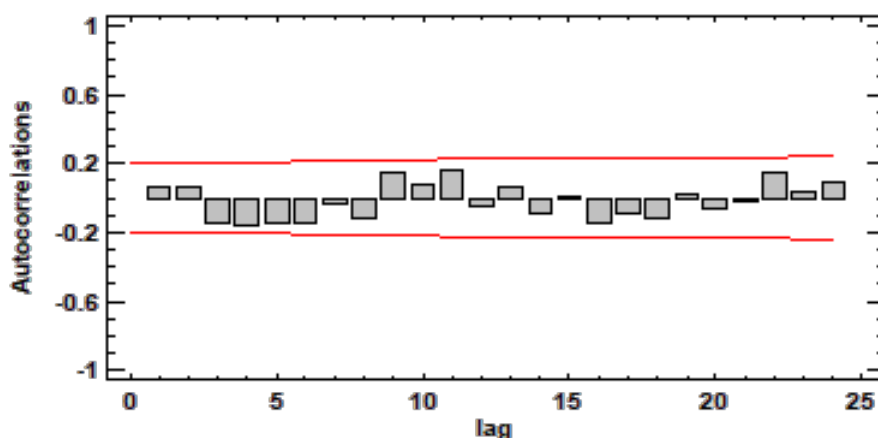
**Tab. 5.4 Shapirův-Wilkův test, Statgraphics Centurion**

Test	Statistic	P-Value
Shapiro-Wilk W	0,990162	0,67768

## 5.2.2 Autokorelace

Ve statistickém softwaru Statgraphics Centurion jsou data testována na přítomnost autokorelace. Z výsledného korelogramu na obrázku 5.11 je patrné, že všechny zobrazené hodnoty výběrové autokorelační funkce se systematicky nezvyšují ani

neklesají. Zároveň žádná z hodnot nevybočuje za červeně zobrazené meze kritického oboru.



Zdroj: Statgraphics Centurion

**Obr. 5.11 Autokorelace**

Předchozí testy potvrzují normální rozdělení analyzovaných dat a vylučují přítomnost autokorelace.

### 5.3 Návrh vhodného typu regulačního diagramu

Velký počet šroubových spojů, omezený počet personálu a charakteristika procesu umožňují společnosti provádět kontrolní měření pouze 1x za směnu, proto musí být zvolen regulační diagram pro individuální hodnoty.

V první fázi regulace procesu by pro zvolený znak kvality, kterým je kontrolovaný moment šroubového spoje, měly být použity Shewhartovy regulační diagramy pro individuální hodnoty spolu s diagramem pro klouzavá rozpětí (dále jen SRD). Hlavní důvod této volby lze zejména u regulace ve fázi zabezpečení statisticky zvládnutého procesu spatřovat v častém působení vymezitelných příčin, díky kterým dochází k velkým posunům střední polohy procesu. Právě SRD nedisponují tzv. paměťovým efektem, a proto neberou v úvahu předchozí hodnoty. Ve fázi dlouhodobé statistické regulace procesu se již očekává, že proces je stabilní a nachází se dlouhodobě pod statistickou kontrolou. Zde je žádoucí odhalovat malé posuny střední hodnoty procesu, k čemuž lze i s ohledem na závěry kapitoly 5.1.4 doporučit například diagram CUSUM.

Nezbytnou součástí výběru regulačního diagramu je ověření předpokladů jako například normalita dat, nebo přítomnost autokorelace, která vylučuje použití SRD. Vzhledem k tomu, že dle kapitoly 5.2.2 data sledovaného souboru pochází z normálního rozdělení, je volba diagramu CUSUM oprávněná, v opačném případě může být použit diagram EWMA.

Následuje stanovení ukazatelů způsobilosti a vyhodnocení způsobilosti procesu, ke kterému lze přistoupit jen u procesů, které jsou pod kontrolou.

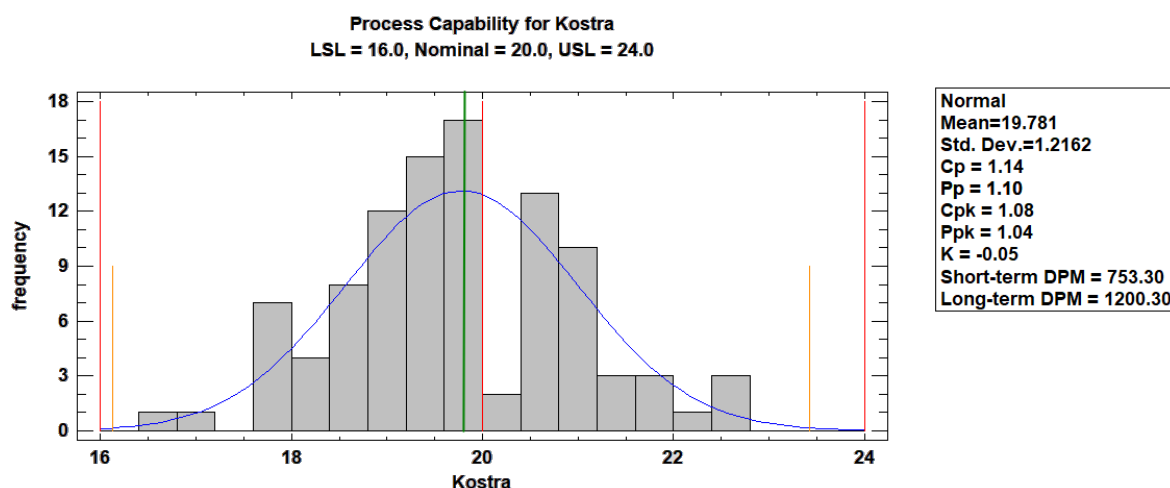
## 5.4 Způsobilost procesu

Proces utahování kostřícího vodiče převodovky (dále jen kostra) modelu SK326/1 je v interní dokumentaci Společnosti (2014) charakterizován nominální hodnotou dotahovacího momentu  $M_A$  o velikosti 20 Nm. Po zařazení tohoto spoje do kategorie A, jsou Společností stanoveny dvoustranné toleranční meze pro kontrolu dotahovacího momentu následovně (Interní dokumentace Škoda, 2015)

$$LSL = 0,8 M_A = 16 Nm, \quad USL = 1,2 M_A = 24 Nm \quad (59)$$

### 5.4.1 Ukazatele způsobilosti a výkonnosti

Střed tolerance činí 20 Nm, nicméně odhad střední hodnoty procesu je 19,781 Nm (viz obr. 5.12). Vzhledem k tomu, že hodnoty nejsou shodné, jedná se o necentrováný proces.



Zdroj: Statgraphics Centurion

**Obr. 5.12 Analýza způsobilosti procesu**

Tuto skutečnost lze zaznamenat i v grafu samotném, kde červená přímkou uprostřed odpovídá středu tolerance a zelená představuje odhad střední hodnoty reálného procesu. Obě krajní červené přímkou reprezentují polohu tolerancí, přičemž oranžové ohraničují přirozenou variabilitu.

Ukazatele způsobilosti a výkonnosti jsou vypočteny podle vzorců v kapitole 2.9 následovně:  $C_p = 1,14$ ,  $C_{pk} = 1,08$ ,  $P_p = 1,10$  a  $P_{pk} = 1,04$ . Platí, tedy že  $C_{pk} < C_p$  a  $P_{pk} < P_p$ . Index způsobilosti nedosahuje požadované minimální hodnoty 1,33, nicméně překračuje hodnotu 1,00. Proces lze považovat za podmíněně způsobilý a jeho způsobilost je potřeba dále sledovat. Obdobných hodnot dosahují i ukazatele výkonnosti.

### **Necentrováný proces**

Vzájemný poměr obou indexů lze vyjádřit prostřednictvím ukazatele  $k$  takto (Mitra, 2008)

$$C_{pk} = C_p(1 - k) \quad (60)$$

kde

$$k = \frac{2|T - \mu|}{USL - LSL} = \frac{2|20 - 19,781|}{24 - 16} = 0,05 \quad (61)$$

Jelikož je hodnota  $k$  je menší než 1, je střední hodnota  $\mu$  uvnitř tolerance. Pro  $k = 0,05$  dále platí, že odchylka středních hodnot je minimální, aktuální odchylka střední hodnoty procesu vůči nominální hodnotě má minoritní podíl na tom, že proces je nezpůsobilý.

### **Odhad počtu neshodných jednotek**

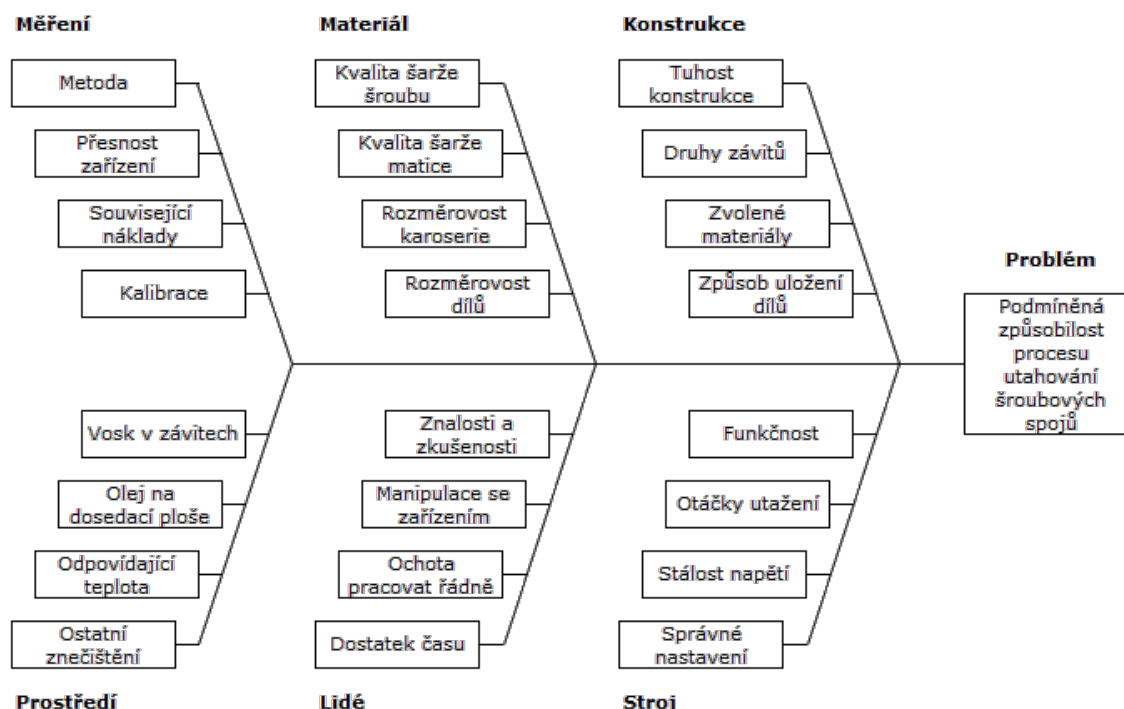
Je jen otázkou času, kdy naměřené hodnoty sledovaného znaku kvality budou větší, než jim umožňuje stanovená tolerance, protože zde není vytvořena dostatečná rezerva pro malé posuny střední hodnoty. Tento fakt dokládá i odhad pravděpodobnosti podílu neshodných spojů ve vztahu k předepsané toleranci. Například již existující kombinace vysoké variability a drobného vychýlení střední hodnoty sledovaného znaku kvality k  $LSL$  (viz obr. 5.12) způsobuje 939,07 neshodných spojů na 1 milión vyrobených jednotek (viz tab. 5.5). Celkově lze podíl neshodných spojů odhadnout na 1200,3 ppm.

**Tab. 5.5 Odhad ppm, Statgraphics Centurion**

	Observed		Estimated	Defects
Specifications	Beyond Spec.	Z-Score	Beyond Spec.	Per Million
USL = 24.0	0,000000%	3,47	0,026123%	261,23
Nominal = 20.0		0,18		
LSL = 16.0	0,000000%	-3,11	0,093907%	939,07
Total	0,000000%		0,120030%	1200,30

### 5.4.2 Veličiny ovlivňující způsobilost procesu

V kapitole 4 bylo prokázáno, že obsluha měřicího zařízení významně ovlivňuje hodnoty momentu šroubového spoje. Ovšem do procesu utahování vstupuje řada dalších veličin, jejichž parametry svojí proměnlivostí také způsobilost procesu ovlivňují. Výčet těchto veličin je součástí Ishikawova diagramu na obrázku 5.13. Společnost by měla zvážit prověření vlivu každé z nich, nicméně doporučuji začít u stavu rozměrovosti spojovaných součástí, kvality spojovacího materiálu a přítomnosti vosku v závitech šroubů. V případě, že se Společnosti podaří proměnlivost těchto veličin stabilizovat, bude dosahovat požadované způsobilosti procesu utažení zvoleného šroubového spoje,  $C_{pk} > 1,33$ .



**Obr. 5.13 Veličiny ovlivňující způsobilost procesu**



## Závěr

Cílem této práce bylo posoudit způsobilost procesu utahování šroubového spoje. Byl potvrzen předpoklad týkající se neopakovatelnosti měření, proto byl navržen experiment s křížovým uspořádáním pro neopakovatelné měření. Ukazatel způsobilosti systému měření  $\%R\&R$  dosáhl hodnoty téměř 21 %, což svědčí o podmíněně způsobilém systému měření. Bylo zjištěno, že velikost ukazatele  $\%R\&R$  významně ovlivňuje složka reprodukovatelnosti, která představuje více než 28 % podíl z celkové variability systému měření. Analýzou srovnávající měření všech čtyř operátorů bylo zjištěno, že hodnoty získané jedním z operátorů zvyšují obě složky variability systému měření.

Při procesní prověrce se ukázalo, že operátor 2 chybně manipuluje s měřidlem, díky čemuž docházelo k ovlivňování výsledných hodnot. S výsledky byl operátor 2 seznámen a jím naměřené hodnoty byly anulovány. Systém měření byl znovu vyhodnocen jen pro zbývající tři operátory. Ukazatel  $\%R\&R$  se zlepšil přibližně o 9 % a klesl na konečných 12 %. Ačkoliv systém měření zůstal nadále podmíněně způsobilým, byl již výhradně tvořen odhadem opakovatelnosti, který je nadhodnocen o variabilitu způsobenou mezi jednotkami ve skupině.

Cílem této práce bylo navrhnout vhodný typ diagramu pro proces utahování zvoleného šroubového spoje ve společnosti ŠKODA AUTO a.s. K tomuto účelu byl vybrán montážní proces utahování šroubového spoje kostřícího vodiče převodovky u modelu SK326/1. Byla analyzována stabilita zvoleného procesu, při níž byly aplikovány tři regulační diagramy. V případě Shewhartových diagramů a diagramu EWMA bylo konstatováno, že hodnocený proces je pod kontrolou. U diagramu CUSUM se jedno pozorování nacházelo jen velmi těsně nad horní regulační mezí, nicméně se jednalo o náhodnou příčinu. Účinnost zmíněných regulačních diagramů byla porovnána prostřednictvím průměrné délky přeběhu,  $ARL(0) = 370$ . Diagramy EWMA a CUSUM dosahovaly nejmenších hodnot  $ARL(\delta)$  pro malé a střední posuny procesu do  $1,6\sigma$ . Shewhartův diagram byl schopen rychle zachytit posuny střední hodnoty procesu o vyšší velikosti než  $1,6\sigma$ . Pro první fázi, kdy se očekávají větší odchylky střední hodnoty procesu, byly pro sledovaný znak kvality navrženy Shewhartovy regulační diagramy pro individuální hodnoty společně s diagramem pro klouzavá rozpětí. Do závěrečné fáze, kde jsou předpokládány malé a střední

odchylky střední hodnoty procesu, byl doporučen diagram CUSUM. V případě nesplnění nezbytných předpokladů, jako například normalita dat, nebo nepřítomnost autokorelace byl navržen stejně citlivý diagram EWMA.

Dalším cílem této práce bylo vyhodnotit způsobilost zmíněného procesu. Pro tento účel byly vypočteny příslušné ukazatele způsobilosti  $C_p = 1,14$ ,  $C_{pk} = 1,08$ . S ohledem na nedosažení minimální hodnoty způsobilosti 1,33 a zároveň překročení hodnoty 1,00 bylo konstatováno, že se jedná o proces podmíněčně způsobilý, který by měl být dále sledován. Proto bylo doporučeno vyhodnotit vliv dalších vstupujících veličin, které mohou způsobilost procesu utahování šroubového spoje ovlivnit. V první řadě by měl být prověřen stav rozměrovosti spojovaných dílů nebo přítomnost vosku v závitech.

## Seznam literatury

AIAG, AUTOMOTIVE INDUSTRY ACTION GROUP. *Measurement System Analysis*. 4. vydání. USA, Michigan, 2010, 241 s. Dostupné z URL <[www.rubymetrology.com/add\\_help\\_doc/MSA\\_Reference\\_Manual\\_4th\\_Edition.pdf](http://www.rubymetrology.com/add_help_doc/MSA_Reference_Manual_4th_Edition.pdf)>.

BESTERFIELD, D. H. *Total Quality Management*. 3. vydání. Indie, New Delhi: Pearson, 2011, 559 s. ISBN 978-81-317-3227-4.

CONSIDINE, D. M. *Van Nostradan's Scientific Encyclopedia*. 8. vydání. New York, 1995, 3455 s. ISBN 978-1-4757-6920-3.

CROWDER, S. V. *Design of Exponentially Weighted Moving Average Schemes*. Journal of Quality Technology, Vol. 21, No. 3, July 1989 [online]. Sandia National Laboratories, Albuquerque (New Mexico), 155-162 s. DOI: 10.1080/00224065.1989.11979164

DRAIN, D. *Statistical methods for industrial process control*. 1. vyd. USA, Washington D. C.: Chapman & Hall/CRC, 1997, 457 s. ISBN 0-412-08511-9.

DUFEK, J. a KRÁLÍK, J. *Historie automobilů ŠKODA od roku 1905 do současnosti*. 1. vyd. Grada Publishing, a.s., 2016, 216 s. ISBN 978-80-247-4878-8.

GODFREY, A. B. *The history and evolution of quality in AT&T*. AT&T Technical Journal, Volume: 65, Issue: 2, March-April 1986, s. 9-20. ISSN: 8756-2324.

Interní dokumentace Škoda Auto a.s., *PDM 5Q0 906*, Mladá Boleslav, 2014, 10 s.

Interní dokumentace Škoda Auto a.s., *VW 01110-4*, Mladá Boleslav, 2015, 16 s.

JAROŠOVÁ, E. *Statistické metody řízení jakosti pro kombinovanou formu studia*. 1. vyd. Mladá Boleslav, 2011, 204 s. ISBN 978-80-87042-37-3.

JAROŠOVÁ, E. *Studie R&R s neopakovatelným měřením*. 1. vyd. Ostrava, VŠB-TU Katedra Managementu kvality, 2018, 11 s. Dostupné z URL <[http://katedry.fmmi.vsb.cz/639/3\\_1\\_2018.pdf](http://katedry.fmmi.vsb.cz/639/3_1_2018.pdf)>.

JAROŠOVÁ, E. a NOSKIEVIČOVÁ, D. *Pokročilejší metody statistické regulace procesu*. 1. vyd. Praha: Grada Publishing, 2015, 296 s. ISBN 978-80-247-5355-3.

KLEIN, M. *Two Alternatives to the Shewhart  $\bar{X}$  Control Chart*. Journal of Quality Technology, Volume: 32, Issue: 4, October 2000. Dostupné z URL: <[http://140.125.88.13/home/lab/qre/Courses/2/AQM-2/files/Alt\\_X-bar\\_charts.pdf](http://140.125.88.13/home/lab/qre/Courses/2/AQM-2/files/Alt_X-bar_charts.pdf)>.

KLETEČKA, J. a FOŘT, P. *Technické kreslení*. 2. vydání. Brno: Computer Press, 2012, 251 s. ISBN 978-80-251-1887-0.

KUPKA, K. *Statistické řízení jakosti*. 3. vyd. Pardubice: TriloByte, 2001, 179 s. ISBN 80-238-1818-X.

MCCONNELL, J. J., KIRCHER, T. A., MCMORDIE, B. G. *Vapor-phase slurry aluminate coating for gas turbine components*. USA, Nevada, Reno-Tahoe, Publikováno: ASME Turbo Expo 2005: Power for Land, Sea, and Air, Volume 2, June 6-9, 2005. doi:10.1115/GT2005-68132, ISBN: 0-7918-4725-X.

MITRA, Amitava. *Fundamentals of quality control and improvement*. 3rd ed. Hoboken, N.J.: Wiley, c2008, xxii, 700 p. ISBN 978-0-470-22653-7.

MONTGOMERY, C. D. *Introduction to statistical quality control*. 6. vyd. New York: John Wiley and Sons, 2019, 754 s. ISBN 978-0-470-16992-6.

NENADÁL, J. a kol. *Moderní management jakosti*. 1. vyd. Praha: Management Press, 2008, 377 s. ISBN 978-80-7261-186-7.

PAVLÍNEK, P. *A successful transformation? Restructuring of the Czech Automobile Industry*. 1. vyd. Physica-Verlag Heidelberg, 2008, 306 s. ISBN 978-3-7908-2039-3.

PLURA, J. *Analýza způsobilosti procesů*. 1. vyd. Ostrava: VŠB – TU Ostrava, 2015, 67 s. ISBN 978-80-248-3719-2. Dostupné z URL: <[http://katedry.fmmi.vsb.cz/Opory\\_FMMI/639/639-Analyza%20zpusobilosti%20procesu.pdf](http://katedry.fmmi.vsb.cz/Opory_FMMI/639/639-Analyza%20zpusobilosti%20procesu.pdf)>.

PLURA, J. *Plánování a neustálé zlepšování jakosti*. 1. vyd. Brno: Computer Press, 2001, 245 s. ISBN 80-7226-543-1.

PUSKAR, J. D. a kol. *Effects of Varying Austenitizing Temperatures on Vacuum Hardening of Type 440C Stainless Steel*. 2009, Dostupné z URL: <<https://www.osti.gov/servlets/purl/1141814>>.

RYAN, P. T. *Modern Engineering Statistics*. 1. vyd. USA, New Jersey: Wiley and Sons, 2007, 585 s. ISBN 978-0-470-08187-7.

QIU, P. *Introduction to Statistical Process Control*. 1. vyd. USA, New York: CRC Press, 2014, 482 s. ISBN 978-1-4398-4799-2.

*Regulační diagramy – Část 2: Shewhartovy regulační diagramy ČSN ISO 7870-2*. Praha: Český normalizační institut, 2018, 48 s.

STAMATIS, D. H. *Six Sigma and Beyond Statistical Process Control*. 4. vydání. USA, Florida: St. Lucie Press, 2003, 490 s. ISBN 1-57444-313-5.

STAPENHURST, T. *Mastering Statistical Process Control*. 1. vyd. USA, New York: Routledge, 2005, 458 s. ISBN 978-0-7506-6529-2.

ŠKODA AUTO a.s., *Výroční zpráva 2018* [online]. 2019. [cit. 21. 3. 2019]. Dostupný z URL: <<http://www.skoda-auto.com/company/about>>.

ŠTRACH, P. *Mezinárodní management*. 1. vyd. Praha: Grada Publishing, 2009, 168 s. ISBN 978-80-247-2987-9.

ŠTĚDRŮŇ, B. a kol. *Prognostické metody a jejich aplikace*. 1. vyd. Praha: C. H. Beck, 2012, 198 s. ISBN 978-80-7179-174-4.

TOŠENOVSKÝ, J. a NOSKIEVIČOVÁ, D. *Statistické metody pro zlepšování jakosti*. 1. vyd. Ostrava: Montanex, 2000, 366 s. ISBN 80-7225-040-X.

URDHWARESHE, H. *Six sigma for business excellence*. 1. vyd. Indie, New Delhi: Saurubh Printers, 2011, 389 s. ISBN 978-81-317-3154-3.

VDI, Verein Deutscher Ingenieure 2862, *Minimum restrictions for application of fastening systems and tools - Applications in the automotive industry*, Available at Beuth Verlag GmbH, 10772 Berlin, April 2012.

## Seznam obrázků a tabulek

### Seznam obrázků

Obr. 1.1 Strannost a reprodukovatelnost.....	10
Obr. 2.1 Shewhartův regulační diagram.....	18
Obr. 2.2 Test seskupení 3, šest bodů v řadě stoupajících nebo klesajících .....	18
Obr. 2.3 Rozdělení výběrových průměrů.....	20
Obr. 2.4 Nezávislá data, v grafu autokorelace není lineární závislost dat .....	23
Obr. 2.5 Pozitivně autokorel. data, v grafu autokorelace je lineární závislost dat.	23
Obr. 2.6 Ukazatele způsobilosti $C_p$ a $C_{pk}$ .....	32
Obr. 4.1 Experiment s křížovým uspořádáním .....	39
Obr. 4.2 Graf R&R, Statgraphics Centurion .....	41
Obr. 4.3 Ručně ovládané zařízení na měření momentů.....	41
Obr. 4.4 Graf R&R, Statgraphics Centurion .....	42
Obr. 5.1 Regulační diagram pro individuální hodnoty.....	45
Obr. 5.2 Diagram pro klouzavá rozpětí.....	45
Obr. 5.3 Regulační diagram CUSUM .....	46
Obr. 5.4 Nomogram pro optimální $\lambda$ v závislosti na posunu $\delta$ pro $ARL(0)$ .....	47
Obr. 5.5 Nomogram pro optimální $L$ v závislosti na parametru $\lambda$ pro $ARL(0)$ .....	48
Obr. 5.6 Regulační diagram EWMA .....	48
Obr. 5.7 Srovnání účinnosti regul. diagramů: Shewhartův, CUSUM a EWMA .....	49
Obr. 5.8 $ARL(\delta)$ pro CUSUM při $0,2\sigma$ .....	50
Obr. 5.9 Histogram rozdělení dat .....	51
Obr. 5.10 Pravděpodobnostní graf .....	52
Obr. 5.11 Autokorelace .....	53
Obr. 5.12 Analýza způsobilosti procesu .....	54
Obr. 5.13 Veličiny ovlivňující způsobilost procesu.....	56

## Seznam tabulek

Tab. 1.1 ANOVA (AIAG, 2010).....	13
Tab. 4.1 Opakovatelnost .....	38
Tab. 4.2 Bloky šroubových spojů.....	38
Tab. 4.3 R&R ANOVA, Statgraphics Centurion.....	40
Tab. 4.4 Opakovatelnost a reprodukovatelnost, Statgraphics Centurion.....	40
Tab. 4.5 R&R ANOVA, Statgraphics Centurion.....	42
Tab. 4.6 Opakovatelnost a reprodukovatelnost, Statgraphics Centurion.....	43
Tab. 5.1 Parametry $k$ a $h$ pro $ARL(0) = 370$ u dvoustr. tabel. diagramu CUSUM .	46
Tab. 5.2 Srovnání účinnosti regul. diagramů: Shewhartův, CUSUM a EWMA.....	50
Tab. 5.3 Kolmogorovovův-Smirnovův test, Statgraphics Centurion .....	52
Tab. 5.4 Shapirův-Wilkův test, Statgraphics Centurion .....	52
Tab. 5.5 Odhad ppm, Statgraphics Centurion .....	56

## **Seznam příloh**

Příloha č. 1 Data pro experiment destruktivního měření .....	65
Příloha č. 2 Montáž kostřicího vodiče převodovky .....	66



## Příloha č. 1 Data pro experiment destruktivního měření

Blok 1 8 Nm	Operátor	Moment
1	3	8,2
1	4	7,4
1	1	7,8
1	2	9,8
1	1	7,5
1	1	8,1
1	2	8,8
1	4	7,6
1	2	9,4
1	3	7,6
1	2	7,5
1	3	7,7
1	4	7,9
1	1	7,7
1	4	7,4
1	3	7,7

Blok 2 10 Nm	Operátor	Moment
2	2	10,7
2	1	9,2
2	4	9,6
2	3	8,6
2	2	9,6
2	2	8,5
2	1	9,4
2	4	8,5
2	2	9,5
2	3	9,2
2	1	8,3
2	3	8,6
2	4	9,3
2	1	8,7
2	4	9,2
2	3	8,3

Blok 3 14 Nm	Operátor	Moment
3	1	13,9
3	3	13,8
3	4	14,6
3	2	13,6
3	4	13,1
3	1	14,2
3	3	14,7
3	2	15,1
3	3	13,5
3	2	16,5
3	1	13,3
3	3	13,9
3	2	13,4
3	4	13,5
3	1	13,2
3	4	14,7

Blok 4 18 Nm	Operátor	Moment
4	3	17,6
4	1	16,7
4	3	18,3
4	1	18,4
4	4	17,9
4	1	18,3
4	2	17,6
4	4	16,9
4	2	17,8
4	2	20,6
4	4	18,7
4	3	16,8
4	2	20,1
4	3	17,4
4	1	17,2
4	4	17,4

Blok 5 20 Nm	Operátor	Moment
5	4	18,2
5	3	18,3
5	1	18,9
5	2	18,2
5	1	18,0
5	4	20,2
5	2	20,3
5	2	23,1
5	1	18,5
5	2	22,6
5	3	20,1
5	4	19,2
5	3	19,7
5	1	19,9
5	3	19,9
5	4	18,1

## Příloha č. 2 Montáž kostřícího vodiče převodovky

Pořadí	(Nm)	Pořadí	(Nm)	Pořadí	(Nm)	Pořadí	(Nm)	Pořadí	(Nm)
1.	20,5	21.	19,2	41.	18,5	61.	20,9	81.	19,5
2.	18,5	22.	19,4	42.	19,2	62.	22,7	82.	22,6
3.	20,5	23.	19,9	43.	20,7	63.	20,7	83.	18,8
4.	21,6	24.	20,2	44.	18,8	64.	19,5	84.	19,9
5.	21,7	25.	19,7	45.	19,8	65.	18,5	85.	17,8
6.	19,5	26.	19,9	46.	21,8	66.	18,3	86.	20,8
7.	19,3	27.	20,6	47.	20,9	67.	20,9	87.	20,5
8.	17,8	28.	17,9	48.	21,1	68.	19,9	88.	18,9
9.	19,6	29.	19,2	49.	20,5	69.	21,1	89.	20,6
10.	20,6	30.	19,7	50.	19,9	70.	21,9	90.	18,5
11.	21,3	31.	19,1	51.	19,7	71.	18,8	91.	19,5
12.	20,8	32.	20,0	52.	22,1	72.	19,6	92.	18,4
13.	21,0	33.	20,6	53.	21,2	73.	20,7	93.	19,0
14.	19,7	34.	22,6	54.	19,6	74.	19,2	94.	21,2
15.	19,8	35.	19,9	55.	21,2	75.	19,0	95.	17,8
16.	20,9	36.	19,7	56.	17,9	76.	20,0	96.	20,2
17.	21,5	37.	18,0	57.	19,5	77.	19,6	97.	19,4
18.	18,1	38.	19,4	58.	18,9	78.	19,2	98.	17,8
19.	19,9	39.	17,2	59.	19,3	79.	18,3	99.	18,5
20.	19,2	40.	19,9	60.	16,7	80.	18,9	100.	19,5

## ANOTAČNÍ ZÁZNAM

AUTOR	Bc. Vladimír PIŠL, DiS.		
STUDIJNÍ OBOR	6208T088 Podniková ekonomika a management provozu		
NÁZEV PRÁCE	Statistická regulace procesu utahování šroubových spojů		
VEDOUCÍ PRÁCE	doc. Ing. Eva JAROŠOVÁ, CSc.		
KATEDRA	KLAT - Katedra logistiky, kvality a automobilové techniky	Rok odevzdání	2019
POČET STRAN	68		
POČET OBRÁZKŮ	24		
POČET TABULEK	12		
POČET PŘÍLOH	2		
STRUČNÝ POPIS	<p>Cílem práce je vyhodnotit proces utahování vybraného šroubového spoje ve společnosti ŠKODA AUTO a.s. a navrhnout způsob zásahu do procesu výroby za účelem minimalizace kolísání kolem cílové hodnoty. Teoretická část obsahuje dvě kapitoly. V první je detailněji popsána analýza systému měření. Druhá kapitola přibližuje statistickou regulaci procesu, její etapy a základní tři typy regulačních diagramů. Praktickou část zahajuje kapitola charakteristika podniku, ve které je představena historie a současnost firmy ŠKODA AUTO a.s. Plynule navazující kapitola představuje experiment, pomocí něhož jsou zkoumány faktory ovlivňující zvolený proces utahování šroubového spoje, a je analyzován systém měření vybraného utaženého spoje. Dále je navrženo a vyhodnoceno opatření pro minimalizaci kolísání kolem cílové hodnoty. V poslední kapitole je montážní proces, kde je v návaznosti na cíle práce provedena analýza stability vybraného montážního procesu utahování šroubového spoje. Pro tento proces je navržen vhodný typ regulačního diagramu a zároveň je vyhodnocena jeho způsobilost.</p>		
KLÍČOVÁ SLOVA	SPC, MSA, CUSUM, EWMA, ANOVA, DOE, R&R, regulační diagram, ukazatel způsobilosti		

## ANNOTATION

<b>AUTHOR</b>	Bc. Vladimír PIŠL, DiS.		
<b>FIELD</b>	6208T088 Production Management and Global Business		
<b>THESIS TITLE</b>	Statistical process control of screw joints		
<b>SUPERVISOR</b>	doc. Ing. Eva JAROŠOVÁ, CSc.		
<b>DEPARTMENT</b>	KLAT Department of Logistics, Quality and Automotive Technology	<b>YEAR</b>	2019
<b>NUMBER OF PAGES</b>	68		
<b>NUMBER OF PICTURES</b>	24		
<b>NUMBER OF TABLES</b>	12		
<b>NUMBER OF APPENDICES</b>	2		
<b>SUMMARY</b>	<p>The aim of the thesis is to evaluate the process of tightening the selected screw joint in ŠKODA AUTO a.s. and designing a method of interfering with the manufacturing process to minimize fluctuations around the target value. The theoretical part contains two chapters. In the first, the analysis of the measurement system is described in detail. The second chapter describes the statistical process regulation, its stages and the basic three types of control diagrams. The practical part is started by the chapter characterization of the company, in which the history and present of ŠKODA AUTO a.s. The step-by-step chapter presents an experiment that investigates the factors influencing the selected tightening process and analyzes the measurement system of the selected tightened joint. Furthermore, a measure is proposed and evaluated to minimize fluctuations around the target value. In the last chapter there is an assembly process, where the stability analysis of selected assembly process of tightening of the screw connection is carried out in connection with the goals of the work. A suitable type of control chart is designed for this process and its eligibility is evaluated.</p>		
<b>KEY WORDS</b>	SPC, MSA, CUSUM, EWMA, ANOVA, DOE, R&R, control diagram, process capability index		