

ŠKODA AUTO VYSOKÁ ŠKOLA, O.P.S.

Studijní program: N6208 Ekonomika a management

Studijní obor: 6208T088 Podniková ekonomika a management provozu

ZPŮSOBILOST SYSTÉMU MĚŘENÍ

Bc. Renata PLECHATÁ

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

Tento list vyjměte a nahrad'te zadáním diplomové práce

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

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

V Mladé Boleslavi dne 22.5.2017

Děkuji doc. Ing. Evě Jarošové, CSc. za odborné vedení diplomové práce, poskytování informačních podkladů, cenných rad a také za trpělivost a čas, který mi věnovala při konzultacích.

Obsah

Seznam použitých zkratk a symbolů	6
Úvod	7
1 Způsobilost systému měření	9
1.1 Vlastnosti systému měření	9
1.2 Charakteristiky polohy	10
1.3 Charakteristiky variability	17
1.4 Ukazatele způsobilosti.....	22
2 Metody hodnocení GRR	26
2.1 Metoda založená na rozpětí	26
2.2 Metoda založená na průměru a rozpětí.....	27
2.3 Analýza rozptylu	31
3 Analýza vlastností systémů měření	36
3.1 Analýza stability	37
3.2 Analýza strannosti	41
3.3 Analýza linearity	46
3.4 Analýza GRR metodou založenou na rozpětí	49
3.5 Analýza GRR metodou založenou na průměru a rozpětí	51
3.6 Hodnocení GRR analýzou rozptylu	59
3.7 Výpočet ukazatelů způsobilosti	67
Závěr	72
Seznam literatury	73
Seznam obrázků a tabulek	74
Seznam příloh	77

Seznam použitých zkratk a symbolů

ANOVA	Analýza rozptylu
AV	Reprodukovatelnost (variabilita operátora)
ČSJ	Česká společnost pro jakost
EV	Opakovatelnost (variabilita zařízení)
GRR	Opakovatelnost a reprodukovatelnost
LCL	Dolní regulační mez
MSA	Analýza systému měření
ndc	Počet odlišitelných kategorií
R&R	Opakovatelnost a reprodukovatelnost
UCL	Horní regulační mez

Úvod

Silné konkurenční prostředí a stále rostoucí nároky na kvalitu vytvářejí silný tlak na výrobní podniky. Zavedený systém řízení kvality je nezbytnou nutností k zajištění trvalého zlepšování všech procesů v organizaci, a tím i k udržení stabilní pozice na trhu. Přístupy k řízení kvality se liší podle odvětví, neboť v každém oboru je třeba dodržovat celou řadu standardů, norem, předpisů a specifikací, které jsou pro dané odvětví specifické.

V sériové výrobě nelze kontrolovat každý jednotlivý výrobek, hodnota znaku kvality je považována za náhodnou veličinu, jejíž nahodilost se projevuje proměnlivostí hodnoty v čase, výrobek od výrobku. Na základě pozorování malého výběru se pomocí statistických metod odhadují vlastnosti celé produkce. Chování výrobního procesu se zjišťuje hodnocením výsledků, nejčastěji kontrolou měření. Postup založený na vyhodnocování naměřených dat, je však podmíněn jejich kvalitou. Kvalita naměřených dat je definována statistickými vlastnostmi systému měření. Systém měření zahrnuje měřidla, etalony, metody, software, operátory, prostředí, a každá součást přispívá určitou chybou. Tyto zdroje chyb je třeba identifikovat a eliminovat. Analýza systému měření (MSA) se nezabývá pouze výsledkem, hodnotí systém měření jako celek.

Diplomová práce je rozdělena do dvou částí. Cílem teoretické části je popsat statistické vlastnosti systému měření a shrnout metody jejich hodnocení. V praktické části jsou tyto metody aplikovány na měřicí systém využívající ruční měřidlo pasametru a měřicí přístroj IOTA s cílem vyhodnotit a porovnat způsobilost těchto systémů.

Praktická část práce je založena na návrhu praktických experimentů pro vyhodnocení jednotlivých vlastností systémů měření dle příslušných směrnic uvedených v příručce MSA (ČSJ, 2011), provedení vlastních měření a jejich vyhodnocení předepsanými metodami.

Byla provedena analýza stability, strannosti, linearity, výpočet ukazatelů způsobilosti, hodnocení opakovatelnosti a reprodukovatelnosti. Vyhodnocení opakovatelnosti a reprodukovatelnosti se uskutečnilo prostřednictvím třech hlavních metod: metody založené na rozpětí, průměru a rozpětí a analýzou rozptylu. V souvislosti s analýzou rozptylu byly provedeny dva experimenty,

experiment se dvěma faktory, kdy jedním faktorem byla měřená jednotka a druhým operátor. Následně se uskutečnil rozšířený experiment se třemi faktory, kdy byl vzorek změřen na dvou místech a uvažoval se ještě vliv měřeného místa. V závěru práce byly na základě vyhodnocení jednotlivých analýz oba systémy měření porovnány.

1 Způsobnost systému měření

Určení způsobnosti systému měření je velmi důležitým aspektem mnoha aktivit souvisejících se zlepšováním procesů a řízením kvality. Měření je podstatnou součástí každého systému kvality. Neefektivní systém měření velmi významně ovlivňuje hospodářské výsledky, neboť závěr uskutečněný na základě nesprávných údajů vede k chybným rozhodnutím.

Systém měření tvoří minimálně nějaké měřicí zařízení nebo měřidlo, ale zpravidla má ještě další složky jako například operátora (operátory), rozdílné podmínky měření, různé časové úseky měření. Existují ještě další faktory, které mají na systém měření vliv, je to například příprava, nastavení a kalibrace zařízení.

V každé činnosti zahrnující měření je část sledované variability dána rozdíly mezi měřenými jednotkami a část vyplývá z použitého systému měření.

Cílem hodnocení způsobnosti systému měření (MSA) je:

- a) stanovit jaká část pozorované variability je dána měřicím zařízením
- b) oddělit složky variability měřicího systému
- c) vyhodnotit odchylky od skutečné hodnoty
- d) zhodnotit způsobnost použitého zařízení či měřidla pro dané měření (Jarošová, 2011).

Je velmi obtížné sledovat, kontrolovat, zlepšovat a efektivně řídit procesy pokud není k dispozici adekvátní systém měření.

1.1 Vlastnosti systému měření

Systém měření je podle příručky MSA definován jako soubor přístrojů, etalonů, operací, metod, softwaru, personálu a prostředí používaných ke kvantifikaci jednotky měření (ČSJ, 2011). Systém měření je ovlivňován celou řadou faktorů, které mohou mít vliv na měřené hodnoty.

Mezi hlavní požadované vlastnosti měřicích systémů patří podle MSA:

- a) odpovídající práh citlivosti přístroje
- b) systém měření má být ve statisticky zvládnutém stavu

- c) variabilita systému musí být menší než variabilita výrobního procesu a musí se pohybovat ve stanovené toleranci (ČSJ, 2011).

Analýzou statistických vlastností systému se zjišťuje, zda je variabilita v akceptovatelných mezích a zda je daný systém způsobilý, nebo je třeba jej upravit a přizpůsobit aktuálním požadavkům.

„Analýza systému měření má poskytovat informace pro správné rozhodování v oblasti hodnocení produktů i procesů na základě výsledků získaných měření“ (Tůmová, 2009, s. 207).

Vlastnosti systému měření lze rozdělit na dvě skupiny:

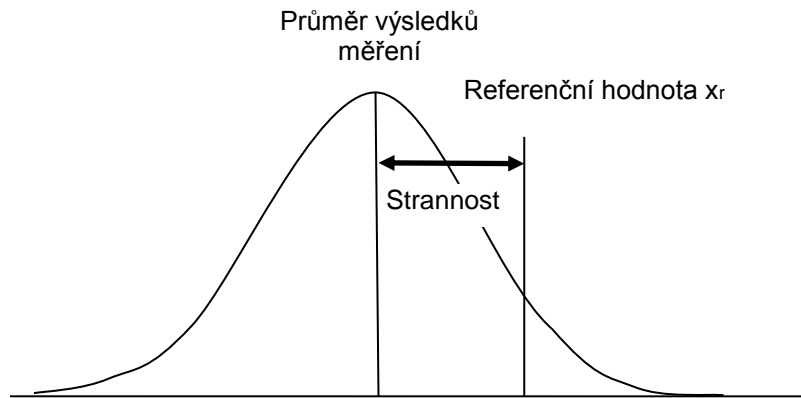
- a) charakteristiky polohy: přesnost, strannost, stabilita, linearita
- b) charakteristiky variability: opakovatelnost, reprodukovatelnost

1.2 Charakteristiky polohy

Poloha vůči skutečné hodnotě se určuje hodnocením přesnosti, strannosti, stability a linearity. Souvisí se systematickou chybou.

Přesnost je definována jako těsnost shody mezi výsledkem zkoušky a přijatou referenční hodnotou. V souvislosti s hodnocením přesnosti užívá norma dva termíny – správnost a shodnost. **Správnost** je vyjádřena jako těsnost shody mezi průměrnou hodnotou získanou z velké řady výsledků zkoušek a přijatou referenční hodnotou. Číselně se správnost vyjadřuje jako strannost. (ČSN, ISO 5725-1,1997, s. 6-7).

Strannost (bias) je střední hodnota rozdílu mezi pravou, resp. referenční hodnotou, a pozorovanou průměrnou hodnotou měření na jednom znaku téhož dílu. Udává celkovou systematickou chybu měření. Může být způsobena operátorem – chybou čtení, neúměrnou měřicí silou, seřízením přístroje nebo jeho opotřebením. Na obr. 1 je v modelu normálního rozdělení naměřených hodnot strannost graficky znázorněna jako rozdíl mezi průměrnou hodnotou pozorovaných měření a referenční hodnotou.



Zdroj: FABIAN, František a kol. *Statistické metody řízení jakosti*. 1. vyd. Praha: Česká společnost pro jakost, 2007, s. K2

Obr. 1 Znárodnění strannosti

Postup hodnocení strannosti systému měření

1. Výběr vzorku

Pro analýzu strannosti se údaje získávají měřením etalonu nebo dílu o známé referenční hodnotě.

2. Opakovaná měření vzorku

Vzorek se změní alespoň desetkrát v podmínkách opakovatelnosti. To znamená, že měření probíhá za stejných podmínek, provádí ho jeden operátor, v co nejkratším čase, týmž systémem měření.

3. Průzkumová analýza dat

Cílem je posouzení, zda výsledky nesignalizují nějaké hrubé chyby či zda není patrné působení zvláštních příčin variability. Lze provést analýzu odlehých hodnot prostřednictvím krabicového diagramu, je-li k dispozici dostatečný počet měření, je vhodné sestavení histogramu (Plura, 2012).

4. Výpočet charakteristik

Z naměřených hodnot se vypočítá aritmetický průměr a určí se bodový odhad strannosti podle vztahu

$$\hat{B}_i = \bar{x} - x_r \quad (1)$$

kde \bar{x} je aritmetický průměr opakovaných měření, x_r je přijatá referenční hodnota vzorku. Tato hodnota ale ještě nevyovídá o tom, zda je strannost statisticky významná.

Před další analýzou se ověří, zda je opakovatelnost systému měření (EV) přijatelná porovnáním procentuálního podílu na celkové variabilitě podle vztahu

$$\%EV = \frac{\hat{\sigma}_r}{\hat{\sigma}_T} \cdot 100 \quad (2)$$

kde $\hat{\sigma}_T$ je odhad směrodatné odchylky vyjadřující celkovou variabilitu, $\hat{\sigma}_r$ je odhad směrodatné odchylky opakovatelnosti, která se určí podle vztahu

$$\hat{\sigma}_r = \sqrt{\frac{\sum_{m=1}^r (x_m - \bar{x})^2}{r-1}} \quad (3)$$

kde x_m hodnota jednotlivých opakovaných měření, r je počet opakovaných měření.

V praxi se často používá místo odhadů směrodatných odchylek $\hat{\sigma}_r$ a $\hat{\sigma}_T$ značení EV a TV , vztah (3) je pak možné zapsat ve tvaru

$$\%EV = \frac{EV}{TV} \cdot 100 \quad (4)$$

Podle příručky MSA (ČSJ, 2011) se preferuje vyjádření pomocí celkové variability, ale je možné použít vztah využívající šířku pole tolerance

$$\%EV = \frac{6\hat{\sigma}_r}{USL - LSL} \cdot 100 \quad (5)$$

U analýzy strannosti se předpokládá, že je opakovatelnost přijatelná. Pokud je hodnota opakovatelnosti velká, může být variabilita systému měření nepřijatelná. Pokračování v analýze systému měření s velkým EV povede k zavádějícím výsledkům. Příručka MSA (ČSJ, 2011) však přímo neuvádí, jaká hodnota EV se považuje za přijatelnou, pokud budeme vycházet z kritérií kombinované charakteristiky opakovatelnosti a reprodukovatelnosti GRR , měla by být míra EV menší než 30%.

Ověří se, zda je strannost statisticky významná. Formulujeme hypotézu $H_0 : Bi = 0$ proti alternativní hypotéze $H_1 : Bi \neq 0$. Jednou z možností ověření je stanovení konfidenčního intervalu odhadu strannosti podle vztahu

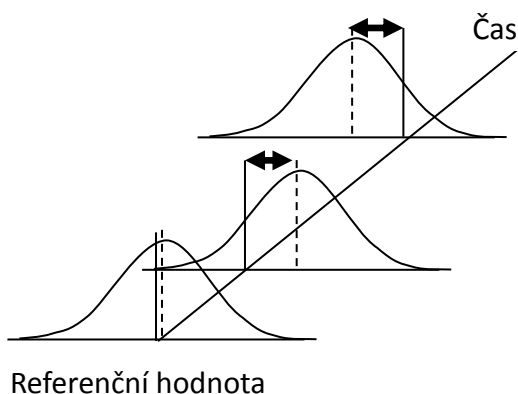
$$\hat{Bi} \pm \frac{\hat{\sigma}_r}{\sqrt{r}} \cdot t_{v,1-\alpha/2} \quad (6)$$

kde $t_{v,1-\alpha/2}$ je kvantil t-rozdělení, v je počet stupňů volnosti ($v = r - 1$), r je počet opakovaných měření, zvolená hodnota konfidence $1 - \alpha = 0,95$.

5. Vyhodnocení

Jestliže konfidenční interval nezahrnuje nulovou hodnotu, zamítá se hypotéza o nulové hodnotě strannosti a strannost je na hladině α statisticky významná. Nevyhovující strannost může být způsobena nesprávnou kalibrací, deformací měřidla nebo dílu při měření, použitím nevhodného měřidla, vlivem prostředí.

Stabilitou se rozumí „schopnost systému měření zachovat si konstantní metrologické charakteristiky v průběhu času“ (Dietrich, 2000, s. 18). Vyjadřuje se jako změna strannosti v čase, kontroluje se prostřednictvím regulačních diagramů. Na obr. 2. jsou znázorněny změny střední hodnoty odpovídající spíše nestabilnímu systému měření.



Zdroj: MSA – *Analýza systému měření*. 4. vyd. Praha: Česká společnost pro jakost, 2011, s. 52

Obr. 2 Znázornění pojmu *stabilita*

Postup hodnocení stability systému měření

1. Výběr vzorku

Pro posouzení stability systému měření je vhodné zvolit výrobní díl, jehož hodnota spadá do středu pole tolerance, tento díl se označí jako referenční vzorek. Pro analýzu stability systému měření není požadována známá referenční hodnota.

2. Opakovaná měření vzorku ve zvolených časových intervalech

Provádí se pravidelná opakovaná měření v běžném provozu, tak aby bylo k dispozici alespoň 25 podskupin měření. Referenční vzorek se pokaždé měří třikrát až pětkrát.

3. Výpočet výběrových charakteristik

V každé podskupině se vypočítá průměr a rozpětí. Střední hodnota μ regulované veličiny se odhadne pomocí celkového průměru. Tato hodnota slouží při konstrukci centrální přímký v \bar{x} – diagramu.

$$\hat{\mu} = \bar{\bar{x}} = \frac{\bar{x}_1 + \bar{x}_2 + \dots + \bar{x}_p}{p} \quad (7)$$

kde $\bar{x}_1, \bar{x}_2, \dots, \bar{x}_p$ jsou průměry v podskupinách, p počet podskupin.

Vypočítá se průměrné rozpětí podle vztahu

$$\bar{R} = \frac{R_1 + R_2 + \dots + R_p}{p} \quad (8)$$

kde R_1, R_2, \dots, R_p je rozpětí v podskupinách.

4. Výpočet regulačních mezí

Diagram pro průměr (\bar{x} – diagram) sleduje variabilitu mezi podskupinami.

Centrální přímka odpovídá hodnotě $\bar{\bar{x}}$, regulační meze jsou dány vztahy

$$UCL = \bar{\bar{x}} + A_2 \bar{R} \quad (9)$$

$$LCL = \bar{\bar{x}} - A_2 \bar{R} \quad (10)$$

Diagram pro rozpětí (\bar{R} – diagram) sleduje variabilitu uvnitř podskupin. Centrální

přímka odpovídá hodnotě \bar{R} , regulační meze jsou určeny vztahy

$$UCL = D_4 \bar{R} \quad (11)$$

$$LCL = D_3 \bar{R} \quad (12)$$

Součinitele A_2, D_3, D_4 závisí na rozsahu podskupiny, jsou tabelovány např. v normě ČSN ISO 8258 a jejich hodnoty jsou uvedeny v příloze 1.

5. Sestrojení a analýza regulačních diagramů

Na základě vypočítaných regulačních mezí se sestrojí příslušné regulační diagramy. Jestliže leží všechny hodnoty aritmetických průměrů uvnitř regulačních

mezí a nevyskytují se nenáhodná seskupení bodů, lze systém měření považovat za stabilní. Pokud se všechny hodnoty variačních rozpětí nacházejí uvnitř regulačních mezí a pokud se nevyskytují nenáhodná seskupení bodů, považuje se systém měření za konzistentní (Plura, 2012). „Je-li systém měření vyhodnocen jako stabilní a konzistentní, znamená to, že variabilita výsledků opakovaných měření stejného znaku je způsobena pouze náhodnými příčinami, takový systém měření se považuje za statisticky zvládnutý (stabilní)“ (Plura, 2012, s. 109).

Linearita je charakterizována rozdílem mezi hodnotami strannosti v provozním rozsahu měřidla. Vyjadřuje systematickou chybu (strannost) systému měření. Při hodnocení linearity se posuzuje, zda hodnota strannosti závisí na velikosti měřené hodnoty. Hodnocení linearity lze provést třemi způsoby:

- a) graficky na základě proložené regresní přímky
- b) testem statistické významnosti parametrů regresní přímky
- c) analýzou rozptylu

Postup hodnocení linearity systému měření

1. Výběr vzorku

Vyberou se alespoň tři díly o známé přijaté referenční hodnotě, které pokrývají provozní rozsah měřidla. V optimálním případě se měření provádí na sadě etalonů.

2. Opakovaná měření vzorku

Každý etalon nebo díl o známé referenční hodnotě se změří alespoň desetkrát za podmínek opakovatelnosti.

Výběr dílů probíhá náhodně, aby nedocházelo k ovlivňování naměřených hodnot operátorem.

3. Výpočet charakteristik

Pro každý vzorek se vypočítají průměry z naměřených hodnot. U každého měření se určí odchylky od referenční hodnoty a pro každý vzorek se vypočítají hodnoty strannosti podle vztahu (1).

4. Grafické vyhodnocení lineariry pomocí regresní přímky

Lineární regresní model je vyjádřen vztahem

$$y = \beta_0 + \beta_1 \cdot x + \varepsilon \quad (13)$$

kde y je závisle proměnná, x nezávisle proměnná, β_0, β_1 jsou neznámé parametry modelu, ε je chyba.

Odhadnutá regresní přímka má tvar

$$y = b_0 + b_1 \cdot x_r \quad (14)$$

kde y je odchylka naměřené hodnoty od referenční, x_r je referenční hodnota, b_0 a b_1 jsou odhady parametrů β_0, β_1 v regresním modelu.

Referenční hodnoty vzorků se vynesou na osu x , odchylky od referenční hodnoty se na osu y . Vynesenými body se proloží přímka metodou nejmenších čtverců. Odhad parametru b_0 udává průsečík regresní přímky s osou y , pokud neprochází nulou, vykazuje systém měření strannost. Odhad parametru b_1 určuje směrnici přímky, a pokud není roven nule, systém měření vykazuje linearitu. Grafické vyhodnocení poskytuje prvotní informaci o tom, zda systém měření vykazuje linearitu a strannost. Zda se odhady parametrů liší významně od nuly, je třeba posoudit testem.

5. Vyhodnocení lineariry pomocí statistického testu

Vyhodnocení statistické významnosti parametrů regresní přímky lze uskutečnit prostřednictvím konfidenčních intervalů nebo pomocí t -testu.

Formuluje se nulová hypotéza $H_0: \beta_1 = 0$ proti alternativní hypotéze $H_1: \beta_1 \neq 0$

Hypotéza H_0 se zamítá, jestliže platí

$$|t| = \frac{|b_1|}{\frac{\sigma_r}{\sqrt{\sum(x_m - \bar{x})^2}}} \geq t_{nr-2, 1-\alpha/2} \quad (15)$$

Dále se testuje hypotéza $H_0: \beta_0 = 0$ proti alternativní hypotéze $H_1: \beta_0 \neq 0$.

Nulová hypotéza se zamítá, jestliže platí

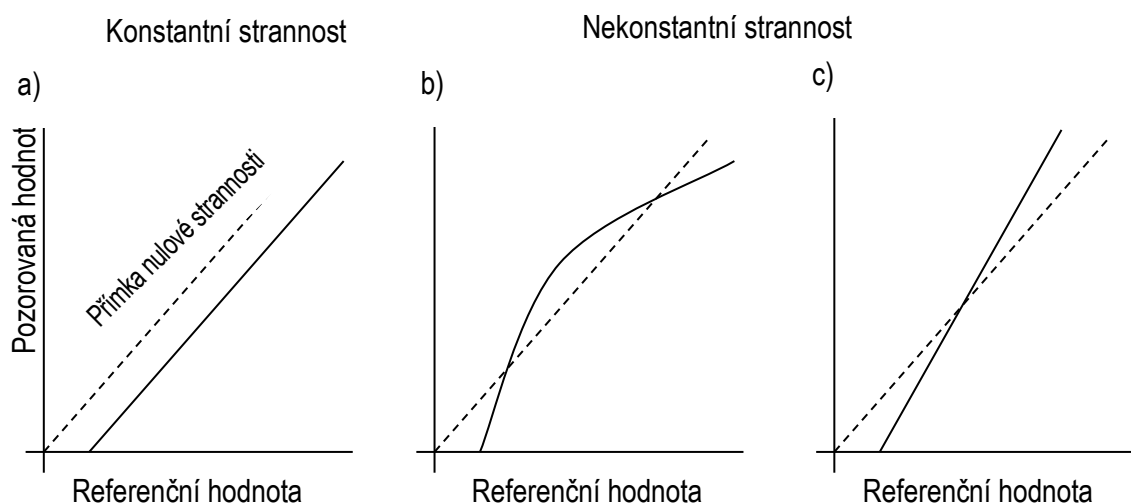
$$|t| = \frac{|b_0|}{\left(\sqrt{\frac{1}{nr} + \frac{\bar{x}^2}{\sum(x_i - \bar{x})^2}} \right) \cdot \sigma_r} \geq t_{nr-2, 1-\alpha/2} \quad (16)$$

kde n je počet vzorků, r počet měření.

Pokud se nezamítne nulová hypotéza, linearita systému měření je přijatelná.

Možnou příčinou nevyhovující linearity může být opotřebení měřicího přístroje, jeho špatná údržba, poškození etalonu.

Na obr. 3 a) je znázorněn stálý rozdíl mezi pozorovanou a referenční hodnotou, na obr. 3 b) se rozdíl mezi pozorovanou a referenční hodnotou mění nelineárně, na obr. 3 c) se mění lineárně.



Zdroj: KRÁL, Jan. *Stanovení měr opakovatelnosti a reprodukovatelnosti při kontrole měřením a srovnáváním*. str. 14 [online]. In: 26.5.2014. [cit. 2017-03-23]. Obrázek ve formátu PDF. Dostupné z: http://www.csq.cz/fileadmin/user_upload/Spolkova_cinnost/Odborne_skupiny/Statisticke_metody/sborniky/2006/04 - 11 - MSA.pdf

Obr. 3 Znázornění linearity

1.3 Charakteristiky variability

Druhá skupina vlastností systémů měření je popsána charakteristikami variability. K zavedení základních pojmů analýzy systému měření uvádí Montgomery jednoduchý model

$$y = x + \varepsilon \quad (17)$$

kde y je pozorovaná hodnota, x je pravá hodnota a ε chyba měření (Montgomery, 2009).

Celková variabilita je vyjádřena vztahem

$$\sigma_T^2 = \sigma_P^2 + \sigma_G^2 \quad (18)$$

kde σ_T^2 je celkový rozptyl, σ_P^2 rozptyl mezi měřenými jednotkami, σ_G^2 rozptyl způsobený systémem měření.

Variabilita systému měření je dána dvěma složkami – opakovatelností a reprodukovatelností podle vztahu

$$\sigma_G^2 = \sigma_r^2 + \sigma_R^2 \quad (19)$$

kde σ_r^2 je rozptyl způsobený opakovatelností a σ_R^2 rozptyl v důsledku reprodukovatelnosti. Pokud se vydělí obě strany rovnice (18) celkovým rozptylem σ_T^2 , výsledkem je vztah

$$1 = \frac{\sigma_P^2}{\sigma_T^2} + \frac{\sigma_G^2}{\sigma_T^2} \quad (20)$$

kde zlomek $\frac{\sigma_P^2}{\sigma_T^2}$ představuje podíl variability mezi jednotkami k celkové variabilitě,

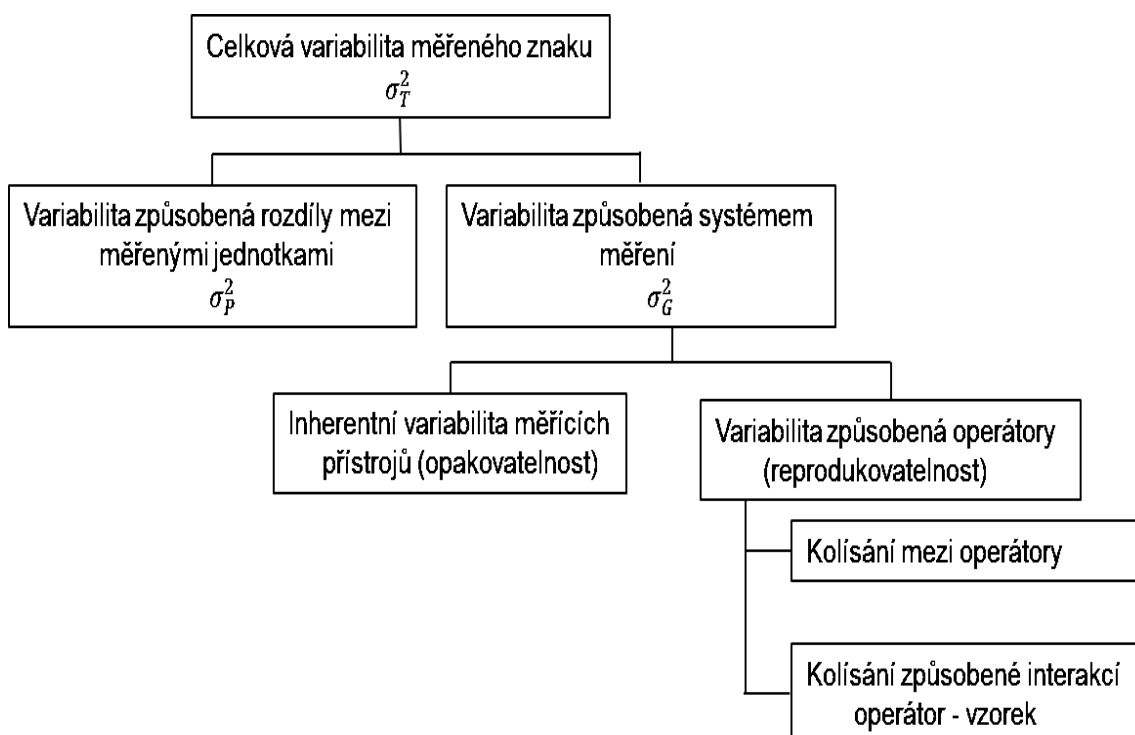
zlomek $\frac{\sigma_G^2}{\sigma_T^2}$ vyjadřuje podíl variability způsobené systémem měření k celkové variabilitě.

Ze vztahu (20) vychází míra *ndc* (number of distinct categories), počet rozdílných kategorií, které lze systémem měření rozlišit. Míra *ndc* je definována vztahem (Jarošová, 2011)

$$ndc = \sqrt{\frac{2 \cdot \frac{\sigma_P^2}{\sigma_T^2}}{\frac{\sigma_G^2}{\sigma_T^2}}} = \sqrt{\frac{2 \cdot \sigma_P^2}{\sigma_G^2}} = 1,41 \cdot \frac{\hat{\sigma}_P}{\hat{\sigma}_G} \quad (21)$$

Vypočítaná hodnota se zaokrouhluje na celá čísla směrem dolů, systém měření se považuje za přijatelný, pokud platí $ndc \geq 5$.

Složky celkové variability sledovaného znaku jsou znázorněny na obr. 4.



Zdroj: MITRA, A. *Fundamentals of Quality Control and Improvement*. 3. vyd. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc, 2008, s. 436

Obr. 4 Složky celkové variability

Opakovatelnost

Opakovatelnost (repeatability, evaluation variation EV) je definována jako variabilita výsledků měření, které provádí stejný operátor na témže dílu jedním měřidlem. Zkoušky jsou prováděny v krátkých časových intervalech a probíhají za definovaných konstantních podmínek (Fabian a kol., 2007).

Lze ji také nazvat variabilitou uvnitř systému.

Reprodukovatelnost

Reprodukovatelnost (reproducibility, appraiser variation AV) je definována jako variabilita výsledků měření provedených stejným měřidlem, při měření téhož znaku na stejném dílu za změněných podmínek, nejčastěji se jedná o změnu operátora.

Jiným pohledem na reprodukovatelnost je zahrnutí vlivu různých pracovišť, různého vybavení nebo prostředí (Tůmová, 2009).

Je také označována jako variabilita mezi systémy.

Opakovatelnost a reprodukovatelnost (GRR)

Přesnost měřicího zařízení je definována jako schopnost poskytovat výstupní údaje blízko pravé hodnotě. Kromě měřidla hraje svou roli celá řada dalších vlivů, které mohou měření ovlivňovat. Jedná se o operátora, podmínky, ve kterých měření probíhá, použité postupy a další faktory.

GRR - Gage Repeatability and Reproducibility (dříve také označováno jako R&R - Repeatability and Reproducibility) je odhadem kombinované variability opakovatelnosti (EV), kterou je možné vyjádřit směrodatnou odchylkou σ_r a reprodukovatelnosti (AV), kterou lze vyjádřit pomocí směrodatné odchylky σ_R . Kombinovaná charakteristika opakovatelnosti a reprodukovatelnosti vyjadřuje celkovou spolehlivost systému měření.

$$\sigma_G = \sqrt{\sigma_r^2 + \sigma_R^2} \quad (22)$$

Vztah lze zapsat i ve tvaru:

$$GRR = \sqrt{EV^2 + AV^2} \quad (23)$$

Cílem hodnocení způsobilosti systému měření je vyjádření obou složek variability, tedy variability způsobené měřidlem i variability způsobené operátorem, a následné zhodnocení celkové spolehlivosti systému (Bissell, 1994).

Ukazatele hodnocení variability systému měření

Celková variabilita je dána součtem rozptylů opakovatelnosti, reprodukovatelnosti a variability mezi vzorky podle vztahu

$$TV = \sqrt{EV^2 + AV^2 + PV^2} \quad (24)$$

Při hodnocení složek variability se používají tři typy ukazatelů:

1. ukazatele vyjadřující v procentech podíl opakovatelnosti $\hat{\sigma}_r$, reprodukovatelnosti $\hat{\sigma}_R$, celkové chyby měření $\hat{\sigma}_G$ či variability mezi jednotkami $\hat{\sigma}_p$ a směrodatné odchylky $\hat{\sigma}_T$, která vyjadřuje celkovou variabilitu (Jarošová, 2011). $\%EV$ se vypočítá podle vztahu (4), další ukazatele se vypočítají dle vztahů viz níže

$$\%AV = \frac{\hat{\sigma}_R}{\hat{\sigma}_T} \cdot 100 \quad \%AV = \frac{AV}{TV} \cdot 100 \quad (25)$$

$$\%GRR = \frac{\hat{\sigma}_G}{\hat{\sigma}_T} \cdot 100 \quad \%GRR = \frac{GRR}{TV} \cdot 100 \quad (26)$$

$$\%PV = \frac{\hat{\sigma}_P}{\hat{\sigma}_T} \cdot 100 \quad \%PV = \frac{PV}{TV} \cdot 100 \quad (27)$$

2. ukazatele, které využívají šířku tolerančního pole $USL - LSL$ (Jarošová, 2011). $\%EV$ se určí podle vztahu (5), další ukazatele se určí dle následujících vztahů

$$\%AV = \frac{6 \cdot \hat{\sigma}_R}{USL - LSL} \cdot 100 \quad (28)$$

$$\%GRR = \frac{6 \cdot \hat{\sigma}_G}{USL - LSL} \cdot 100 \quad (29)$$

$$\%PV = \frac{6 \cdot \hat{\sigma}_P}{USL - LSL} \cdot 100 \quad (30)$$

„V závislosti na zamýšleném použití systému měření a požadavcích zákazníka je možné použít některou z metod nebo obě“ (MSA, 2011, s. 123).

„99,73% hodnot je zastoupeno násobitelem 6,0, který je $\pm 3\sigma$ a představuje úplné rozdělení hodnot Gaussovy křivky. V minulosti se smluvně používalo 99% rozdělení hodnot představované násobitelem 5,15“ (MSA, 2011, s. IV).

3. ukazatele, které vyjadřují podíl opakovatelnosti a reprodukovatelnosti na celkové chybě měření, používají se k určení hlavního zdroje variability systému měření (Jarošová, 2011).

$$P_{EV} = \frac{\hat{\sigma}_r^2}{\hat{\sigma}_G^2} \cdot 100 \quad (31)$$

$$P_{AV} = \frac{\hat{\sigma}_R^2}{\hat{\sigma}_G^2} \cdot 100 \quad (32)$$

Je-li opakovatelnost ve srovnání s reprodukovatelností velká, je třeba hledat příčinu v měřidle, v metodě či podmínkách měření. Pokud je velká reprodukovatelnost v porovnání s opakovatelností, je třeba hledat příčinu v lidském faktoru, zda je operátor patřičně proškolen, jaké má zkušenosti a jak zodpovědně přistupuje k práci.

Kritéria hodnocení způsobilosti systému měření jsou uvedena v tab. 1.

Tab. 1 Kritéria způsobilosti systému měření %GRR

% GRR < 10	system měření je způsobilý
10 < % GRR < 30	system měření může být způsobilý (podle důležitosti aplikace, nákladů na měřidlo, nákladů na opravu)
% GRR > 30	system měření je nezpůsobilý

Zdroj: TŮMOVÁ, Olga. *Metrologie a hodnocení procesů: a modern introduction*. 1. vyd. Praha: BEN - technická literatura, 2009, s. 216

1.4 Ukazatele způsobilosti

K hodnocení způsobilosti měřících procesů a měřidel slouží ukazatele C_g a C_{gk} . Tyto ukazatele umožňují posoudit, zda je měřidlo vhodné pro daný úkol a zda jsou operátoři schopni zvládnout požadované měřicí úlohy.

Metoda spočívá v opakovaném měření vzorku, měření provádí jeden pracovník, jedním měřidlem. Operátor provede 50 opakovaných měření na skutečném výrobku, který zde plní funkci etalonu. Počet opakování může být snížen, ale nesmí být menší než 25. Rovněž je třeba při zkoušce dodržet opakované vyjmutí a založení dílu do měřidla, aby nedošlo ke zkreslení výsledku.

Používají různé metody výpočtu, například metodika podle firmy Ford a podle firmy Bosch. Oba postupy vycházejí z toho, že variabilita měřidla může představovat jen část variability procesu. Způsobilost měřidla je možné vztáhnout k variabilitě procesu nebo k šíři tolerančního pole (Fabian, 2007).

1. Metodika podle firmy Ford

Koeficient způsobilosti \hat{C}_g zohledňuje pouze opakovatelnost měření a odhadne se podle vztahu

$$\hat{C}_g = 0,15 \cdot \frac{\hat{\sigma}_T}{\hat{\sigma}_g} \quad (33)$$

kde $\hat{\sigma}_T$ je směrodatná odchylna procesu, $\hat{\sigma}_g$ směrodatná odchylna naměřených hodnot.

Směrodatná odchylna naměřených hodnot $\hat{\sigma}_g$ se určí podle vztahu

$$\hat{\sigma}_g = \sqrt{1 - \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (34)$$

kde \bar{x} je aritmetický průměr naměřených hodnot x_i .

V praxi se často koeficient způsobilosti \hat{C}_g odhaduje vzhledem k šíři pole tolerance podle vztahu

$$\hat{C}_g = 0,15 \cdot \frac{USL - LSL}{6\hat{\sigma}_g} \quad (35)$$

Ukazatel \hat{C}_{gk} zohledňující strannost i opakovatelnost měření se odhadne podle vztahu

$$\hat{C}_{gk} = \min \left(\frac{(x_r + 0,075\hat{\sigma}_T) - \bar{x}}{3\hat{\sigma}_g}; \frac{\bar{x} - (x_r - 0,075\hat{\sigma}_T)}{3\hat{\sigma}_g} \right) \quad (36)$$

kde x_r je referenční hodnota vzorku.

Pokud se způsobilost měřidla vztahuje k šíři pole tolerance, nahradí se výběrová směrodatná odchylna procesu šířkou tolerančního pole podle vztahu

$$\hat{C}_{gk} = \min \left(\frac{(x_r + 0,075(USL - LSL)) - \bar{x}}{3\hat{\sigma}_g}; \frac{\bar{x} - (x_r - 0,075(USL - LSL))}{3\hat{\sigma}_g} \right) \quad (37)$$

Podle metodiky Ford se systém měření považuje za způsobilý, pokud $\hat{C}_g \geq 1,0$, $\hat{C}_{gk} \geq 1,0$.

2. Metodika podle firmy Bosch

Ukazatel způsobilosti \hat{C}_g se odhadne podle vztahu

$$\hat{C}_g = 0,2 \cdot \frac{\hat{\sigma}_T}{6 \cdot \hat{\sigma}_g} \quad (38)$$

nebo se způsobilost měřidla vztáhne k šíři pole tolerance podle vztahu

$$\hat{C}_g = 0,2 \cdot \frac{USL - LSL}{6 \cdot \hat{\sigma}_g} \quad (39)$$

Ukazatel \hat{C}_{gk} se vypočítá podle vztahu

$$\hat{C}_{gk} = \min \left(\frac{(x_r + 0,1\hat{\sigma}_T) - \bar{x}}{3\hat{\sigma}_g}; \frac{\bar{x} - (x_r - 0,1\hat{\sigma}_T)}{3\hat{\sigma}_g} \right) \quad (40)$$

Pokud se způsobilost měřidla vztahuje k širší pole tolerance, nahradí se výběrová směrodatná odchylka procesu šířkou pole specifikace podle vztahu

$$\hat{C}_{gk} = \min \left(\frac{(x_r + 0,1 \cdot (USL - LSL)) - \bar{x}}{3\hat{\sigma}_g}; \frac{\bar{x} - (x_r - 0,1 \cdot (USL - LSL))}{3\hat{\sigma}_g} \right) \quad (41)$$

Podle metodiky Bosch se systém měření považuje za způsobilý, pokud $\hat{C}_g \geq 1,33$, $\hat{C}_{gk} \geq 1,33$ (Fabian, 2007).

Ukazatele způsobilosti C_g a C_{gk} vztažené k šířce pole tolerance lze obecně vyjádřit následujícími vztahy (Tůmová, 2009)

$$\hat{C}_g = \frac{k_1 \cdot (USL - LSL)}{k_2 \cdot \hat{\sigma}_g} \quad (42)$$

$$\hat{C}_{gk} = \frac{k_1 \cdot (USL - LSL) - 2 \cdot |x_r - \bar{x}|}{k_2 \cdot \hat{\sigma}_g} \quad (43)$$

kde k_1, k_2 jsou koeficienty, které se liší pro různé metodiky, jak je uvedeno v tab. 2.

Tab. 2 Koeficienty pro stanovení ukazatelů způsobilosti

Metodika	k1	k2	Cgmin
Bosch	0,2	6	1,33
Ford	0,15	6	1
Předpisy pro automobilový průmysl	0,3	4	1,33

Zdroj: TŮMOVÁ, Olga. *Metrologie a hodnocení procesů: a modern introduction*. 1. vyd. Praha: BEN - technická literatura, 2009, s. 217

Při porovnání ukazatelů platí:

$$C_{gk} \leq C_g \quad (44)$$

System měření je způsobilý, jestliže:

$$C_{gk} \geq C_{g \min} \quad (45)$$

V praxi je vhodné vědět, pro jaké minimální pole tolerance je daný měřicí přístroj vyhovující. To lze odvodit ze vztahů pro výpočet koeficientů způsobilosti (42), (43), kam se dosadí požadované minimální hodnoty ukazatelů dle použité metodiky.

$$T_{\min/C_g} = \frac{C_g \cdot \hat{\sigma}_g \cdot k_2}{k_1} \quad (46)$$

$$T_{\min/C_{gk}} = \frac{C_{gk} \cdot \hat{\sigma}_g \cdot k_2 + 2(x_r - \bar{x})}{k_1} \quad (47)$$

2 Metody hodnocení GRR

Analýza opakovatelnosti a reprodukovatelnosti je v současné době jedna z nejpoužívanějších metod analýzy systémů měření. Hodnocení opakovatelnosti a reprodukovatelnosti se provádí prostřednictvím různých experimentů, kdy k operátorů měří n dílů a každé měření se opakuje r - krát. Obvykle se v praxi volí 10 jednotek, 2 - 3 operátoři a 2 - 3 opakovaná měření téže jednotky v náhodném pořadí (Jarošová, 2011). Experiment lze samozřejmě nastavit dle aktuálních požadavků, časových možností a nákladů. Minimální požadavky na experiment dle zvolené metody hodnocení jsou uvedeny např. v příručce MSA - Analýza systémů měření.

K vyhodnocení se používají tři metody: metoda založená na rozpětí, metoda založená na průměru a rozpětí a analýza rozptylu (ANOVA).

2.1 Metoda založená na rozpětí (zkrácený experiment)

Tato metoda se používá v případě jednoduššího experimentu a umožňuje odhadnout pouze směrodatnou odchylku $\hat{\sigma}_G$, která hodnotí systém měření jako celek, ale neumožňuje vyjádřit složky opakovatelnosti a reprodukovatelnosti samostatně (Jarošová, 2011).

Postup hodnocení GRR metodou rozpětí

1. Návrh experimentu a výběr vzorků

Pro experiment se doporučuje alespoň 5 vzorků, 2 operátoři, každý operátor měří vzorek jednou. Vzorky by měly reprezentovat celý výrobní proces. Při rozsahu výběru 5 vzorků umožňuje tato metoda zjistit nepřijatelný systém měření z 80% a s rozsahem výběru 10 vzorků z 90% (ČSJ, 2011).

Počet vzorků je n , označení vzorku i , kdy $i = (1, \dots, n)$, počet operátorů je k , označení operátora j , kdy $j = (1, \dots, k)$ a počet opakování měření je r , označení měření m , kdy $r = (1, \dots, m)$.

2. Opakovaná měření vzorku

Měření se provádí za standardních podmínek. První operátor změří vybrané díly v náhodném pořadí a výsledky se zaznamenají. Poté provede měření druhý

operátor, opět v náhodném pořadí. Operátoři by neměli vědět, jaký díl právě měří a neměli by ani znát výsledky měření ostatních operátorů.

3. Výpočet charakteristik

Pro každý vzorek se z hodnot naměřených různými operátory vypočítá rozpětí.

$$R_i = \max x_i - \min x_i \quad (48)$$

kde $\max x_i$ je maximální hodnota z $k \cdot r$ měření, kde k je počet operátorů a r je počet měření jednoho vzorku, $\min x_i$ je minimální hodnota z $k \cdot r$ měření.

Odhad směrodatné odchylky systému měření $\hat{\sigma}_G$ se určí podle vztahu

$$\hat{\sigma}_G = \frac{\bar{R}}{d_2^*} \quad (49)$$

kde \bar{R} je průměrné rozpětí, které se vypočítá podle vztahu

$$\bar{R} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n R_i \quad (50)$$

d_2^* je součinitel pro odhad směrodatné odchylky pomocí rozpětí, jeho hodnoty jsou tabelovány například v příručce MSA (ČSJ, 2011), a jsou uvedeny v příloze 3. Ve sloupci se vyhledá rozsah výběru, který odpovídá počtu operátorů k , v řádcích je uveden počet výběrů, který odpovídá počtu jednotek n .

Ukazatel GRR se určí podle vztahu (26) nebo podle vztahu (29), který využívá šířku tolerančního pole sledovaného znaku.

4. Vyhodnocení

Vypočítaný podíl v procentech je kritériem způsobilosti systému měření. Jednotlivá kritéria jsou uvedena v tab. 1.

2.2 Metoda založená na průměru a rozpětí

Metoda založená na průměru a rozpětí vyžaduje složitější experiment. Tato metoda umožňuje rozložit variabilitu systému měření na dvě složky, variabilitu způsobenou opakovatelností a variabilitu vyvolanou reprodukovatelností. Neumožňuje ale vyjádřit jejich interakci.

Postup hodnocení GRR metodou průměru a rozpětí

1. Návrh experimentu a výběr vzorků

Podle MSA (ČSJ, 2011) se může počet operátorů, měření i počet vzorků lišit. Za optimální se pro realizaci analýzy doporučuje alespoň deset dílů, tři operátoři a tři opakovaná měření každého vzorku. Zajistí se výběr alespoň deseti vzorků tak, aby pokrývaly celé výrobní rozpětí. Vybrané díly se očíslojí, pokud je to možné tak, aby operátoři tato čísla neviděli. Operátoři se označí písmeny.

2. Opakovaná měření vzorku

Měření se provádí za standardních podmínek, při dodržování obvyklých postupů. Pokud je jejich součástí kalibrace přístroje, provede se. První operátor změří vybraných deset vzorků v náhodném pořadí a výsledky se zaznamenají. Poté provedou měření další dva operátoři, opět v náhodném pořadí. Operátoři by neměli vědět, jaký díl právě měří a neměli by znát ani výsledky měření ostatních operátorů. Celý cyklus se dvakrát zopakuje, díly se pokaždé měří v jiném náhodném pořadí.

3. Sestrojení regulačních diagramů

Diagram pro průměr vypovídá o rozlišitelnosti systému měření. Vzorky použité k analýze reprezentují variabilitu procesu a více než polovina průměrů by se měla nacházet mimo regulační meze, aby byl systém měření vhodný pro stanovení variability mezi díly a poskytoval užitečné informace pro analýzu a regulaci procesu (ČSJ, 2011).

Pro posouzení, zda je proces statisticky zvládnutý z hlediska variability opakovaných měření, se sestrojí regulační diagram pro rozpětí. Pokud leží všechny hodnoty rozpětí opakovaných měření jednotlivých vzorků jednotlivými operátory uvnitř regulačních mezí, je proces měření statisticky zvládnutý a je možné přistoupit k dalšímu hodnocení (Plura, 2012).

4. Výpočet charakteristik

- a) Pro každou kombinaci měřené jednotky a operátora se určí rozpětí z r opakovaných měření podle vztahu

$$R_{ij} = \max_{ij} - \min_{ij} \quad (51)$$

i je číslo vzorku ($i = 1, \dots, n$), j je označení operátora ($j = 1, \dots, k$)

- b) Vypočítá se průměrné rozpětí opakovaných měření každého operátora podle vztahu

$$\bar{R}_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n R_{ij} \quad (52)$$

- c) Stanoví se průměrné rozpětí opakovaných měření pro všechny operátory podle vztahu

$$\bar{\bar{R}} = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k \bar{R}_j \quad (53)$$

- d) Směrodatná odchylka $\hat{\sigma}_r$, která měří opakovatelnost, se odhadne podle vztahu

$$\hat{\sigma}_r = \frac{\bar{\bar{R}}}{d_2^*} \quad (54)$$

kde součinitel d_2^* závisí na počtu opakování měření r (hledá se ve sloupcích) a počtu výběrů nk (hledá se v řádcích), kde n je počet vzorků a k počet operátorů

- e) Vypočítají se aritmetické průměry opakovaných měření jednotlivých vzorků každého operátora podle vztahu

$$\bar{x}_{ij} = \frac{1}{r} \cdot \sum_{m=1}^r \bar{x}_{ijm} \quad (55)$$

- f) Určí se aritmetické průměry měření všech vzorků jednotlivými operátory dle vztahu (Plura, 2012)

$$\bar{x}_j = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \bar{x}_{ij} \quad (56)$$

- g) Z k průměrů se určí rozpětí $R_{\bar{x}}$.

h) Směrodatná odchylka $\hat{\sigma}_R$, která měří reprodukovatelnost, se pak odhadne podle vztahu

$$\hat{\sigma}_R = \sqrt{\left(\frac{R_{\bar{x}}}{d_2^*}\right)^2 - \frac{\hat{\sigma}_r^2}{n \cdot r}} \quad (57)$$

kde součinitel d_2^* závisí na počtu operátorů k (najde se ve sloupcích) a jednomu výběru (v řádcích). Variabilitu operátora je nutné očistit o variabilitu způsobenou opakovatelností. Pokud je hodnota pod odmocninou záporné číslo, považuje se variabilita operátora za nulovou.

i) Odhadne se směrodatná odchylka systému měření $\hat{\sigma}_G$ podle vztahu (19), (Jarošová, 2011).

j) Variabilitu mezi vzorky je možné určit pomocí odhadu směrodatné odchylky znaku měřených vzorků $\hat{\sigma}_p$ podle vztahu

$$\hat{\sigma}_p = \frac{R_p}{d_2^*} \quad (58)$$

kde R_p je rozpětí aritmetických průměrů \bar{x}_i všech měření jednotlivých vzorků, součinitel d_2^* závisí na počtu dílů n (najde se ve sloupcích) a jednomu výběru (v řádcích).

k) Vypočítá se ukazatel ndc podle vztahu (21).

5. Vyhodnocení způsobilosti systému měření

Na základě stanovené opakovatelnosti (EV) a reprodukovatelnosti (AV), se určí kombinovaná charakteristika GRR podle vztahu (23).

Na základě této charakteristiky ještě nelze hodnotit vhodnost analyzovaného systému měření, je třeba ji vztáhnout k celkové variabilitě (TV). V praxi se často používají vztahy, které jsou založené na procentním pokrytí šířky tolerančního pole.

Nejdůležitějšími charakteristikami pro hodnocení přijatelnosti systému měření jsou procentuální vyjádření opakovatelnosti a reprodukovatelnosti z celkové variability a počet různých kategorií, která lze systémem rozlišit.

Kritéria pro hodnocení %GRR jsou uvedena v tab. 1., v případě hodnocení prostřednictvím ndc se systém považuje za přijatelný, pokud platí $ndc \geq 5$.

Důležité informace poskytují ale i ostatní charakteristiky. Stanovením samotné opakovatelnosti a samotné reprodukovatelnosti je možné rozlišit příčiny dosahované variability systému. Pokud je opakovatelnost v porovnání s reprodukovatelností velká, je třeba hledat příčiny v měřicím zařízení, používané metodě měření a podmínkách, ve kterých měření probíhá. Jestliže je vysoký podíl reprodukovatelnosti, jsou příčiny variability způsobené přístupem operátorů.

2.3 Analýza rozptylu

Tato metoda je založena na hodnocení vztahů mezi rozptyly porovnávaných výběrových souborů. Umožňuje provádět vícenásobné srovnání středních hodnot, základní funkce spočívá v posouzení hlavních efektů a interakcí kategoriálních nezávislých proměnných na závisle proměnnou kvantitativního typu. Hlavní efekt je přímý efekt faktoru na závisle proměnnou. Interakce je spojený efekt kombinace dvou nebo více faktorů na závisle proměnnou (Hendl, 2009, s. 348).

Pro testování, zda se průměry ve skupinách od sebe liší více než v důsledku působení náhodného kolísání, slouží testová statistika F . Pokud se průměry významně neliší, lze usuzovat, že faktory nemají na závisle proměnnou vliv. Je-li překročena stanovená kritická mez, zamítá se nulová hypotéza o rovnosti průměrů (Hendl, 2009).

Předpoklady metody:

1. nezávislost měření ve skupinách i mezi skupinami
2. normalita dat v každé skupině
3. homogenita rozptylů uvnitř skupin

Výhodou této metody v porovnání s metodou založenou na průměru a rozpětí je, že poskytuje přesnější odhad rozptylů a také informace o interakcích operátorů a měřených jednotek.

Experiment se dvěma faktory

Při hodnocení způsobilosti systému měření se provádí experiment, nejčastěji se dvěma faktory, kdy jedním faktorem je měřená jednotka a druhým operátor. Každý operátor k opakovaně (r -krát) měří n dílů.

Rozptyl σ_G^2 vyjadřuje variabilitu systému měření a lze ho vyjádřit jako součet tří složek: rozptylu σ_O^2 , který vyjadřuje kolísání zapříčiněné rozdíly mezi operátory, rozptylu σ_{OP}^2 , který měří interakci jednotky a operátora a rozptylu σ^2 , který odpovídá náhodnému kolísání dle vztahu

$$\sigma_G^2 = \sigma_O^2 + \sigma_{OP}^2 + \sigma^2 \quad (59)$$

Rozptyl vyjadřující celkovou variabilitu σ_T^2 lze vyjádřit jako součet variability, která je způsobena rozdíly mezi jednotkami σ_P^2 a variability způsobené systémem měření σ_G^2 podle vztahu

$$\sigma_T^2 = \sigma_P^2 + \sigma_O^2 + \sigma_{OP}^2 + \sigma^2 \quad (60)$$

Prostřednictvím analýzy rozptylu se odhadnou jednotlivé složky rozptylu. Celkový součet čtverců se rozloží na součet čtverců vlivem faktoru jednotka, součet čtverců vlivem operátora, součet čtverců vlivem interakce jednotky a operátora a reziduální součet čtverců (Jarošová, 2011).

$$SS_T = SS_P + SS_O + SS_{OP} + SS_E \quad (61)$$

K vyhodnocení lze využít statistický software nebo nástroje analýzy dat v Excelu, výstupem je tabulka ANOVA.

Významnost jednotlivých efektů lze ověřit porovnáním testové statistiky F s kvantilem $F_{1-\alpha}$ nebo je možné použít p -hodnotu. Formuluje se nulová hypotéza H_0 : efekt je nulový proti alternativní hypotéze: H_1 non H_0 . Pokud $F > F_{krit}$ zamítá se hypotéza o nulovém efektu. Pokud rozhodujeme na základě p -hodnoty, nulová hypotéza se zamítá, pokud je p -hodnota menší než daná hladina významnosti. Pokud je interakce faktorů nevýznamná, z rozkladu součtu čtverců se vypustí.

Součet čtverců a stupně volnosti se přičtou k reziduálnímu součtu čtverců a stupňům volnosti, a přepočítá se průměrný reziduální čtverec.

Odhady složek rozptylu se vypočítají podle následujících vztahů (Jarošová, 2011):

$$\hat{\sigma}_P^2 = \frac{MS_P - MS_{OP}}{k \cdot r} \quad (62)$$

$$\hat{\sigma}_O^2 = \frac{MS_O - MS_{OP}}{n \cdot r} \quad (63)$$

$$\hat{\sigma}_{OP}^2 = \frac{MS_{OP} - MS_E}{r} \quad (64)$$

$$\hat{\sigma}^2 = MS_E \quad (65)$$

Průměrné čtverce MS jsou podílem daného součtu čtverců SS a příslušných stupňů volnosti.

Odhad opakovatelnosti se vypočítá podle vztahu

$$\hat{\sigma}_r = \sqrt{\hat{\sigma}^2} = \sqrt{MS_E} \quad (66)$$

Určí se odhad reprodukovatelnosti podle vztahu

$$\hat{\sigma}_R = \sqrt{\hat{\sigma}_O^2 + \hat{\sigma}_{OP}^2} \quad (67)$$

Pokud je interakce nevýznamná, vypočítá se odhad reprodukovatelnosti podle vztahu

$$\hat{\sigma}_R = \sqrt{\frac{MS_O - MS_E}{nr}} \quad (68)$$

Variabilita mezi jednotkami se vypočítá podle vzorce

$$\hat{\sigma}_P = \sqrt{\frac{MS_P - MS_E}{kr}} \quad (69)$$

Celková variabilita systému měření σ_G^2 se určí podle vztahu (59), celková variabilita σ_T^2 se stanoví podle vztahu (60). Následně se vypočítá procentní podíl *GRR* na celkové variabilitě podle vztahu (26). Na základě tohoto podílu se vyhodnotí způsobilost systému měření. Lze použít i vzorec, který vztahuje *GRR* k šíři pole specifikace podle vztahu (29).

Experiment se třemi faktory

V některých případech je zajímavé provést měření vzorku na několika místech, např. při ověřování kruhovitosti. V modelu se uvažuje další faktor - místo na vzorku l . Jednotlivé složky variability se odhadnou pomocí analýzy rozptylu. Celkový součet čtverců se rozloží na součet čtverců vlivem faktoru vzorek, součet čtverců vlivem místa na vzorku, součet čtverců vlivem faktoru operátor, součet čtverců vlivem interakce vzorku a operátora, součet čtverců vlivem interakce místa na vzorku a operátora a reziduální součet čtverců. Pokud je interakce nevýznamná, provede se úprava tabulky stejně jako v případě experimentu se dvěma faktory.

Tab. 3 Tabulka ANOVA 3 faktory

zdroj variability	stupně volnosti	průměrný čtverec	střední hodnota průměrného čtverce
jednotka	$n - 1$	M_1	$nkr\sigma_p^2 + kr\sigma_L^2 + lr\sigma_{PO}^2 + r\sigma_{LO}^2 + \sigma^2$
místo na jednotce	$n(l - 1)$	M_2	$kr\sigma_L^2 + r\sigma_{LO}^2 + \sigma^2$
operátor	$(k - 1)$	M_3	$nlr\sigma_o^2 + lr\sigma_{PO}^2 + r\sigma_{LO}^2 + \sigma^2$
jednotka – operátor	$(n - 1)(k - 1)$	M_4	$lr\sigma_{PO}^2 + r\sigma_{LO}^2 + \sigma^2$
místo operátor	$n(l - 1)(k - 1)$	M_5	$r\sigma_{LO}^2 + \sigma^2$
reziduální	$nlk(r - 1)$	M_6	σ^2

Zdroj: JAROŠOVÁ, Eva. *Použití lineárních modelů se smíšenými efekty v řízení jakosti*. Praha: Vysoká škola ekonomická, 2002, s. 98

Odhad složek rozptylu se určí tak, že se střední hodnota průměrného čtverce položí rovna hodnotě průměrného čtverce.

Rozptyl charakterizující rozdíly mezi jednotkami se vypočítá podle vztahu

$$\hat{\sigma}_P^2 = \frac{M_1 - M_2 - M_4 + M_5}{lkr} \quad (70)$$

Rozptyl charakterizující rozdíly mezi místy na vzorku se určí podle vztahu

$$\hat{\sigma}_L^2 = \frac{M_2 - M_5}{kr} \quad (71)$$

Rozptyl určující kolísání mezi operátory se vypočítá podle vztahu

$$\hat{\sigma}_O^2 = \frac{M_3 - M_4}{nlr} \quad (72)$$

Rozptyl $\hat{\sigma}_{PO}^2$ udává interakci vzorku a operátora a určí se podle vztahu

$$\hat{\sigma}_{PO}^2 = \frac{M_4 - M_5}{lr} \quad (73)$$

Rozptyl $\hat{\sigma}_{LO}^2$ odpovídá interakci místa na vzorku a operátora

$$\hat{\sigma}_{LO}^2 = \frac{M_5 - M_6}{r} \quad (74)$$

Rozptyl, který měří náhodné kolísání, se vypočítá podle vztahu (Jarošová, 2002)

$$\hat{\sigma}^2 = M_6 \quad (75)$$

Celková variabilita je dána vztahem

$$\sigma_T^2 = \sigma_P^2 + \sigma_L^2 + \sigma_O^2 + \sigma_{PO}^2 + \sigma_{LO}^2 + \sigma^2 \quad (76)$$

Rozptyl, který vyjadřuje kolísání vlivem systému měření, se určí podle vztahu

$$\sigma_G^2 = \sigma_O^2 + \sigma_{PO}^2 + \sigma_{LO}^2 + \sigma^2 \quad (77)$$

kde se σ^2 označuje jako opakovatelnost, $\sigma_O^2 + \sigma_{PO}^2 + \sigma_{LO}^2$ jako reprodukovatelnost.

3 Analýza vlastností systémů měření

V kapitole 1 byly popsány vlastnosti systémů měření a metody jejich hodnocení, které budou v této kapitole aplikovány na ruční měřidlo pasametr a měřicí zařízení IOTA s cílem porovnat oba systémy měření. Měření byla provedena v Technickém vývoji Škoda Auto a.s., v oddělení Kontroly kvality stavby prototypů a modelů. Toto oddělení poskytuje služby v oblasti metrologie a bezdotykového měření pro oblast Technického vývoje. Mezi hlavní úkoly tohoto oddělení patří kontrola mechanicky obráběných plechových a plastových dílů, jednotlivých dílů motoru, svařovacích přípravků pro stavbu karoserií prototypů, karoserií, modelů i celých vozů.

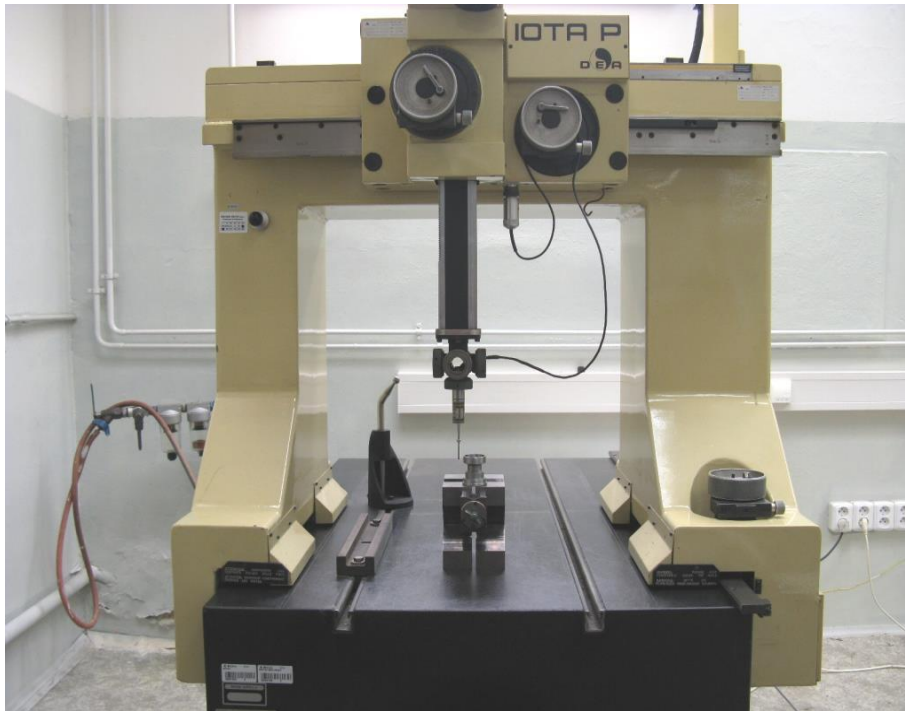
K měření byl použit pasametr Somet s měřícím rozsahem 25 – 50 mm. Přesnost uváděná výrobcem je $\pm 0,002$ mm, dělení stupnice 0,002 mm. Pro porovnání byla měření provedena souřadnicovým měřícím strojem DEA IOTA – P. Na obr. 5 a 6 jsou zobrazeny oba měřicí přístroje.

Vzorkem pro jednotlivé analýzy bylo závitové pouzdro, byl měřen jeho průměr. Rozměr dílu je dle výkresové dokumentace 36,8 mm, spodní tolerance 0,1 mm, horní tolerance 0. Výkresová dokumentace závitového pouzdra je uvedena v příloze 3. K hodnocení linearity se přidala další dvě závitová pouzdra s rozměry dle výkresové dokumentace 32,8 mm a 34,8 mm, spodní tolerance 0,1 mm, horní tolerance 0.



Zdroj: interní materiály firmy Škoda Auto a.s.

Obr. 5 Měřidlo pasametr Somet



Zdroj: interní materiály firmy Škoda Auto a.s.

Obr. 6 Měřicí zařízení DEA IOTA P

3.1 Analýza stability

Měření bylo prováděno týmž operátorem, opakovalo se pětkrát za směnu ve stanovených časech po dobu jednoho týdne. Díl byl pokaždé změřen pětkrát. Naměřené hodnoty pro pasametr jsou uvedeny v tab. 4, pro měřidlo IOTA v tab. 5.

Pasametr

Celkový průměr byl vypočítán podle vztahu (7)

$$\bar{\bar{x}} = \frac{36,746 + 36,745 + \dots + 36,747}{25} = 36,7456$$

Průměrné rozpětí bylo vypočítáno podle vztahu (8)

$$\bar{R} = \frac{0,006 + 0,006 + \dots + 0,007}{25} = 0,081$$

Tab. 4 Analýza stability – pasametr

podskupina	X1	X2	X3	X4	X5	rozpětí	průměr
1	36,744	36,747	36,748	36,743	36,749	0,006	36,746
2	36,745	36,748	36,742	36,745	36,743	0,006	36,745
3	36,751	36,748	36,746	36,745	36,748	0,006	36,748
4	36,748	36,749	36,743	36,746	36,742	0,007	36,746
5	36,743	36,745	36,746	36,740	36,747	0,007	36,744
6	36,752	36,749	36,745	36,746	36,742	0,010	36,747
7	36,749	36,748	36,747	36,749	36,754	0,007	36,749
8	36,740	36,746	36,748	36,741	36,741	0,008	36,743
9	36,745	36,744	36,746	36,749	36,743	0,006	36,745
10	36,747	36,745	36,746	36,749	36,746	0,004	36,747
11	36,749	36,748	36,745	36,742	36,743	0,007	36,745
12	36,740	36,742	36,735	36,746	36,749	0,014	36,742
13	36,751	36,742	36,746	36,748	36,752	0,010	36,748
14	36,748	36,746	36,752	36,744	36,745	0,008	36,747
15	36,745	36,739	36,745	36,748	36,746	0,009	36,745
16	36,748	36,745	36,746	36,749	36,745	0,004	36,747
17	36,745	36,740	36,742	36,743	36,747	0,007	36,743
18	36,742	36,748	36,749	36,743	36,749	0,007	36,746
19	36,736	36,742	36,736	36,749	36,748	0,013	36,742
20	36,748	36,745	36,750	36,746	36,740	0,010	36,746
21	36,749	36,748	36,744	36,746	36,747	0,005	36,747
22	36,750	36,739	36,749	36,744	36,751	0,012	36,747
23	36,748	36,747	36,736	36,745	36,746	0,012	36,744
24	36,751	36,746	36,740	36,743	36,748	0,011	36,746
25	36,749	36,748	36,748	36,742	36,747	0,007	36,747

Regulační meze diagramu pro průměr byly vypočítány podle vztahů (9), (10) a meze diagramu pro rozpětí podle vztahů (11), (12).

\bar{x} – diagram

$$UCL = 36,7456 + (0,577 \cdot 0,081) = 36,7503$$

$$LCL = 36,7456 - (0,577 \cdot 0,081) = 36,7409$$

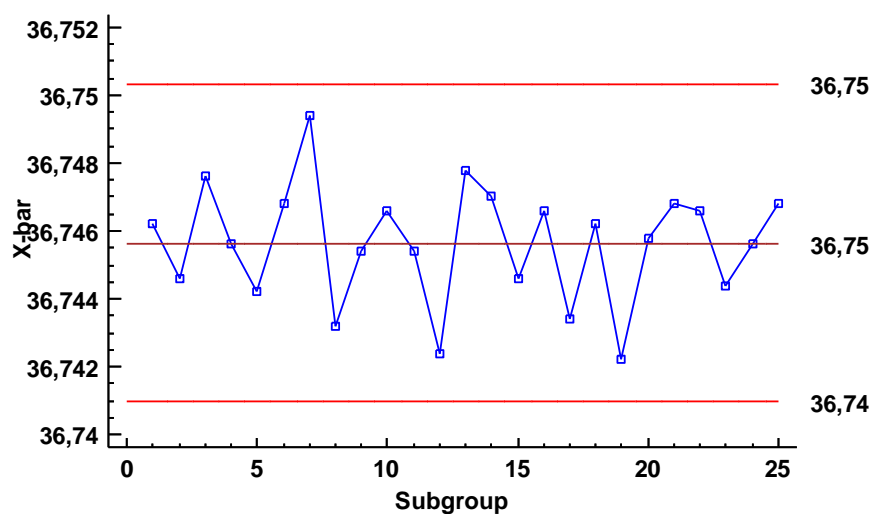
\bar{R} - diagram

$$UCL = 2,114 \cdot 0,081 = 0,1711$$

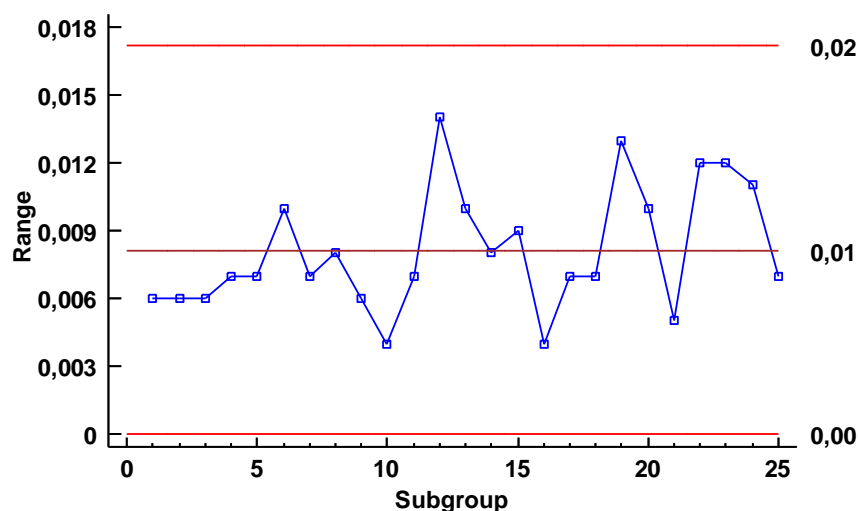
$$LCL = 0 \cdot 0,081 = 0$$

Regulační diagramy jsou znázorněny na obr. 7 a 8.

Obr. 7 Regulační diagram pro průměr – pasometr (Statgraphics)



Obr. 8 Regulační diagram pro rozpětí – pasometr (Statgraphics)



Z regulačního diagramu pro průměr je patrné, že žádná hodnota neleží vně regulačních mezí. Rovněž všechny hodnoty rozpětí leží uvnitř regulačních mezí. Systém měření lze v případě pasometru považovat za stabilní a konzistentní.

Měřidlo IOTA

Z hodnot v tab. 5 byl vypočítán celkový průměr podle vztahu (7) a průměrné rozpětí podle vztahu (8).

$$\bar{\bar{x}} = \frac{36,744 + 36,749 + \dots + 36,748}{25} = 36,7476$$

$$\bar{R} = \frac{0,018 + 0,007 + \dots + 0,006}{25} = 0,0086$$

Tab. 5 Analýza stability – měřidlo IOTA

podskupina	X1	X2	X3	X4	X5	rozpětí	průměr
1	36,753	36,747	36,735	36,744	36,742	0,018	36,744
2	36,752	36,748	36,746	36,748	36,753	0,007	36,749
3	36,748	36,750	36,746	36,749	36,752	0,006	36,749
4	36,744	36,748	36,753	36,751	36,747	0,009	36,749
5	36,750	36,749	36,748	36,751	36,748	0,003	36,749
6	36,746	36,748	36,750	36,744	36,753	0,009	36,748
7	36,750	36,744	36,753	36,750	36,743	0,010	36,748
8	36,754	36,753	36,744	36,749	36,749	0,010	36,750
9	36,748	36,749	36,751	36,740	36,749	0,011	36,747
10	36,746	36,748	36,745	36,749	36,747	0,004	36,747
11	36,745	36,749	36,746	36,741	36,748	0,008	36,746
12	36,747	36,750	36,753	36,751	36,752	0,006	36,751
13	36,747	36,744	36,753	36,747	36,744	0,009	36,747
14	36,741	36,743	36,748	36,749	36,745	0,008	36,745
15	36,752	36,746	36,746	36,751	36,742	0,010	36,747
16	36,745	36,742	36,748	36,745	36,741	0,007	36,744
17	36,746	36,754	36,742	36,749	36,748	0,012	36,748
18	36,752	36,739	36,742	36,751	36,753	0,014	36,747
19	36,743	36,748	36,752	36,749	36,750	0,009	36,748
20	36,752	36,751	36,748	36,749	36,744	0,008	36,749
21	36,749	36,748	36,753	36,742	36,746	0,011	36,748
22	36,741	36,746	36,750	36,752	36,748	0,011	36,747
23	36,747	36,748	36,745	36,748	36,746	0,003	36,747
24	36,748	36,750	36,745	36,746	36,745	0,005	36,747
25	36,749	36,752	36,748	36,746	36,746	0,006	36,748

Regulační meze diagramu pro průměr a rozpětí byly stanoveny stejně jako v případě pasometru, regulační diagramy jsou znázorněny na obr. 9 a 10.

\bar{x} – diagram

$$UCL = 36,7476 + (0,577 \cdot 0,0086) = 36,7525$$

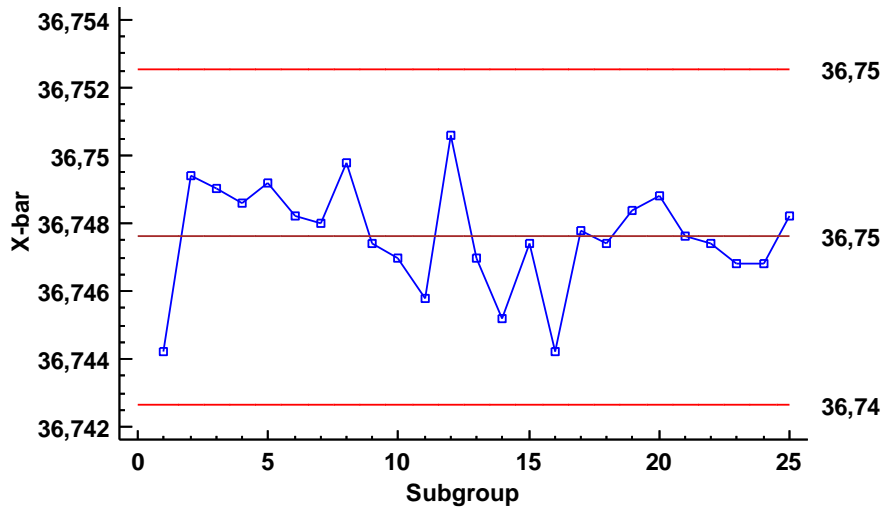
$$LCL = 36,7476 - (0,577 \cdot 0,0086) = 36,7427$$

\bar{R} - diagram

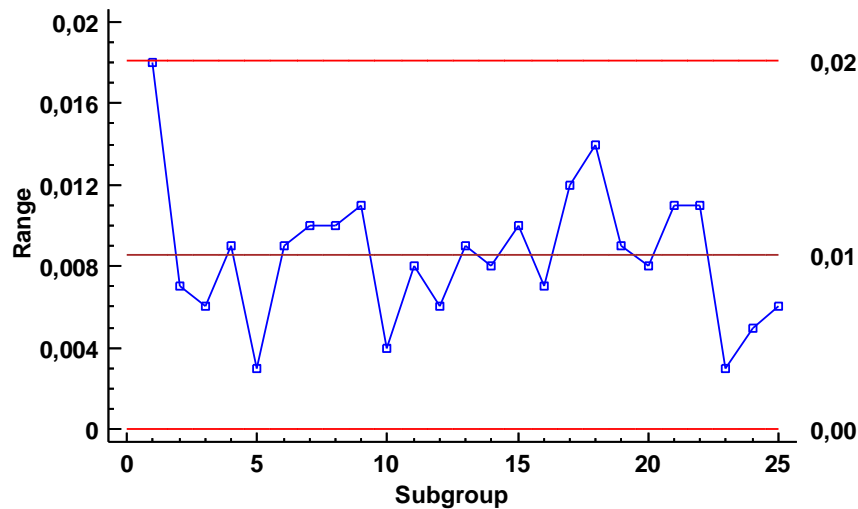
$$UCL = 2,114 \cdot 0,0086 = 0,0182$$

$$LCL = 0 \cdot 0,0094 = 0$$

Obr. 9 Regulační diagram pro průměr – měřidlo IOTA



Obr. 10 Regulační diagram pro rozpětí – měřidlo IOTA



Z regulačního diagramu pro průměr je patrné, že žádná hodnota neleží vně regulačních mezí. Rovněž všechny hodnoty rozpětí leží uvnitř regulačních mezí. Systém měření lze i v případě měřidla IOTA považovat za stabilní a konzistentní.

3.2 Analýza strannosti

Neboť nebyl k dispozici etalon, bude se pro ilustraci postupu za ověřenou hodnotu považovat průměr z měření provedených zkušeným pracovníkem, která nahrazují

měření v kalibrační místnosti, jak doporučuje MSA (ČSJ, 2011). Výsledky měření jsou uvedeny v tab. 6.

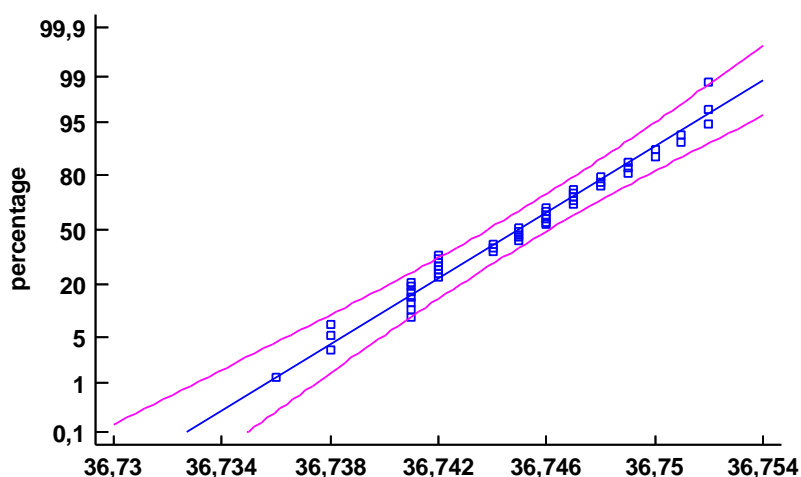
Tab. 6 Stanovení referenční hodnoty vzorku pro analýzu strannosti

Měření	Naměřená hodnota
1	36,753
2	36,751
3	36,747
4	36,746
5	36,745
6	36,742
7	36,752
8	36,748
9	36,750
10	36,745
průměr	36,748

Vzorek byl změřen operátorem v běžných provozních podmínkách padesátkrát. Naměřené hodnoty a odchylky od referenční hodnoty uvádí tab. 8 pro pasametr a tab. 10 pro měřidlo IOTA.

Pasametr

Normalita naměřených dat byla ověřena prostřednictvím pravděpodobnostního grafu, který je znázorněn na obr. 11.



Obr. 11 Pravděpodobnostní graf – pasametr (Statgraphics)

Vzhledem k tomu, že vynesené body leží v blízkosti proložené přímky a prakticky uprostřed vyznačeného pásu, lze podmínku normality považovat za splněnou. Pro ověření výsledku grafické metody byl proveden Shapiro-Wilkův test. Výsledky testu jsou uvedeny v tab. 7.

Tab. 7 Shapiro-Wilkův test - pasametr (Statgraphics)

Test	Statistic	P-Value
Shapiro-Wilk W	0,960417	0,16276

p -hodnota je větší než 0,05, nulová hypotéza se tedy nezamítá a lze potvrdit výsledek grafické metody o normálním rozdělení dat.

Tab. 8 Analýza strannosti – pasametr

referenční hodnota 36,748					
Měření	Hodnota	Odchylka	Měření	Hodnota	Odchylka
1	36,746	-0,002	26	36,746	-0,002
2	36,747	-0,001	27	36,742	-0,006
3	36,749	0,001	28	36,742	-0,006
4	36,747	-0,001	29	36,751	0,003
5	36,742	-0,006	30	36,752	0,004
6	36,744	-0,004	31	36,747	-0,001
7	36,750	0,002	32	36,746	-0,002
8	36,738	-0,010	33	36,749	0,001
9	36,746	-0,002	34	36,742	-0,006
10	36,747	-0,001	35	36,745	-0,003
11	36,741	-0,007	36	36,738	-0,010
12	36,744	-0,004	37	36,742	-0,006
13	36,738	-0,010	38	36,748	0,000
14	36,741	-0,007	39	36,741	-0,007
15	36,745	-0,003	40	36,746	-0,002
16	36,741	-0,007	41	36,752	0,004
17	36,741	-0,007	42	36,748	0,000
18	36,751	0,003	43	36,742	-0,006
19	36,750	0,002	44	36,745	-0,003
20	36,747	-0,001	45	36,752	0,004
21	36,736	-0,012	46	36,746	-0,002
22	36,741	-0,007	47	36,748	0,000
23	36,745	-0,003	48	36,749	0,001
24	36,744	-0,004	49	36,742	-0,006
25	36,741	-0,007	50	36,745	-0,003

Z naměřených hodnot byl vypočítán průměr a podle vztahu (1) byl stanoven bodový odhad strannosti. Následně byla podle (3) vypočítána směrodatná odchylka opakovatelnosti. Opakovatelnost byla stanovena podle vztahu (5), který využívá šířku tolerančního pole. Hodnoty vypočítaných charakteristik jsou uvedeny v tab. 9.

Tab. 9 Charakteristiky analýza strannosti - pasamet

n	T	α	průměr	strannost Bi	sm_odch σ_r	sm_chyba průměru σ_b	EV%
50	0,1	0,05	36,745	-0,003	0,0039793	0,0005628	23,876

statistika t	v	významná hodnota t	95% konfidenční interval strannosti	
			dolní mez	horní mez
-5,3308422	49	2,01	-0,0041312	-0,0018688

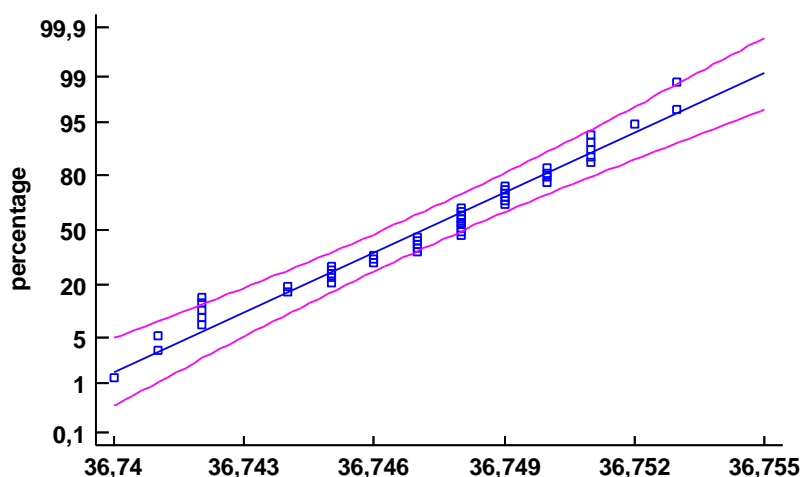
Statistická významnost strannosti byla ověřena stanovením konfidenčního intervalu dle vztahu (6). Jak je patrné z tab. 9, konfidenční interval nezahrnuje nulovou hodnotu, zamítá se tedy nulová hypotéza. Systém měření vykazuje strannost na hladině významnosti $\alpha = 0,05$.

Měřidlo IOTA

Tab. 10 Analýza strannosti – měřidlo IOTA

referenční hodnota 36,748					
Měření	Hodnota	Odchylka	Měření	Hodnota	Odchylka
1	36,753	0,005	26	36,746	-0,002
2	36,747	-0,001	27	36,741	-0,007
3	36,744	-0,004	28	36,749	0,001
4	36,747	-0,001	29	36,748	0,000
5	36,751	0,003	30	36,748	0,000
6	36,745	-0,003	31	36,740	-0,008
7	36,749	0,001	32	36,749	0,001
8	36,749	0,001	33	36,748	0,000
9	36,750	0,002	34	36,746	-0,002
10	36,749	0,001	35	36,741	-0,007
11	36,745	-0,003	36	36,750	0,002
12	36,748	0,000	37	36,748	0,000
13	36,751	0,003	38	36,745	-0,003
14	36,745	-0,003	39	36,742	-0,006
15	36,742	-0,006	40	36,752	0,004
16	36,751	0,003	41	36,748	0,000
17	36,751	0,003	42	36,747	-0,001
18	36,747	-0,001	43	36,742	-0,006
19	36,744	-0,004	44	36,748	0,000
20	36,748	0,000	45	36,747	-0,001
21	36,750	0,002	46	36,748	0,000
22	36,746	-0,002	47	36,742	-0,006
23	36,742	-0,006	48	36,750	0,002
24	36,753	0,005	49	36,751	0,003
25	36,749	0,001	50	36,745	-0,003

Normální rozdělení naměřených dat bylo ověřeno prostřednictvím pravděpodobnostního grafu na obr. 12. Vynesené body leží zhruba v přímce uvnitř vyznačeného pásu, podmínku normality lze považovat za splněnou.



Obr. 12 Pravděpodobnostní graf – měřidlo IOTA (Statgraphics)

Pro ověření výsledku grafické metody byl proveden statistický test. Výsledky Shapiro – Wilkova testu jsou uvedeny v tab. 11.

Tab. 11 Shapiro-Wilkův test - IOTA (Statgraphics)

Test	Statistic	P-Value
Shapiro-Wilk W	0,947902	0,0466565

p -hodnota je v případě měřidla IOTA blízko 0,05. Normalitu dat je vhodné potvrdit dalším testem. Byl proveden Kolmogorov-Smirnovův test. Výsledek testu je uveden v tab. 12. p -hodnota vyšla větší než 0,05, nulová hypotéza se nezamítá a lze potvrdit výsledek grafické metody o normálním rozdělení dat.

Tab. 12 Kolmogorov - Smirnovův test - IOTA (Statgraphics)

Test	P-Value
Kolmogorov-Smirnov Test	0,259409

Při výpočtu jednotlivých charakteristik byl použitý stejný postup jako v případě pasometru. Vypočítané charakteristiky jsou uvedeny v tab. 13.

Tab. 13 Charakteristiky analýza strannosti – měřidlo IOTA

n	T	α	průměr	strannost Bi	sm_odch σ_r	sm_chyba průměru ob	EV%
50	0,1	0,05	36,747	-0,001	0,0032951	0,0004660	19,770

statistika t	v	významná hodnota t	95% konfidenční interval strannosti	
			dolní mez	horní mez
-2,1459474	49	2,01	-0,001936649	-0,0000634

Konfidenční interval nezahrnuje nulovou hodnotu, zamítá se tedy nulová hypotéza a systém měření s měřidlem IOTA vykazuje na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ strannost. Strannost je žádoucí eliminovat, například kalibrací systému.

3.3 Analýza linearity

Pokud není k dispozici etalon, stanoví se dle MSA (ČSJ, 2011) referenční hodnota jako průměr hodnot naměřených zkušeným pracovníkem v oblasti kalibrace, pokud možno přesnějším měřidlem. Data pro stanovení referenční hodnoty vzorků jsou uvedena v tab. 14.

Tab. 14 Stanovení referenčních hodnot vzorků pro hodnocení linearity

Stanovení referenčních rozměrů vzorků			
číslo dílu	1	2	3
1	32,738	34,740	36,751
2	32,751	34,748	36,745
3	32,749	34,752	36,744
4	32,744	34,748	36,748
5	32,746	34,743	36,752
6	32,748	34,744	36,746
7	32,742	34,748	36,739
8	32,742	34,749	36,743
9	32,747	34,751	36,741
10	32,752	34,749	36,744
průměr naměřených hodnot	32,746	34,747	36,745
rozměr dle výkresu	32,800	34,800	36,800
dolní tolerance	32,700	34,700	36,700
horní tolerance	32,800	34,800	36,800

Každé závitové pouzdro bylo změřeno operátorem desetkrát za podmínek opakovatelnosti. Z naměřených hodnot byl vypočítán průměr pro každý díl a stanoveny odchylky od referenční hodnoty. Hodnoty strannosti byly určeny podle

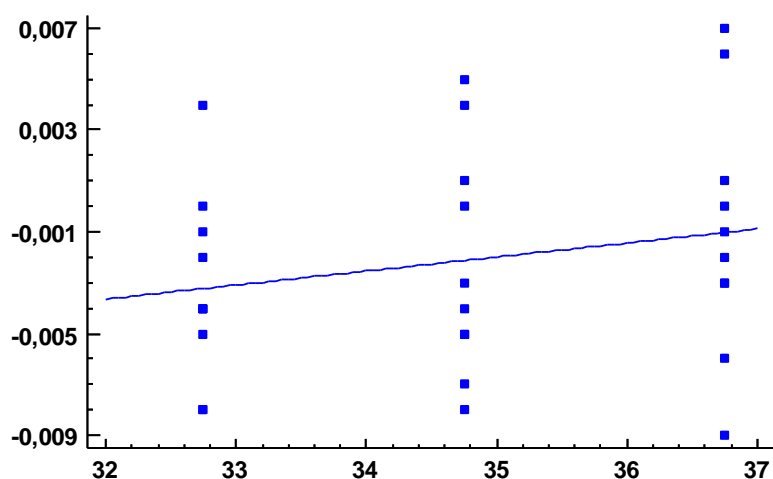
vztahu (1). Naměřené hodnoty a jejich odchylky jsou uvedeny v tab. 15 pro pasametr, v tab. 17 pro měřidlo IOTA.

Pasametr

Prvotní posouzení existence linearity bylo provedeno graficky pomocí regresní přímky. Z vypočítaných údajů byl sestaven graf závislosti odchylek na referenční hodnotě. Referenční hodnoty dílů byly vyneseny na osu x, hodnoty odchylek na osu y a body proloženy regresní přímkou. Graf je znázorněn na obr. 13.

Tab. 15 Analýza linearity – pasametr

číslo dílu	1		2		3	
referenční hodnota	32,746	odchylka	34,747	odchylka	36,745	Odchylka
1	32,741	-0,005	34,744	-0,003	36,752	0,007
2	32,742	-0,004	34,740	-0,007	36,742	-0,003
3	32,738	-0,008	34,748	0,001	36,743	-0,002
4	32,742	-0,004	34,751	0,004	36,744	-0,001
5	32,746	0,000	34,747	0,000	36,745	0,000
6	32,750	0,004	34,743	-0,004	36,751	0,006
7	32,745	-0,001	34,752	0,005	36,746	0,001
8	32,738	-0,008	34,742	-0,005	36,742	-0,003
9	32,744	-0,002	34,739	-0,008	36,736	-0,009
10	32,742	-0,004	34,742	-0,005	36,739	-0,006
průměr naměřených hodnot	32,743		34,745		36,744	
strannost Bi	-0,003		-0,002		-0,001	



Obr. 13 Grafické vyhodnocení linearity – pasametr (Statgraphics)

Proložená regresní přímka má rovnici $y = -0,021248 + 0,000550125x$. Přímka nemá nulovou směrnici a neprochází nulou, což vypovídá o existenci linearity i

strannosti. Zda se odhady regresních koeficientů liší významně od nuly, je třeba posoudit testem. Vyhodnocení bylo uskutečněno prostřednictvím t-testu, výpočet byl proveden nástrojem regresní analýza v Excelu. Výsledky regresní analýzy jsou uvedeny v tab. 16.

Tab. 16 Regresní analýza – pasamet

	Koeficienty	Směrodatná chyba odhadu	t Stat	P- hodnota	dolní 95%	horní 95%
b ₀	-0,021247974	0,016719602	-1,270842099	0,214242	-0,055496526	0,013000578
b ₁	0,000550125	0,000480665	1,144508638	0,262103	-0,000434472	0,001534722

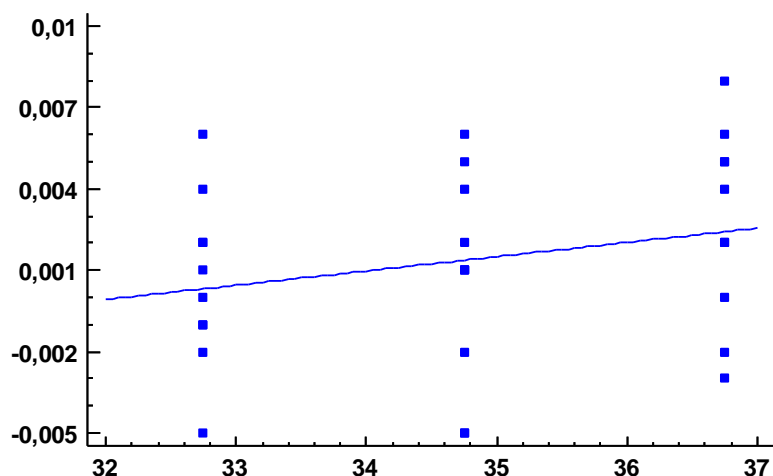
Hodnota testové statistiky $|t_{b_1}|$ je menší než kvantil t-rozdělení $t_{28;0,975} = 2,048$. Nulová hypotéza se nezamítá a linearitu systému měření lze považovat za přijatelnou. Rovněž hodnota testové statistiky $|t_{b_0}|$ je menší než daný kvantil t-rozdělení, nulová hypotéza se nezamítá a strannost systému měření lze považovat na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ za přijatelnou.

Měřidlo IOTA

Tab. 17 Analýza linearoty – měřidlo IOTA

číslo dílu	1		2		3	
referenční hodnota	32,746	odchylka	34,747	odchylka	36,745	odchylka
1	32,750	0,004	34,742	-0,005	36,750	0,005
2	32,745	-0,001	34,748	0,001	36,743	-0,002
3	32,747	0,001	34,745	-0,002	36,747	0,002
4	32,748	0,002	34,753	0,006	36,753	0,008
5	32,745	-0,001	34,748	0,001	36,745	0,000
6	32,752	0,006	34,742	-0,005	36,750	0,005
7	32,748	0,002	34,751	0,004	36,747	0,002
8	32,744	-0,002	34,749	0,002	36,751	0,006
9	32,746	0,000	34,748	0,001	36,742	-0,003
10	32,741	-0,005	34,752	0,005	36,749	0,004
průměr naměřených hodnot	32,747		34,748		36,748	
strannost Bi	0,001		0,001		0,003	

Grafické vyhodnocení existence linearoty pomocí regresní přímky je znázorněno na obr. 14. Proložená přímka má rovnici $y = -0,0168758 + 0,000525025x_r$. Směrnice přímky není nulová a pokud by se přímka prodloužila, bylo by patrné, že neprochází nulou.



Obr. 14 Grafické vyhodnocení linearity – měřidlo IOTA (Statgraphics)

Výsledky regresní analýzy pro měřidlo IOTA jsou uvedeny v tab. 18.

Tab. 18 Regresní analýza – měřidlo IOTA

	Koeficienty	Směrodatná chyba odhadu	t Stat	P-hodnota	dolní 95%	horní 95%
b ₀	-0,01687585	0,01353382	-1,246938959	0,22275	-0,044598622	0,010846926
b ₁	0,000525025	0,000389078	1,349407635	0,188017	-0,000271965	0,001322015

Vyhodnocení významnosti regresních parametrů bylo uskutečněno pomocí t-testu. Hodnota testové statistiky $|t_{b_1}|$ je menší než kvantil t-rozdělení $t_{28;0,975} = 2,048$, nulová hypotéza o nulové směrnici se nezamítá a linearitu systému měření lze považovat za přijatelnou.

Hodnota testové statistiky $|t_{b_0}|$ je rovněž menší než kvantil t-rozdělení, nulová hypotéza se nezamítá a strannost systému měření lze i v případě měřidla IOTA považovat na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ za přijatelnou.

3.4 Analýza GRR metodou založenou na rozpětí

Bylo vybráno deset vzorků ($n=10$) závitového pouzdra s rozměrem dle výkresové dokumentace 36,8 mm, spodní tolerance 0,1 mm, horní tolerance 0. Každý vzorek byl očíslován. Měření prováděli dva operátoři ($k=2$), každý vzorek byl změřen jednou ($r=1$). Měření bylo prováděno za standardních podmínek operátory, kteří

pasometr i měřidlo IOTA běžně obsluhují. Výběr vzorků probíhal náhodně, byl měřen průměr náhodného místa na dílu.

Pasometr

Naměřené hodnoty a vypočítaná rozpětí jsou uvedeny v tab. 19.

Tab. 19 Výsledky a charakteristiky měření GRR metoda rozpětí - pasometr

číslo dílu	operátor A	operátor B	rozpětí R
1	36,746	36,748	0,002
2	36,743	36,744	0,001
3	36,738	36,739	0,001
4	36,735	36,736	0,001
5	36,732	36,732	0,000
6	36,745	36,744	0,001
7	36,735	36,734	0,001
8	36,737	36,738	0,001
9	36,737	36,738	0,001
10	36,738	36,736	0,002
		průměrné rozpětí	0,0011

Směrodatná odchylka systému měření $\hat{\sigma}_G$ byla vypočítána podle (49). Hodnota součinitele d_2^* je pro rozsah výběru 2 (počet operátorů) a pro počet výběrů 10 (počet vzorků) 1,16.

$$\hat{\sigma}_G = \frac{0,0011}{1,16} = 0,0009483$$

Vyhodnocení podílu variability systému měření bylo uskutečněno na základě vztahu (29), který využívá šířku tolerančního pole sledovaného znaku.

$$\%GRR = \frac{6 \cdot 0,0009483}{0,1} \cdot 100 = 5,69$$

Vypočítaná hodnota *GRR* je 5,69%, systém měření lze považovat za způsobilý.

Měřidlo IOTA

Naměřené hodnoty i dílčí výsledky pro měřidlo IOTA jsou uvedeny v tab. 20.

Tab. 20 Výsledky a charakteristiky měření GRR metoda rozpětí – IOTA

číslo dílu	operátor A	operátor B	rozpětí R
1	36,743	36,744	0,001
2	36,739	36,737	0,002
3	36,735	36,734	0,001
4	36,732	36,730	0,002
5	36,730	36,729	0,001
6	36,744	36,745	0,001
7	36,735	36,732	0,003
8	36,734	36,731	0,003
9	36,734	36,731	0,003
10	36,734	36,736	0,002
		průměrné rozpětí	0,0019

Směrodatná odchylka systému měření je

$$\hat{\sigma}_G = \frac{0,0019}{1,16} = 0,001638$$

Dosazením do vztahu (29) byla stanovena variabilita systému měření

$$\%GRR = \frac{6 \cdot 0,001638}{0,1} \cdot 100 = 9,83\%$$

Hodnota *GRR* je 9,83%, systém měření lze i v případě měřidla IOTA považovat za způsobilý.

3.5 Analýza GRR metodou založenou na průměru a rozpětí

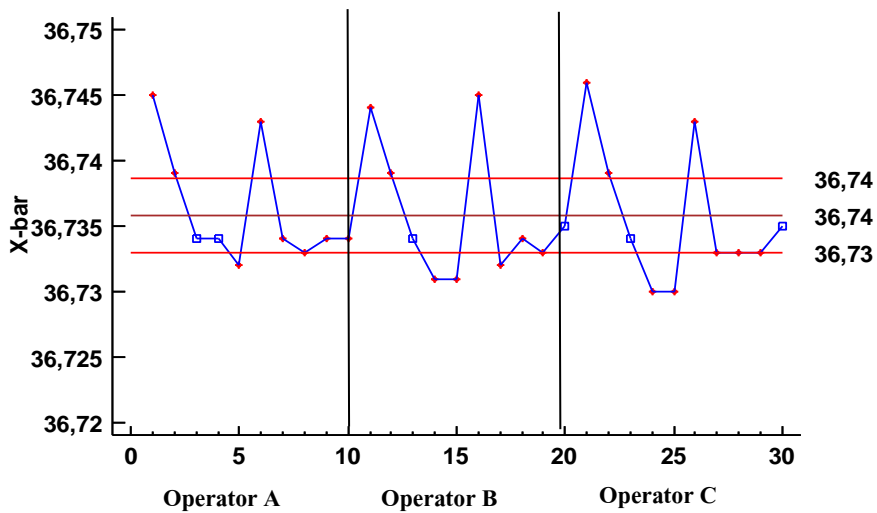
Bylo vybráno deset vzorků ($n=1$) závitového pouzdra, každý vzorek byl očíslován. Měření prováděli tři operátoři ($k=3$), každý vzorek byl změřen třikrát ($r=3$). Měření bylo prováděno za standardních podmínek třemi operátory, kteří byli označeni písmeny A, B, C. Operátoři pasometr i měřidlo IOTA běžně obsluhují. Nejprve provedl měření vybraných deseti vzorků v náhodném pořadí operátor A, naměřené hodnoty byly zaznamenány. Poté bylo měření provedeno i operátorem B a C. Celý cyklus byl dvakrát zopakován, měření vzorků probíhalo v jiném náhodném pořadí. Naměřené hodnoty a dílčí výpočty pro pasometr jsou uvedeny v tab. 21, pro měřidlo IOTA v tab. 22.

Pasametr

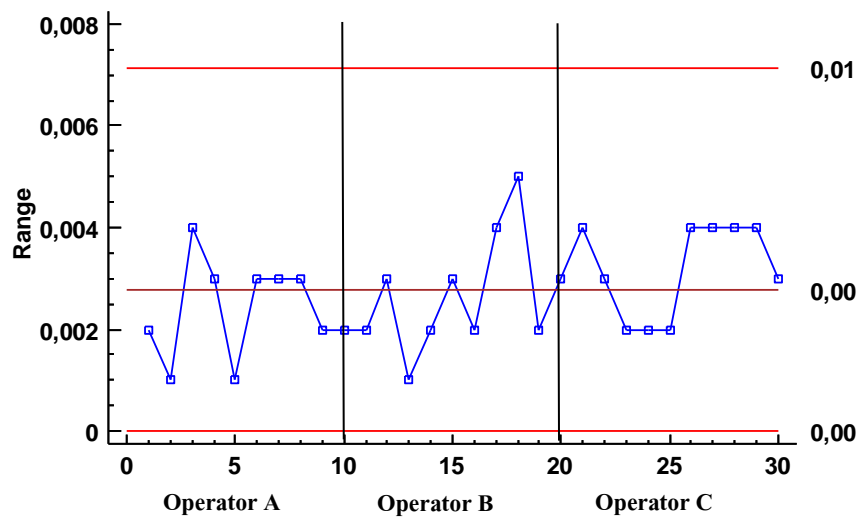
Tab. 21 Výsledky měření GRR metoda průměru a rozpětí – pasametr

operátor j	pořadí měření m	měřený vzorek i										průměr
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
A	1	36,746	36,739	36,734	36,734	36,732	36,745	36,735	36,733	36,734	36,735	36,737
	2	36,744	36,739	36,732	36,732	36,733	36,743	36,732	36,732	36,735	36,734	36,736
	3	36,744	36,740	36,736	36,735	36,732	36,742	36,735	36,735	36,733	36,733	36,737
	průměr \bar{x}_{ij}	36,745	36,739	36,734	36,734	36,732	36,743	36,734	36,733	36,734	36,734	36,736
	rozpětí R_{ij}	0,002	0,001	0,004	0,003	0,001	0,003	0,003	0,003	0,002	0,002	0,002
B	1	36,744	36,737	36,734	36,732	36,732	36,744	36,734	36,734	36,733	36,736	36,736
	2	36,745	36,740	36,733	36,730	36,731	36,746	36,732	36,731	36,732	36,735	36,736
	3	36,743	36,739	36,734	36,732	36,729	36,745	36,730	36,736	36,734	36,733	36,736
	průměr \bar{x}_{ij}	36,744	36,739	36,734	36,731	36,731	36,745	36,732	36,734	36,733	36,735	36,736
	rozpětí R_{ij}	0,002	0,003	0,001	0,002	0,003	0,002	0,004	0,005	0,002	0,003	0,003
C	1	36,744	36,739	36,733	36,729	36,731	36,745	36,735	36,731	36,732	36,736	36,736
	2	36,748	36,738	36,735	36,731	36,729	36,742	36,732	36,735	36,735	36,733	36,736
	3	36,745	36,741	36,734	36,729	36,730	36,741	36,731	36,734	36,731	36,735	36,735
	průměr \bar{x}_{ij}	36,746	36,739	36,734	36,730	36,730	36,743	36,733	36,733	36,733	36,735	36,735
	rozpětí R_{ij}	0,004	0,003	0,002	0,002	0,002	0,004	0,004	0,004	0,004	0,003	0,003
průměr pro díl \bar{x}_i	36,745	36,739	36,734	36,732	36,731	36,744	36,733	36,733	36,733	36,734	36,736	

Data získaná analýzou systému měření byla zobrazena pomocí regulačních diagramů pro posouzení, zda má systém měření odpovídající rozlišitelnost a zda je proces statisticky zvládnutý. Diagram pro průměr na obr. 15 ukazuje, že nejsou patrné významné rozdíly mezi jednotlivými operátory. Více než polovina bodů leží mimo regulační meze a systém měření má tedy dostatečnou rozlišitelnost. Z diagramu pro rozpětí na obr. 16 vyplývá, že všechny hodnoty rozpětí leží uvnitř regulačních mezí a proces měření je ve statisticky zvládnutém stavu.

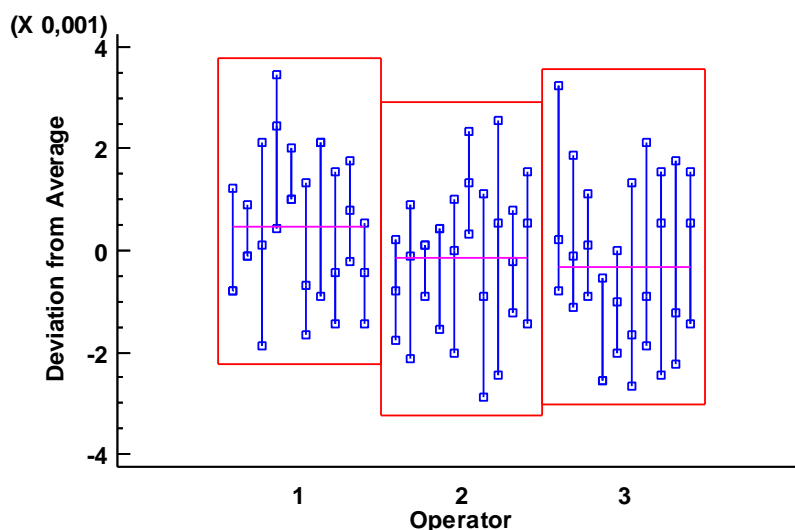


Obr. 15 GRR - regulační diagram pro průměr – pasometr (Statgraphics)



Obr. 16 GRR - regulační diagram pro rozpětí – pasometr (Statgraphics)

Na obr. 17 je znázorněn graf odchylek od průměru pro jednotlivá měření každého vzorku všemi operátory. Obrázek ukazuje, že rozdíly mezi operátory nejsou významné.



Obr. 17 GRR - Graf odchylek měření od průměru - pasamet (Statgraphics)

Nejdříve bylo vypočítáno rozpětí opakovaných měření vzorků jednotlivými operátory R_{ij} podle vztahu (51) a z vypočítaných hodnot bylo určeno průměrné rozpětí opakovaných měření každého operátora \bar{R}_j podle vztahu (52). Byly vypočítány aritmetické průměry opakovaných měření vzorků každým operátorem \bar{x}_{ij} podle vztahu (55) a aritmetické průměry měření všech vzorků jednotlivými operátory \bar{x}_j podle vztahu (56). Tyto dílčí výpočty byly provedeny v Excelu a jsou uvedeny v tab. 21.

Podle vztahu (53) bylo stanoveno celkové průměrné rozpětí opakovaných měření pro všechny operátory

$$\bar{\bar{R}} = (0,002 + 0,003 + 0,003) / 3 = 0,0027$$

Směrodatná odchylka opakovatelnosti byla vypočítána podle vztahu (54). K výpočtu bylo třeba zjistit hodnotu součinitele d_2^* , který pro rozsah výběru $m=3$ a počet výběrů $n \cdot k = 30$ není v tabulce v příloze 3 uveden. MSA (ČSJ, 2011, s. 119)

však uvádí pro 10 vzorků, 3 operátory a 3 měření koeficient $K_1 = \frac{1}{d_2^*} = 0,5908$.

$$\hat{\sigma}_r = \frac{0,0027}{1,6926} = 0,0016$$

Z k průměrů měření všech vzorků jednotlivými operátory \bar{x}_j bylo vypočítáno rozpětí $R_{\bar{x}} = 36,736 - 36,735 = 0,001$.

Směrodatná odchylka reprodukovatelnosti je podle vztahu (57)

$$\hat{\sigma}_R = \sqrt{\left(\frac{0,001}{1,912}\right)^2 - \frac{0,0016^2}{10 \cdot 3}} = 0,00042$$

Celková variabilita systému měření je dle (19)

$$\hat{\sigma}_G = \sqrt{0,0016^2 + 0,00042^2} = 0,0017$$

K vyhodocení způsobilosti systému měření byly použity ukazatele, které v procentech vyjadřují podíl variability k šíři pole tolerance podle vztahů (5), (28), (29). Šířka pole tolerance je dána výkresovou dokumentací $T = USL - LSL = 36,8 - 36,7 = 0,1$

$$\%EV = \frac{6 \cdot 0,0016}{0,1} \cdot 100 = 9,8\%$$

$$\%AV = \frac{6 \cdot 0,0042}{0,1} \cdot 100 = 2,51\%$$

$$\%GRR = \frac{6 \cdot 0,0017}{0,1} \cdot 100 = 10,1\%$$

Z aritmetických průměrů měření jednotlivých vzorků všemi operátory \bar{x}_i bylo vypočítáno rozpětí

$$R_p = 36,745 - 36,731 = 0,0014$$

Dosazením vypočítaného rozpětí do vztahu (58) byla stanovena variabilita mezi měřeními vzorky. Součinitel d_2^* má pro rozsah podskupiny 10 a počet výběrů 1 hodnotu 3,179.

$$\hat{\sigma}_p = \frac{0,014}{3,179} = 0,0044$$

Variabilita mezi vzorky, vyjádřená v procentech ve vztahu k šířce pole specifikace, je podle (30)

$$\%PV = \frac{6 \cdot 0,0044}{0,1} \cdot 100 = 26\%$$

Počet různých kategorií, které lze systémem měření odlišit je podle vztahu (21)

$$ndc = 1,41 \cdot \frac{0,0044}{0,0017} = 3,6$$

Podle kritérií uvedených v tab. 1 lze systém měření považovat za způsobilý, neboť je hodnota GRR 10,1%. Opakovatelnost je v porovnání s reprodukovatelností vyšší. Důvodem může být, že měřidlo vyžaduje údržbu, není stabilně upevněno nebo není vhodně umístěno.

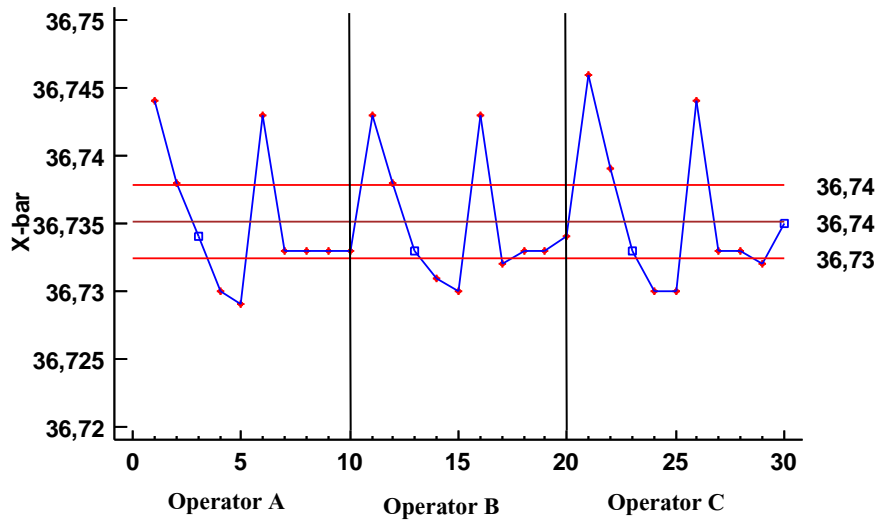
Měřidlo IOTA

Tab. 22 Výsledky měření GRR metoda průměru a rozpětí – IOTA

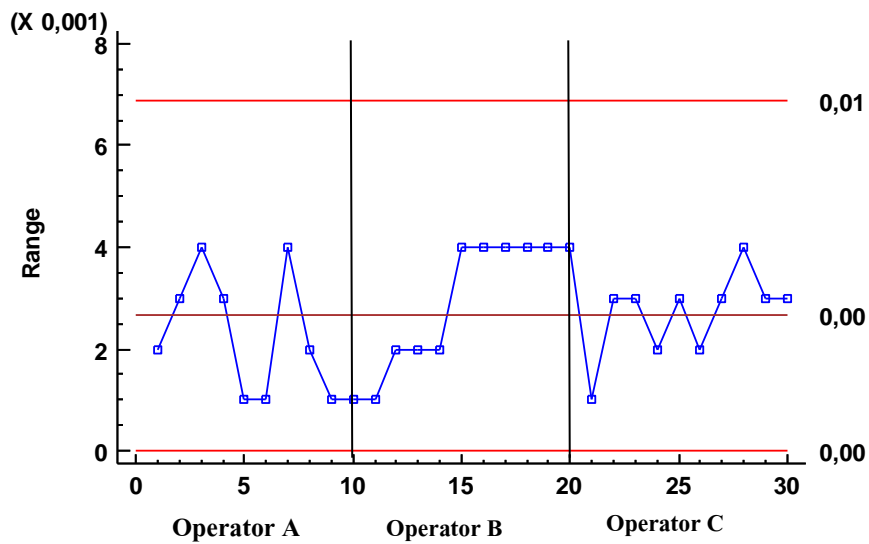
operátor j	pořadí měření m	měřený vzorek i										průměr
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
A	1	36,743	36,739	36,735	36,732	36,730	36,744	36,735	36,734	36,734	36,734	36,736
	2	36,745	36,739	36,735	36,730	36,729	36,743	36,732	36,733	36,733	36,733	36,735
	3	36,745	36,736	36,731	36,729	36,729	36,743	36,731	36,732	36,733	36,733	36,734
	průměr \bar{x}_{ij}	36,744	36,738	36,734	36,730	36,729	36,743	36,733	36,733	36,733	36,733	36,735
	rozpětí R_{ij}	0,002	0,003	0,004	0,003	0,001	0,001	0,004	0,002	0,001	0,001	0,002
B	1	36,744	36,737	36,734	36,730	36,729	36,745	36,732	36,731	36,731	36,736	36,735
	2	36,743	36,739	36,732	36,732	36,728	36,743	36,730	36,735	36,735	36,732	36,735
	3	36,743	36,737	36,732	36,732	36,732	36,741	36,734	36,732	36,734	36,733	36,735
	průměr \bar{x}_{ij}	36,743	36,738	36,733	36,731	36,730	36,743	36,732	36,733	36,733	36,734	36,735
	rozpětí R_{ij}	0,001	0,002	0,002	0,002	0,004	0,004	0,004	0,004	0,004	0,004	0,003
C	1	36,746	36,740	36,733	36,731	36,730	36,743	36,735	36,735	36,732	36,735	36,736
	2	36,745	36,737	36,735	36,730	36,728	36,745	36,733	36,731	36,734	36,733	36,735
	3	36,746	36,739	36,732	36,729	36,731	36,744	36,732	36,734	36,731	36,736	36,735
	průměr \bar{x}_{ij}	36,746	36,739	36,733	36,730	36,730	36,744	36,733	36,733	36,732	36,735	36,736
	rozpětí R_{ij}	0,001	0,003	0,003	0,002	0,003	0,002	0,003	0,004	0,003	0,003	0,003
průměr pro díl \bar{x}_i	36,744	36,738	36,733	36,731	36,730	36,743	36,733	36,733	36,733	36,734	36,735	

Pro grafickou analýzu dat naměřených měřidlem IOTA byly sestrojeny regulační diagramy. Z diagramu pro průměr na obr. 18 je patrné, že systém měření má dostatečnou rozlišitelnost, neboť více než polovina bodů leží mimo regulační meze, rozdíly mezi jednotlivými operátory nejsou významné.

Diagram pro rozpětí na obr. 19 ukazuje, že všechny hodnoty rozpětí leží uvnitř regulačních mezí a proces měření je statisticky zvládnutý.

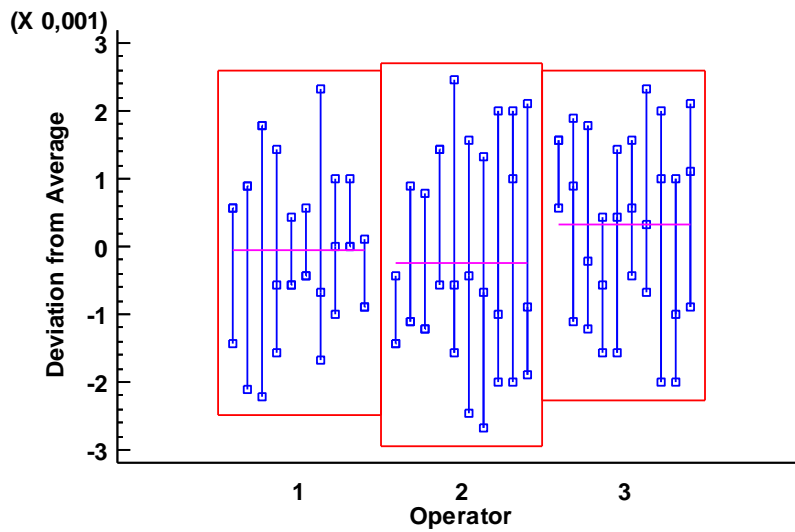


Obr. 18 GRR - regulační diagram pro průměří – IOTA (Statgraphics)



Obr. 19 GRR - regulační diagram pro rozpětí – IOTA (Statgraphics)

Na obr. 20 je znázorněn graf odchylek opakovaných měření každého vzorku všemi operátory. Z grafu vyplývá, že se odchylky měření jednotlivých operátorů významně neodlišují.



Obr. 20 GRR – Graf odchylek měření od průměru - IOTA (Statgraphics)

Výpočty pro měřicí zařízení IOTA byly provedeny stejným způsobem jako v případě pasometru.

$$\bar{\bar{R}} = (0,002 + 0,003 + 0,003) / 3 = 0,0027$$

$$\hat{\sigma}_r = \frac{0,0027}{1,6926} = 0,00158$$

$$R_{\bar{x}} = 36,736 - 36,735 = 0,001$$

$$\hat{\sigma}_R = \sqrt{\left(\frac{0,001}{1,912}\right)^2 - \frac{0,00158^2}{10 \cdot 3}} = 0,0003$$

$$\hat{\sigma}_G = \sqrt{0,00158^2 + 0,0042^2} = 0,0016$$

$$R_p = 0,015$$

$$\hat{\sigma}_P = \frac{0,015}{3,179} = 0,0047$$

K vyhodocení způsobilosti systému měření byly použity ukazatele, které využívají šířku pole tolerance:

$$\%EV = \frac{6 \cdot 0,00158}{0,1} \cdot 100 = 9,5\%$$

$$\%AV = \frac{6 \cdot 0,003}{0,1} \cdot 100 = 1,8\%$$

$$\%GRR = \frac{6 \cdot 0,0016}{0,1} \cdot 100 = 9,6\%$$

$$\%PV = \frac{6 \cdot 0,0047}{0,1} \cdot 100 = 28,1\%$$

$$ndc = 1,41 \cdot \frac{0,0047}{0,0016} = 4,1$$

Hodnota *GRR* je 9,6% a systém měření lze považovat za způsobilý. I v případě měřidla IOTA je opakovatelnost v porovnání s reprodukovatelností vyšší.

3.6 Hodnocení GRR analýzou rozptylu

1. Experiment se dvěma faktory

K vyhodnocení byly použity naměřené hodnoty z tab. 21 a 22. Výpočty byly provedeny pomocí nástroje analýza rozptylu v Excelu, výsledky pro pasametr jsou uvedeny v tab. 23, pro měřidlo IOTA v tab. 25.

Pasametr

Tab. 23 Tabulka ANOVA – pasametr

ANOVA

Zdroj variability	SS	df	MS	F	P-hodnota	F-krit
Operátoři	1,04E-05	2	5,2E-06	2,239234	0,115370832	3,15041131
Díly	0,001985956	9	0,000220662	95,0218	4,10215E-32	2,04009806
Interakce	4,67111E-05	18	2,59506E-06	1,117491	0,358871785	1,77844609
Reziduální	0,000139333	60	2,32222E-06			
Celkem	0,0021824	89				

V řádku pro interakci je *p*-hodnota větší než 0,05, mezi operátory a díly je interakce nevýznamná. Tabulka ANOVA má po úpravě následující tvar:

Tab. 24 Upravená tabulka ANOVA – pasametr

ANOVA

Zdroj variability	SS	df	MS	F	P-hodnota	F-krit
Operátoři	1,04E-05	2	5,2E-06	2,239234	0,115370832	3,15041131
Díly	0,001985956	9	0,000220662	95,0218	4,10215E-32	2,04009806
Reziduální	0,000186044	78	2,38519E-06			
Celkem	0,0021824	89				

Z upravené tabulky byly vypočítány následující charakteristiky:

Odhad opakovatelnosti podle vztahu (66)

$$\hat{\sigma}_r = \sqrt{2,385 \cdot 10^{-6}} = 0,00154$$

Odhad reprodukovatelnosti podle (68)

$$\hat{\sigma}_R = \sqrt{\frac{5,2 \cdot 10^{-6} - 2,38 \cdot 10^{-6}}{30}} = 0,0003$$

Celková variabilita systému měření podle vztahu (22)

$$\hat{\sigma}_G = \sqrt{\frac{5,2 \cdot 10^{-6} - 2,38 \cdot 10^{-6}}{30} + 2,38 \cdot 10^{-6}} = 0,00157$$

Odhad variability mezi díly podle vztahu (69)

$$\hat{\sigma}_P = \sqrt{\frac{0,00022 - 2,38 \cdot 10^{-6}}{9}} = 0,0049$$

K hodnocení systému měření se vypočítají ukazatele, které v procentech vyjadřují podíl variability k šířce tolerančního pole podle vztahů (5), (28), (29), (30). Šířka pole tolerance je dána výkresovou dokumentací $T = USL - LSL = 0,1$.

$$\%EV = \frac{6 \cdot 0,00154}{0,1} \cdot 100 = 9,2\%$$

$$\%AV = \frac{6 \cdot 0,0003}{0,1} \cdot 100 = 1,8\%$$

$$\%GRR = \frac{6 \cdot 0,00157}{0,1} \cdot 100 = 9,5\%$$

$$\%PV = \frac{6 \cdot 0,0049}{0,1} \cdot 100 = 29,6\%$$

Hodnocení analýzou rozptylu potvrdilo způsobilost systému měření, hodnota ukazatele GRR je 9,5%.

Měřidlo IOTA

Tab. 25 Tabulka ANOVA – měřidlo IOTA

ANOVA

Zdroj variability	SS	df	MS	F	P-hodnota	F-krit
Operátoři	4,96E-06	2	2,47778E-06	1,077295	0,34700958	3,15041131
Díly	0,002134	9	0,000237063	103,0709	4,2466E-33	2,04009806
Interakce	1,93E-05	18	1,07037E-06	0,465378	0,96312206	1,77844609
Reziduální	0,000138	60	2,3E-06			
Celkem	0,002296	89				

V řádku pro interakci je p -hodnota i v případě měřidla IOTA větší než 0,05.

Nevýznamná interakce se vyloučí, tabulka ANOVA má po úpravě tvar:

Tab. 26 Upravená tabulka ANOVA – měřidlo IOTA

ANOVA

Zdroj variability	SS	df	MS	F	P-hodnota	F-krit
Operátoři	4,96E-06	2	2,47778E-06	1,077295	0,34700958	3,15041131
Díly	0,002134	9	0,000237063	103,0709	4,2466E-33	2,04009806
Reziduální	0,000157	78	2,01624E-06			
Celkem	0,002296	89				

Stejným postupem byly vypočítány charakteristiky i pro měřidlo IOTA:

$$\hat{\sigma}_r = \sqrt{2,016 \cdot 10^{-6}} = 0,001419$$

$$\hat{\sigma}_R = \sqrt{\frac{2,478 \cdot 10^{-6} - 2,016 \cdot 10^{-6}}{30}} = 0,00012$$

$$\hat{\sigma}_G = \sqrt{\frac{2,478 \cdot 10^{-6} - 2,016 \cdot 10^{-6}}{30} + 2,016 \cdot 10^{-6}} = 0,00142$$

$$\hat{\sigma}_P = \sqrt{\frac{0,000237 - 2,016 \cdot 10^{-6}}{9}} = 0,0051$$

Pro hodnocení systému měření byly vypočítány ukazatele, které využívají šířku pole tolerance:

$$\%EV = \frac{6 \cdot 0,001419}{0,1} = 8,5\%$$

$$\%AV = \frac{6 \cdot 0,00012}{0,1} = 0,7\%$$

$$\%PV = \frac{6 \cdot 0,0051}{0,1} \cdot 100 = 30,7\%$$

Ukazatel GRR má hodnotu 8,5%, systém měření lze i v případě měřidla IOTA považovat za způsobilý.

2. Experiment se třemi faktory

K vyhodnocení opakovatelnosti a reprodukovatelnosti analýzou rozptylu byl uskutečněn i složitější experiment se třemi faktory. Bylo měřeno deset dílů ($n=10$), dvě místa na dílu ($l=2$), měření prováděli tři operátoři ($k=3$) a každé měření bylo zopakováno třikrát ($r=3$). Naměřené hodnoty jsou uvedeny v tab. 27 pro pasametr a v tab. 29 pro měřidlo IOTA.

Pasametr

Tab. 27 Analýza GRR metodou ANOVA experiment se 3 faktory – pasametr

	1		2		3		4		5	
	místo A	místo B	místo A	místo B	místo A	místo B	místo A	místo B	místo A	místo B
A	36,746	36,751	36,739	36,748	36,734	36,743	36,734	36,744	36,732	36,742
	36,744	36,755	36,739	36,751	36,732	36,744	36,732	36,742	36,733	36,741
	36,744	36,753	36,740	36,752	36,736	36,746	36,735	36,741	36,732	36,742
B	36,744	36,752	36,737	37,752	36,734	36,745	36,732	36,745	36,732	36,742
	36,745	36,754	36,740	36,750	36,733	36,741	36,730	36,740	36,731	36,743
	36,743	36,752	36,739	36,749	36,730	36,742	36,732	36,743	36,729	36,740
C	36,744	36,752	36,739	36,751	36,733	36,745	36,729	36,742	36,731	36,741
	36,748	36,752	36,738	36,748	36,736	36,743	36,731	36,744	36,729	36,742
	36,745	36,755	36,741	36,754	36,734	36,742	36,729	36,740	36,730	36,739
	6		7		8		9		10	
	místo A	místo B	místo A	místo B	místo A	místo B	místo A	místo B	místo A	místo B
A	36,745	36,751	36,735	36,736	36,733	36,748	36,734	36,742	36,736	36,742
	36,743	36,753	36,732	36,737	36,732	36,746	36,735	36,738	36,734	36,743
	36,742	36,750	36,735	36,735	36,736	36,745	36,733	36,740	36,733	36,739
B	36,744	36,749	36,734	36,732	36,734	36,747	36,733	36,742	36,736	36,738
	36,746	36,752	36,732	36,734	36,731	36,746	36,732	36,744	36,736	36,741
	36,745	36,754	36,730	36,732	36,736	36,750	36,734	36,741	36,733	36,740
C	36,745	36,749	36,736	36,734	36,731	36,749	36,732	36,743	36,736	36,744
	36,742	36,752	36,732	36,731	36,735	36,748	36,735	36,742	36,733	36,741
	36,744	36,751	36,731	36,732	36,734	36,746	36,731	36,740	36,735	36,742

Zkoumal se vliv faktorů vzorek, vnořeného faktoru místo na vzorku, operátor a interakce vzorek*operátor a operátor*místo na vzorku. Interakce operátora a místa na vzorku se ukázala jako statisticky nevýznamná a byla vyloučena. Výsledná tabulka ANOVA je uvedena v tab. 28.

Tab. 28 Výsledná tabulka ANOVA experiment se 3 faktory – pasametr (Statgraphics)

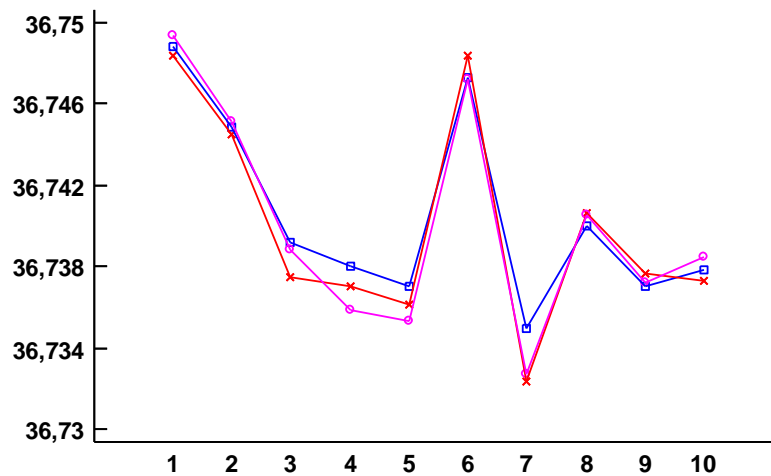
Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	0,00831353	39	0,000213168	76,76	0,0000
Residual	0,000388778	140	0,00000277698		
Total (Corr.)	0,00870231	179			

Type III Sums of Squares

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
vzorek	0,00435142	9	0,000483491	1,24	0,3684
místo (vzorek)	0,00388889	10	0,000388889	140,04	0,0000
operátor	0,00000947778	2	0,00000473889	1,34	0,2872
vzorek*operátor	0,0000637444	18	0,00000354136	1,28	0,2130
reziduální	0,000388778	140	0,00000277698		
Total (corrected)	0,00870231	179			

p -hodnota v řádku interakce vzorek*operátor je 0,2130. Hodnota je větší než 0,05, ale např. statistický software Minitab interakci v modelu ponechává, jestliže je p -hodnota menší než 0,25, což je v tomto případě splněno. Graf interakce vzorku a operátora je znázorněn na obr. 21.



Obr. 21 GRR - interakce vzorek a operátor – pasametr (Statgraphics)

Odhady složek variability byly vypočítány podle následujících vztahů:

Rozptyl vyjadřující náhodné kolísání podle vztahu (75)

$$\hat{\sigma}^2 = 0,000002777$$

Rozptyl určující interakci mezi vzorkem a operátorem dle vztahu (73)

$$\hat{\sigma}_{PO}^2 = \frac{M4 - M5}{lr} = 0,000000127$$

Variabilita mezi operátory podle vztahu (72)

$$\hat{\sigma}_O^2 = \frac{M3 - M4}{nlr} = 0,000000019$$

Variabilita způsobená místy na vzorku podle vztahu (71)

$$\hat{\sigma}_L^2 = \frac{M2 - M5}{kr} = 0,000042901$$

Rozdíly mezi jednotkami dle vztahu (70)

$$\hat{\sigma}_P^2 = \frac{M1 - M2 - M4 + M5}{lkr} = 0,000005213$$

Opakovatelnost dle (66)

$$\hat{\sigma}_r = \sqrt{\hat{\sigma}^2} = 0,001666433$$

Reprodukovatelnost podle vztahu (67)

$$\hat{\sigma}_R = \sqrt{\hat{\sigma}_O^2 + \hat{\sigma}_{PO}^2} = 0,0003821$$

Variabilita způsobená systémem měření podle vztahu (22)

$$\hat{\sigma}_G = \sqrt{\hat{\sigma}_r^2 + \hat{\sigma}_R^2} = 0,001709$$

Celková variabilita způsobená měřeními vzorky je dána součtem variability mezi jednotkami a variabilitou danou místem na vzorku.

$$\sqrt{\hat{\sigma}_P^2 + \hat{\sigma}_L^2} = 0,006936$$

K vyhodocení systému měření byly použity ukazatele, které v procentech vyjadřují podíl variability k šířce pole tolerance podle vztahů (5), (28), (29), (30). Šířka pole tolerance je dána výkresovou dokumentací $T = USL - LSL = 0,1$.

$$\%EV = \frac{6 \cdot 0,001666433}{0,1} \cdot 100 = 10\%$$

$$\%AV = \frac{6 \cdot 0,0003821}{0,1} \cdot 100 = 2,3\%$$

$$\%GRR = \frac{6 \cdot 0,001709}{0,1} \cdot 100 = 10,3\%$$

$$\%PV = \frac{6 \cdot 0,006936}{0,1} \cdot 100 = 41,6\%$$

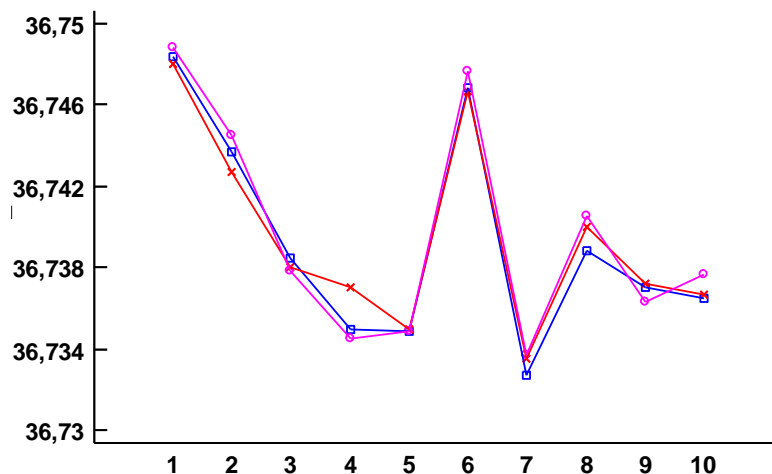
Hodnoty ukazatelů *EV*, *AV* a *GRR* se příliš neodlišují od výsledků experimentu se dvěma faktory. Hodnota *GRR* je 10,3%, systém měření lze považovat za způsobilý.

Měřidlo IOTA

Tab. 29 Analýza GRR metodou ANOVA experiment se 3 faktory – IOTA

	1		2		3		4		5	
	místo A	místo B	místo A	místo B	místo A	místo B	místo A	místo B	místo A	místo B
A	36,743	36,754	36,739	36,753	36,735	36,745	36,732	36,743	36,730	36,741
	36,745	36,752	36,739	36,750	36,735	36,744	36,730	36,741	36,729	36,741
	36,745	36,751	36,736	36,745	36,731	36,741	36,729	36,735	36,729	36,739
B	36,744	36,753	36,737	36,748	36,734	36,744	36,730	36,744	36,729	36,740
	36,743	36,751	36,739	36,750	36,732	36,742	36,732	36,741	36,728	36,742
	36,743	36,754	36,737	36,745	36,732	36,744	36,732	36,743	36,732	36,739
C	36,746	36,752	36,740	36,750	36,733	36,744	36,731	36,740	36,730	36,741
	36,745	36,751	36,737	36,753	36,735	36,742	36,730	36,735	36,728	36,739
	36,746	36,753	36,739	36,748	36,732	36,741	36,729	36,742	36,731	36,740
	6		7		8		9		10	
	místo A	místo B	místo A	místo B	místo A	místo B	místo A	místo B	místo A	místo B
A	36,744	36,752	36,735	36,735	36,734	36,748	36,734	36,743	36,734	36,740
	36,743	36,750	36,732	36,732	36,733	36,745	36,733	36,740	36,733	36,740
	36,743	36,749	36,731	36,731	36,732	36,741	36,733	36,739	36,733	36,740
B	36,745	36,750	36,732	36,734	36,731	36,749	36,731	36,741	36,736	36,740
	36,743	36,749	36,730	36,735	36,735	36,745	36,735	36,743	36,732	36,740
	36,741	36,752	36,734	36,736	36,732	36,748	36,734	36,739	36,733	36,740
C	36,743	36,753	36,735	36,734	36,735	36,749	36,732	36,742	36,735	36,740
	36,745	36,750	36,733	36,736	36,731	36,746	36,734	36,740	36,733	36,740
	36,744	36,751	36,732	36,732	36,734	36,748	36,731	36,739	36,736	36,740

Interakce operátor*místo na vzorku a operátor*vzorek se ukázaly jako statisticky nevýznamné. Graf na obr. 22 znázorňuje interakci operátora a vzorku. Průběh křivek je velmi podobný, to vypovídá o tom, že interakce není významná. Výsledná tabulka ANOVA je uvedena v tab. 30.



Obr. 22 GRR - interakce vzorek a operátor – IOTA (Statgraphics)

Tab. 30 Výsledná tabulka ANOVA experiment se 3 faktory – IOTA (Statgraphics)

Analysis of Variance

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Model	0,00811561	21	0,000386457	123,92	0,0000
Residual	0,000492722	158	0,0000031185		
Total (Corr.)	0,00860833	179			

Type III Sums of Squares

Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
vzorek	0,00440261	9	0,000489178	1,32	0,3346
místo	0,00370772	10	0,000370772	118,89	0,0000
operátor	0,00000527778	2	0,00000263889	0,85	0,4310
Residual	0,000492722	158	0,0000031185		
Total (corrected)	0,00860833	179			

Odhady složek variability byly vypočítány stejně jako v případě pasametry:

$$\hat{\sigma}^2 = 0,0000031185$$

$$\hat{\sigma}_O^2 = \frac{M3 - M4}{nlr} = -0,8 \cdot 10^{-8}$$

$$\hat{\sigma}_L^2 = \frac{M2 - M4}{kr} = 0,00004085$$

$$\hat{\sigma}_P^2 = \frac{M1 - M2 + M4}{lkr} = 0,000006578$$

$$\hat{\sigma}_r = \sqrt{\hat{\sigma}^2} = 0,001765928$$

$$\hat{\sigma}_R = \sqrt{\hat{\sigma}_O^2 + \hat{\sigma}_{PO}^2} = 0$$

$$\hat{\sigma}_G = \sqrt{\hat{\sigma}_r^2 + \hat{\sigma}_R^2} = 0,001765298$$

$$\sqrt{\hat{\sigma}_P^2 + \hat{\sigma}_L^2} = 0,0068868$$

Pro hodnocení systému měření byly vypočítány ukazatele, které využívají šířku pole tolerance:

$$\%EV = \frac{6 \cdot 0,001765928}{0,1} \cdot 100 = 10,6\%$$

$$\%AV = 0\%$$

$$\%GRR = \frac{6 \cdot 0,001765928}{0,1} \cdot 100 = 10,6\%$$

$$\%PV = \frac{6 \cdot 0,0068868}{0,1} \cdot 100 = 41,3\%$$

Hodnoty ukazatelů EV , AV a GRR vyšly podobně jako u experimentu se dvěma faktory. Hodnota GRR je 10,3%, systém měření s měřidlem IOTA lze na základě této analýzy považovat za způsobilý.

3.7 Výpočet ukazatelů způsobilosti C_g a C_{gk}

Pro výpočet ukazatelů způsobilosti C_g a C_{gk} byly použity naměřené hodnoty z analýzy strannosti. Referenční hodnota vzorku byla zjištěna opakovaným měřením, viz tab. 5. Bylo provedeno 50 měření vybraného vzorku jedním operátorem. Operátor po každém měření díl vyjmul a opět vložil do měřidla. Jmenovitý rozměr dílu byl stanoven výkresovou dokumentací 36,8 mm, horní tolerance 0 mm, spodní tolerance 0,1 mm.

Hodnoty naměřené pasametrem jsou uvedeny v tab. 31, hodnoty naměřené měřidlem IOTA uvádí tab. 32. Ověření normality dat bylo provedeno při analýze strannosti, pravděpodobnostní grafy jsou na obr. 11 a 12. Pro vyhodnocení způsobilosti byly použity metody podle firmy Ford, podle firmy Bosch i metoda s kritérii pro automobilový průmysl.

Pasametr

Tab. 31 Výpočet C_g a C_{gk} – pasametr

Měření	Hodnota	Měření	Hodnota	Měření	Hodnota	Měření	Hodnota	Měření	Hodnota
1	36,746	11	36,741	21	36,736	31	36,747	41	36,752
2	36,747	12	36,744	22	36,741	32	36,746	42	36,748
3	36,749	13	36,738	23	36,745	33	36,749	43	36,742
4	36,747	14	36,741	24	36,744	34	36,742	44	36,745
5	36,742	15	36,745	25	36,741	35	36,745	45	36,752
6	36,744	16	36,741	26	36,746	36	36,738	46	36,746
7	36,750	17	36,741	27	36,742	37	36,742	47	36,748
8	36,738	18	36,751	28	36,742	38	36,748	48	36,749
9	36,746	19	36,750	29	36,751	39	36,741	49	36,742
10	36,747	20	36,747	30	36,752	40	36,746	50	36,745

Metoda podle firmy Ford

Z naměřených hodnot byl vypočítán aritmetický průměr a podle vztahu (34) výběrová směrodatná odchylka $\hat{\sigma}_g$.

$$\bar{x} = \frac{36,746 + 36,747 + \dots + 36,745}{50} = 36,745$$

$$\hat{\sigma}_g = 0,003979$$

Pro odhad ukazatelů C_g a C_{gk} byly použity vzorce (35) a (37) vztážené k šířce pole tolerance T, která je dána výkresovou dokumentací dílu.

$$T = USL - LSL = 36,8 - 36,7 = 0,1$$

$$\hat{C}_g = 0,15 \cdot \frac{0,1}{6 \cdot 0,003979} = 0,6282$$

$$\hat{C}_{gk} = \min\left(\frac{(36,748 + 0,075 \cdot 0,1) - 36,745}{3 \cdot 0,003979}; \frac{36,745 - (36,748 - 0,075 \cdot 0,1)}{3 \cdot 0,003979}\right) = 0,3735$$

Minimální pole tolerance, pro které je dané měřidlo vhodné, bylo stanoveno podle vztahů (46), (47)

$$T_{\min/C_g} = \frac{1,0 \cdot 0,003979 \cdot 6}{0,15} = 0,16$$

$$T_{\min/C_{gk}} = \frac{1,0 \cdot 0,003979 \cdot 6 + 2 \cdot (36,748 - 36,745)}{0,15} = 0,2$$

Při vyhodnocení, pro jak úzkou šířku tolerance je měřidlo ještě vyhovující, je třeba vycházet z vyšší hodnoty, tedy $T_{\min/C_{gk}}$. V daném případě by byl pasametr vyhovující ještě při šířce pole tolerance 0,2 mm.

Metoda podle firmy Bosch

Ukazatele C_g a C_{gk} byly odhadnuty podle vztahů (39) a (41).

$$\hat{C}_g = 0,2 \cdot \frac{0,1}{6 \cdot 0,003979} = 0,8376$$

$$\hat{C}_{gk} = \min\left(\frac{(36,748 + 0,1 \cdot 0,1) - 36,745}{3 \cdot 0,003979}; \frac{36,745 - (36,748 - 0,1 \cdot 0,1)}{3 \cdot 0,003979}\right) = 0,583$$

$$T_{\min/C_g} = \frac{1,33 \cdot 0,003979 \cdot 6}{0,2} = 0,16$$

$$T_{\min/C_{gk}} = \frac{1,33 \cdot 0,003979 \cdot 6 + 2 \cdot (36,748 - 36,745)}{0,2} = 0,19$$

Pasametr by byl vyhovující ještě při šířce pole tolerance 0,19 mm.

Metoda pro automobilový průmysl

Podle vztahů (46) a (47) byly stanoveny ukazatele C_g a C_{gk} (Tůmová, 2009), ve výpočtech jsou použity koeficienty z tab 2.

$$\hat{C}_g = 0,3 \cdot \frac{0,1}{4 \cdot 0,003979} = 1,8847$$

$$\hat{C}_{gk} = \frac{0,3 \cdot 0,1 - 2 \cdot (36,748 - 36,745)}{4 \cdot 0,003979} = 1,5027$$

$$T_{\min/C_g} = \frac{1,33 \cdot 0,003979 \cdot 4}{0,3} = 0,07$$

$$T_{\min/C_{gk}} = \frac{1,33 \cdot 0,003979 \cdot 4 + 2 \cdot (36,748 - 36,745)}{0,3} = 0,09$$

Nejužší šíře pole tolerance, pro které je pasametr vhodný, je v tomto případě 0,09 mm.

Měřidlo IOTA

Tab. 32 Výpočet C_g a C_{gk} - měřidlo IOTA

Měření	Hodnota	Měření	Hodnota	Měření	Hodnota	Měření	Hodnota	Měření	Hodnota
1	36,753	11	36,745	21	36,750	31	36,740	41	36,748
2	36,747	12	36,748	22	36,746	32	36,749	42	36,747
3	36,744	13	36,751	23	36,742	33	36,748	43	36,742
4	36,747	14	36,745	24	36,753	34	36,746	44	36,748
5	36,751	15	36,742	25	36,749	35	36,741	45	36,747
6	36,745	16	36,751	26	36,746	36	36,750	46	36,748
7	36,749	17	36,751	27	36,741	37	36,748	47	36,742
8	36,749	18	36,747	28	36,749	38	36,745	48	36,750
9	36,750	19	36,744	29	36,748	39	36,742	49	36,751
10	36,749	20	36,748	30	36,748	40	36,752	50	36,745

Metoda podle firmy Ford

Stejným postupem byly vypočítány ukazatele způsobilosti i pro měřidlo IOTA.

$$\bar{x} = \frac{36,753 + 36,747 + \dots + 36,745}{50} = 36,747$$

$$\hat{\sigma}_g = 0,003295$$

$$\hat{C}_g = 0,15 \cdot \frac{0,1}{6 \cdot 0,003295} = 0,7587$$

$$\hat{C}_{gk} = \min\left(\frac{(36,748 + 0,075 \cdot 0,1) - 36,747}{3 \cdot 0,003295}; \frac{36,747 - (36,748 - 0,075 \cdot 0,1)}{3 \cdot 0,003295}\right) = 0,6717$$

$$T_{\min/C_g} = \frac{1,0 \cdot 0,003295 \cdot 6}{0,15} = 0,13$$

$$T_{\min/C_{gk}} = \frac{1,0 \cdot 0,003295 \cdot 6 + 2 \cdot (36,748 - 36,745)}{0,15} = 0,17$$

Metoda podle firmy Bosch

$$\hat{C}_g = 0,2 \cdot \frac{0,1}{6 \cdot 0,003295} = 1,0116$$

$$\hat{C}_{gk} = \min\left(\frac{(36,748 + 0,1 \cdot 0,1) - 36,747}{3 \cdot 0,003295}; \frac{36,747 - (36,748 - 0,1 \cdot 0,1)}{3 \cdot 0,003295}\right) = 0,9246$$

$$T_{\min/C_g} = \frac{1,33 \cdot 0,003295 \cdot 6}{0,2} = 0,13$$

$$T_{\min/C_{gk}} = \frac{1,33 \cdot 0,003295 \cdot 6 + 2 \cdot (36,748 - 36,745)}{0,2} = 0,16$$

Metoda pro automobilový průmysl

$$\hat{C}_g = 0,3 \cdot \frac{0,1}{4 \cdot 0,003295} = 2,2761$$

$$\hat{C}_{gk} = \frac{0,3 \cdot 0,1 - 2 \cdot (36,748 - 36,747)}{4 \cdot 0,003295} = 2,1456$$

$$T_{\min/C_g} = \frac{1,33 \cdot 0,003295 \cdot 4}{0,3} = 0,06$$

$$T_{\min/C_{gk}} = \frac{1,33 \cdot 0,003295 \cdot 4 + 2 \cdot (36,748 - 36,745)}{0,3} = 0,08$$

Systém měření je způsobilý, pokud je hodnota koeficientů $C_g \geq 1$, $C_{gk} \geq 1$ v případě použití metody firmy Ford. Pokud se používá metoda firmy Bosch, musí platit $C_g \geq 1,33$, $C_{gk} \geq 1,33$ stejně jako v případě předpisů pro automobilový průmysl.

Kritéria jsou uvedena v tab. 2.

Z výpočtů je patrné, že ukazatele způsobilosti pasametru dosahují nižších hodnot než měřidlo IOTA. Podle metody Ford a metody Bosch nejsou uvedená kritéria splněna, pasametr a měřidlo IOTA nelze považovat za způsobilé pro dané měření. Může to být způsobeno příliš úzkým polem tolerance, což dokládá výpočet minimálního pole tolerance, pro které je dané měřidlo vhodné. Pasametr i měřidlo IOTA vyhovují požadavkům pouze v případě použití kritérií pro automobilový průmysl, kdy jsou ukazatele obou přístrojů větší než 1,33 a lze je pro dané měření považovat za způsobilé.

Závěr

V diplomové práci byly popsány nejdůležitější metody hodnocení statistických vlastností systému měření a na základě nich byly provedeny praktické experimenty k porovnání způsobilosti systémů měření využívajících ruční měřidlo pasometr a měřicí zařízení IOTA. Měření byla uskutečněna v oddělení Kontroly kvality stavby prototypů v Technickém vývoji Škoda Auto a.s.. Byly provedeny analýzy k vyhodnocení stability, strannosti, linearity, opakovatelnosti a reprodukovatelnosti (*GRR*) a výpočet ukazatelů způsobilosti.

Stabilita byla vyhodnocena pomocí regulačních diagramů pro průměr a rozpětí, systém měření lze v případě pasometru i měřidla IOTA považovat za stabilní a konzistentní. Oba systémy měření vykazují statisticky významnou strannost, jejíž významnost byla ověřena konfidenčním intervalem. Existence linearity byla ověřena nejdříve grafickou metodou pomocí regresní přímky a následně regresní analýzou v Excelu prostřednictvím t-testu. Oba systémy měření vykazovaly jistou linearitu, která však byla na základě t-testu vyhodnocena jako přijatelná. K analýze *GRR* byly použity všechny tři metody – metoda rozpětí, průměru a rozpětí a analýza rozptylu. K vyhodnocení byly použity ukazatele, které v procentech vyjadřují podíl variability k šířce pole tolerance. Metoda analýzy rozptylu byla použita k vyhodnocení dvou experimentů. V prvním se uvažoval vliv faktorů vzorek, operátor a jejich případná interakce. V některých případech však může být užitečné zjistit také vliv měřeného místa na vzorku, proto byl ve druhém rozšířeném experimentu uvažován ještě další faktor, a to místo na vzorku. Hodnoty ukazatelů *EV*, *AV* a *GRR* získané různými metodami se příliš neodlišují. Opakovatelnost je v porovnání s reprodukovatelností vyšší, hodnota *GRR* vychází u obou systémů měření kolem 10% a lze je tedy považovat za způsobilé. Výpočty ukazatelů způsobilosti byly provedeny podle různých metodik. Pasometr i měřidlo IOTA vyhovují pouze při použití kritérií pro automobilový průmysl, důvodem může být příliš úzké pole tolerance měřeného vzorku.

Při vyhodnocování způsobilosti systému měření je třeba přihlídnout k jeho zamýšlenému použití, časové náročnosti zvolených experimentů a k vynaloženým nákladům.

Seznam literatury

BISSELL, Derek. *Statistical methods for SPC and TQM*. 1st ed. New York: Chapman, 1994, xii, 373 p. ISBN 04-123-9440-5.

ČSN ISO 5725-1. *Přesnost (správnost a shodnost) metod a výsledků měření – Část 1: Obecné zásady a definice*. Praha: Český normalizační institut, 1997.

DIETRICH, E a zástupci evropských automobilek. *Příručka k „Prokazování způsobilosti měřicích systémů“*. [Interní dokumentace]. Mladá Boleslav: Škoda auto, 2000.

FABIAN, František. *Statistické metody řízení jakosti*. 1. vyd. Praha: Česká společnost pro jakost, 2007, 390 s. ISBN 978-80-02-01897-1.

HENDL, Jan. *Přehled statistických metod: analýza a metaanalýza dat*. 3., přeprac. vyd. Praha: Portál, 2009, 695 s. ISBN 978-807-3674-823.

JAROŠOVÁ, Eva. *Statistické metody řízení jakosti pro kombinovanou formu studia*. 1. vyd. Mladá Boleslav: Škoda Auto Vysoká škola, 2011, 204 s. ISBN 978-80-87042-37-3.

JAROŠOVÁ, Eva. *Použití lineárních modelů se smíšenými efekty v řízení jakosti*. Praha: Vysoká škola ekonomická, 2002.

KRÁL, Jan. *Stanovení měř opakovatelnosti a reprodukovatelnosti při kontrole měření a srovnáváním* [online]. In: 26.5.2014. [cit. 2017-03-23]. Dostupné z: http://www.csq.cz/fileadmin/user_upload/Spolkova_cinnost/Odborne_skupiny/Stati_sticke_metody/sborniky/2006/04 - 11 - MSA.pdf

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, Douglas C. *Statistical quality control: a modern introduction*. 6th ed. Hoboken, N.J.: John Wiley, 2009, xiv, 734 p. ISBN 978-047-0233-979.

MSA – analýza systému měření. 4. Vyd. Praha: Česká společnost pro jakost, 2011, 231 s. ISBN 978-80-02-02323-5

PLURA, Jiří. *Plánování jakosti II*. 1. vyd. Ostrava: VŠB – Technická univerzita, 2012, 172 s. ISBN 978-80-248-2588-5.

TŮMOVÁ, Olga. *Metrologie a hodnocení procesů: a modern introduction*. 1. vyd. Praha: BEN - technická literatura, 2009, 232 s. ISBN 978-80-7300-249-7.

Seznam obrázků a tabulek

Seznam obrázků

Obr. 1 Znázornění strannosti.....	11
Obr. 2 Znázornění pojmu stabilita	13
Obr. 3 Znázornění linearity	17
Obr. 4 Složky celkové variability.....	19
Obr. 5 Měřidlo pasametr Somet	36
Obr. 6 Měřicí zařízení DEA IOTA P	37
Obr. 7 Regulační diagram pro průměr - pasametr.....	39
Obr. 8 Regulační diagram pro rozpětí - pasametr	39
Obr. 9 Regulační diagram pro průměr - měřidlo IOTA.....	41
Obr. 10 Regulační diagram pro rozpětí - měřidlo IOTA	41
Obr. 11 Pravděpodobnostní graf - pasametr	42
Obr. 12 Pravděpodobnostní graf - měřidlo IOTA.....	45
Obr. 13 Grafické vyhodnocení linearity - pasametr	47
Obr. 14 Grafické vyhodnocení linearity - měřidlo IOTA	49
Obr. 15 GRR - regulační diagram pro průměr - pasametr	53
Obr. 16 GRR - regulační diagram pro rozpětí - pasametr	53
Obr. 17 GRR - graf odchylek měření od průměru - pasametr.....	54
Obr. 18 GRR - regulační diagram pro průměr - IOTA.....	57
Obr. 19 GRR - regulační diagram pro rozpětí - IOTA	57
Obr. 20 GRR - graf odchylek měření od průměru - IOTA	58
Obr. 21 GRR - interakce vzorek a operátor - pasametr	63
Obr. 22 GRR - interakce vzorek a operátor - měřidlo IOTA	66

Seznam tabulek

Tab. 1	Kritéria způsobilosti systému měření %GRR.....	22
Tab. 2	Koeficienty pro stanovení ukazatelů způsobilosti	24
Tab. 3	Tabulka ANOVA 3 faktory	34
Tab. 4	Analýza stability - pasametr	38
Tab. 5	Analýza stability - měřidlo IOTA	40
Tab. 6	Stanovení referenční hodnoty vzorku pro analýzu strannosti.....	42
Tab. 7	Shapiro-Wilkův test - pasametr	43
Tab. 8	Analýza strannosti - pasametr.....	43
Tab. 9	Charakteristiky analýza strannosti pasametr.....	44
Tab. 10	Analýza strannosti - měřidlo IOTA.....	44
Tab. 11	Shapiro-Wilkův test - IOTA.....	45
Tab. 12	Kolmogorov - Smirnovův test IOTA.....	45
Tab. 13	Charakteristiky analýza strannosti - měřidlo IOTA	46
Tab. 14	Stanovení referenčních hodnot vzorků pro hodnocení linearity.....	46
Tab. 15	Analýza linearity - pasametr	47
Tab. 16	Regresní analýza - pasametr	48
Tab. 17	Analýza linearity - měřidlo IOTA.....	48
Tab. 18	Regresní analýza - měřidlo IOTA	49
Tab. 19	Výsledky a charakteristiky měření GRR metoda rozpětí - pasametr	50
Tab. 20	Výsledky a charakteristiky měření GRR metoda rozpětí - IOTA.....	51
Tab. 21	Výsledky měření GRR metoda průměru a rozpětí - pasametr.....	52
Tab. 22	Výsledky měření GRR metoda průměru a rozpětí - IOTA	56
Tab. 23	Tabulka ANOVA - pasametr.....	59
Tab. 24	Upravená tabulka ANOVA - pasametr.....	59
Tab. 25	Tabulka ANOVA - měřidlo IOTA.....	61

Tab. 26	Upravená tabulka ANOVA - měřidlo IOTA	61
Tab. 27	Analýza GRR metodou ANOVA experiment se 3 faktory - pasametr	62
Tab. 28	Výsledná tabulka ANOVA experiment se 3 faktory - pasametr	63
Tab. 29	Analýza GRR metodou ANOVA experiment se 3 faktory - IOTA	65
Tab. 30	Výsledná tabulka ANOVA experiment se 3 faktory - IOTA	66
Tab. 31	Výpočet C_g a C_{gk} - pasametr	68
Tab. 32	Výpočet C_g a C_{gk} - měřidlo IOTA	70

Seznam příloh

Příloha č. 1 Tabulka hodnot součinitele d_2^*	78
Příloha č. 2 Tabulka hodnot součinitelů pro výpočet regulačních diagramů.....	79
Příloha č. 3 Výkresová dokumentace závitového pouzdra	80

Příloha č. 1 Tabulka hodnot součinitele d_2^*

Hodnoty sovisející s rozdělením průměrného rozpětí

Počet podskupin (g)	Rozsah podskupiny (m)																			
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	
1	1.0	2.0	2.9	3.8	4.7	5.5	6.3	7.0	7.7	8.3	9.0	9.6	10.2	10.8	11.3	11.9	12.4	12.9	13.4	
2	1.41421	1.91155	2.23887	2.48124	2.67253	2.82981	2.96288	3.07794	3.17905	3.26909	3.35016	3.42378	3.49116	3.55333	3.61071	3.66422	3.71424	3.76118	3.80537	
3	1.79931	1.80538	2.15069	2.40484	2.60438	2.76779	2.90562	3.02446	3.12869	3.22134	3.30463	3.38017	3.44922	3.51287	3.57156	3.62625	3.67734	3.72524	3.77032	
4	1.23105	1.76858	2.12049	2.37883	2.58127	2.74681	2.88628	3.00643	3.11173	3.20526	3.28931	3.36550	3.43512	3.49927	3.55842	3.61351	3.66495	3.71319	3.75887	
5	1.20621	1.74989	2.10522	2.36571	2.56964	2.73626	2.87656	2.99737	3.10321	3.19720	3.28163	3.35815	3.42805	3.49246	3.55183	3.60712	3.65875	3.70715	3.75268	
6	1.19105	1.73857	2.09601	2.35781	2.56263	2.72991	2.87071	2.99192	3.09808	3.19235	3.27701	3.35372	3.42381	3.48836	3.54787	3.60328	3.65502	3.70352	3.74914	
7	1.18083	1.73099	2.08985	2.35253	2.55795	2.72567	2.86680	2.98829	3.09467	3.18911	3.27392	3.35077	3.42097	3.48563	3.54522	3.60072	3.65253	3.70109	3.74678	
8	1.17348	1.72555	2.08543	2.34875	2.55460	2.72263	2.86401	2.98568	3.09222	3.18679	3.27172	3.34866	3.41894	3.48368	3.54333	3.59888	3.65075	3.69936	3.74509	
9	1.16794	1.72147	2.08212	2.34591	2.55208	2.72036	2.86192	2.98373	3.09019	3.18506	3.27006	3.34708	3.41742	3.48221	3.54192	3.59751	3.64941	3.69806	3.74382	
10	1.16361	1.71828	2.07953	2.34370	2.55013	2.71858	2.86028	2.98221	3.08896	3.18370	3.26878	3.34585	3.41624	3.48107	3.54081	3.59644	3.64838	3.69705	3.74284	
11	1.16014	1.71573	2.07746	2.34192	2.54856	2.71717	2.85898	2.98100	3.08781	3.18262	3.26775	3.34486	3.41529	3.48016	3.53993	3.59559	3.64755	3.69625	3.74205	
12	1.15729	1.71363	2.07577	2.34048	2.54728	2.71600	2.85791	2.98000	3.08688	3.18174	3.26690	3.34406	3.41452	3.47941	3.53921	3.59489	3.64687	3.69558	3.74141	
13	1.15490	1.71189	2.07436	2.33927	2.54621	2.71504	2.85702	2.97917	3.08610	3.18100	3.26620	3.34339	3.41387	3.47879	3.53861	3.59430	3.64630	3.69503	3.74087	
14	1.15289	1.71041	2.07316	2.33824	2.54530	2.71422	2.85627	2.97847	3.08544	3.18037	3.26561	3.34282	3.41333	3.47826	3.53810	3.59381	3.64582	3.69457	3.74041	
15	1.15115	1.70914	2.07213	2.33737	2.54452	2.71351	2.85562	2.97787	3.08487	3.17984	3.26510	3.34233	3.41286	3.47781	3.53766	3.59339	3.64541	3.69417	3.74002	
16	1.14965	1.70804	2.07125	2.33661	2.54385	2.71290	2.85506	2.97735	3.08438	3.17938	3.26465	3.34191	3.41245	3.47742	3.53728	3.59302	3.64505	3.69382	3.73969	
17	1.14833	1.70708	2.07047	2.33594	2.54326	2.71237	2.85457	2.97689	3.08395	3.17897	3.26427	3.34154	3.41210	3.47707	3.53695	3.59270	3.64474	3.69351	3.73939	
18	1.14717	1.70623	2.06978	2.33535	2.54274	2.71190	2.85413	2.97649	3.08358	3.17861	3.26393	3.34121	3.41178	3.47677	3.53666	3.59242	3.64447	3.69325	3.73913	
19	1.14613	1.70547	2.06917	2.33483	2.54228	2.71148	2.85375	2.97613	3.08324	3.17829	3.26362	3.34092	3.41150	3.47650	3.53640	3.59216	3.64422	3.69301	3.73890	
20	1.14520	1.70480	2.06862	2.33436	2.54187	2.71111	2.85341	2.97581	3.08294	3.17801	3.26335	3.34066	3.41125	3.47626	3.53617	3.59194	3.64400	3.69280	3.73869	
d_1	1.12838	1.69257	2.05875	2.32593	2.53441	2.70436	2.8472	2.97003	3.07751	3.17287	3.25846	3.33598	3.40676	3.47193	3.53198	3.58788	3.64006	3.68896	3.735	
cd	0.876	1.815	2.7378	3.623	4.4658	5.2673	6.0305	6.7582	7.4539	8.1207	8.7602	9.3751	9.9679	10.5396	11.0913	11.6259	12.144	12.6468	13.1362	

Vstupy do tabulky: 1. řádek v každé buňce je stupeň volnosti (v) a 2. řádek v každé buňce je d_2 ; d_2 je nekonečná hodnota d_2 ; d_2 je další hodnoty (v) lze zjistit z konstantního rozdílu (cd).

Poznámka: Symbolika použitá v této tabulce odpovídá symbolice použité v publikaci Achesona *Quality Control and Industrial Statistics* (Řízení kvality a průmyslová statistika), 5. vydání, McGraw-Hill, 1986.

$v(\bar{R}/d_2^*)^2 / \sigma^2$ má rozdělení blízké rozdělení χ^2 se stupni volnosti (v), kde \bar{R} je průměrné rozpětí z podskupin (g) o velikosti (m).

Příloha č. 2 Tabulka hodnot součinitelů pro výpočet regulačních diagramů

Tab. C-4 Součinitele pro výpočet regulačních diagramů (ČSN ISO 8258, Tabulka 2)

n	A	A_2	A_3	B_3	B_4	B_5	B_6	D_1	D_2	D_3	D_4	C_4	$1/C_4$	d_2	$1/d_2$
2	2,121	1,880	2,659	0,000	3,267	0,000	2,606	0,000	3,686	0,000	3,267	0,7979	1,2533	1,128	0,8865
3	1,732	1,023	1,954	0,000	2,568	0,000	2,276	0,000	4,358	0,000	2,574	0,8862	1,1284	1,693	0,5907
4	1,500	0,729	1,628	0,000	2,266	0,000	2,088	0,000	4,698	0,000	2,282	0,9213	1,0854	2,059	0,4857
5	1,342	0,577	1,427	0,000	2,089	0,000	1,964	0,000	4,918	0,000	2,114	0,9400	1,0638	2,326	0,4299
6	1,225	0,483	1,287	0,030	1,970	0,029	1,874	0,000	5,078	0,000	2,004	0,9515	1,0510	2,534	0,3946
7	1,134	0,419	1,182	0,118	1,882	0,113	1,806	0,204	5,204	0,076	1,924	0,9594	1,0423	2,704	0,3698
8	1,061	0,373	1,099	0,185	1,815	0,179	1,751	0,388	5,306	0,136	1,864	0,9650	1,0363	2,847	0,3512
9	1,000	0,337	1,032	0,239	1,761	0,232	1,707	0,547	5,393	0,184	1,816	0,9693	1,0317	2,970	0,3367
10	0,949	0,308	0,975	0,284	1,716	0,276	1,669	0,687	5,469	0,223	1,777	0,9727	1,0281	3,078	0,3249
11	0,905	0,285	0,927	0,321	1,679	0,313	1,637	0,811	5,535	0,256	1,744	0,9754	1,0252	3,173	0,3152
12	0,866	0,266	0,886	0,354	1,646	0,346	1,610	0,922	5,594	0,283	1,717	0,9776	1,0229	3,258	0,3069
13	0,832	0,249	0,850	0,382	1,618	0,374	1,585	1,025	5,647	0,307	1,693	0,9794	1,0210	3,336	0,2998
14	0,802	0,235	0,817	0,406	1,594	0,399	1,563	1,118	5,696	0,328	1,672	0,9810	1,0194	3,407	0,2935
15	0,775	0,223	0,789	0,428	1,572	0,421	1,544	1,203	5,741	0,347	1,653	0,9823	1,0180	3,472	0,2880
16	0,750	0,212	0,763	0,448	1,552	0,440	1,526	1,282	5,782	0,363	1,637	0,9835	1,0168	3,532	0,2831
17	0,728	0,203	0,739	0,466	1,534	0,458	1,511	1,356	5,820	0,378	1,622	0,9845	1,0157	3,588	0,2787
18	0,707	0,194	0,718	0,482	1,518	0,475	1,496	1,424	5,856	0,391	1,608	0,9854	1,0148	3,640	0,2747
19	0,688	0,187	0,698	0,497	1,503	0,490	1,483	1,487	5,891	0,403	1,597	0,9862	1,0140	3,689	0,2711
20	0,671	0,180	0,680	0,510	1,490	0,504	1,470	1,549	5,921	0,415	1,585	0,9869	1,0133	3,735	0,2677
21	0,655	0,173	0,663	0,523	1,477	0,516	1,459	1,605	5,951	0,425	1,575	0,9876	1,0126	3,778	0,2647
22	0,640	0,167	0,647	0,534	1,466	0,528	1,448	1,659	5,979	0,434	1,566	0,9882	1,0119	3,819	0,2618
23	0,626	0,162	0,633	0,545	1,455	0,539	1,438	1,710	6,006	0,443	1,557	0,9887	1,0114	3,858	0,2592
24	0,612	0,157	0,619	0,555	1,445	0,549	1,429	1,759	6,031	0,451	1,548	0,9892	1,0109	3,895	0,2567
25	0,600	0,153	0,606	0,565	1,435	0,559	1,420	1,806	6,056	0,459	1,541	0,9896	1,0105	3,931	0,2544

Zdroj: Statistické metody řízení jakosti, Jarošová, 2011, s. 136

Příloha č. 3 Výkresová dokumentace závitového pouzdra

		<h2>Průvodka pro výrobu</h2> <p>Škoda Auto a.s.</p>		Číslo průvodky: DOC0299008																						
				Datum dokončení: 17.10.14																						
Vystavil:	Václav Neuman	Telefon:	+420 326 8 15314	č. zak:	40020442																					
Útvar:	TZV	Fax:	+420 326 8 38853	č. SAP:	40020442																					
Datum:	27.09.14	e-mail:	vaclav.neuman@skoda-auto.cz	běž. číslo:	132200																					
pro:	TZV	Vých. středisko:	TZV2/4	Koneč. středisko:	TZV/42																					
Č. dílu:	6VT 810 964	Kusů:	120	Term. dodání nářadí:																						
Materiál dílu:	ČSN14220 / 16MnCr5	kusů:		tl. mat.																						
Náz. dílu:	ZAVITOVE POUZDRO				Poz:																					
Č.nástr.	J				CAD data:																					
Materiál:	14 220	Rozměr:	ø45mm	ks/pos:																						
Polotovar Vypalek:		Materiál:	V17	Polotovar Vypalek:																						
Pracovní postup																										
Č. oper.	Středisko	Popis pracovní operace																								
5	TZV	Soustruh - výroba polotovaru závitové vložky dle přiloženého výkresu																								
Přípravky																										
10	TZV	Horizontka - otvor se závitem M12x1,5 ; odlehčení ø15mm ; sražení 60° excentricita dle tabulky 2ks od každé excentricity do 3.10.2014																								
Přípravky																										
	TZV	<table border="1"> <thead> <tr> <th>Č.</th> <th>Excentricita</th> <th>ks</th> </tr> </thead> <tbody> <tr><td>1</td><td>0mm</td><td></td></tr> <tr><td>2</td><td>0,5mm</td><td></td></tr> <tr><td>3</td><td>1mm</td><td></td></tr> <tr><td>4</td><td>1,5mm</td><td></td></tr> <tr><td>5</td><td>2mm</td><td></td></tr> <tr><td>6</td><td>2,5mm</td><td></td></tr> </tbody> </table>				Č.	Excentricita	ks	1	0mm		2	0,5mm		3	1mm		4	1,5mm		5	2mm		6	2,5mm	
Č.	Excentricita	ks																								
1	0mm																									
2	0,5mm																									
3	1mm																									
4	1,5mm																									
5	2mm																									
6	2,5mm																									
Přípravky																										
	TZV																									
Přípravky																										
	TZV	<table border="1"> <thead> <tr> <th>Č.</th> <th>Excentricita</th> <th>ks</th> </tr> </thead> <tbody> <tr><td>1</td><td>0mm</td><td></td></tr> <tr><td>2</td><td>0,5mm</td><td></td></tr> <tr><td>3</td><td>1mm</td><td></td></tr> <tr><td>4</td><td>1,5mm</td><td></td></tr> <tr><td>5</td><td>2mm</td><td></td></tr> <tr><td>6</td><td>2,5mm</td><td></td></tr> </tbody> </table>				Č.	Excentricita	ks	1	0mm		2	0,5mm		3	1mm		4	1,5mm		5	2mm		6	2,5mm	
Č.	Excentricita	ks																								
1	0mm																									
2	0,5mm																									
3	1mm																									
4	1,5mm																									
5	2mm																									
6	2,5mm																									
Přípravky																										
	TZV	<table border="1"> <thead> <tr> <th>Č.</th> <th>Excentricita</th> <th>ks</th> </tr> </thead> <tbody> <tr><td>1</td><td>0mm</td><td></td></tr> <tr><td>2</td><td>0,5mm</td><td></td></tr> <tr><td>3</td><td>1mm</td><td></td></tr> <tr><td>4</td><td>1,5mm</td><td></td></tr> <tr><td>5</td><td>2mm</td><td></td></tr> <tr><td>6</td><td>2,5mm</td><td></td></tr> </tbody> </table>				Č.	Excentricita	ks	1	0mm		2	0,5mm		3	1mm		4	1,5mm		5	2mm		6	2,5mm	
Č.	Excentricita	ks																								
1	0mm																									
2	0,5mm																									
3	1mm																									
4	1,5mm																									
5	2mm																									
6	2,5mm																									
Přípravky																										
	TZV	<table border="1"> <thead> <tr> <th>Č.</th> <th>Excentricita</th> <th>ks</th> </tr> </thead> <tbody> <tr><td>1</td><td>0mm</td><td></td></tr> <tr><td>2</td><td>0,5mm</td><td></td></tr> <tr><td>3</td><td>1mm</td><td></td></tr> <tr><td>4</td><td>1,5mm</td><td></td></tr> <tr><td>5</td><td>2mm</td><td></td></tr> <tr><td>6</td><td>2,5mm</td><td></td></tr> </tbody> </table>				Č.	Excentricita	ks	1	0mm		2	0,5mm		3	1mm		4	1,5mm		5	2mm		6	2,5mm	
Č.	Excentricita	ks																								
1	0mm																									
2	0,5mm																									
3	1mm																									
4	1,5mm																									
5	2mm																									
6	2,5mm																									
Přípravky																										
	TZV	<table border="1"> <thead> <tr> <th>Č.</th> <th>Excentricita</th> <th>ks</th> </tr> </thead> <tbody> <tr><td>1</td><td>0mm</td><td></td></tr> <tr><td>2</td><td>0,5mm</td><td></td></tr> <tr><td>3</td><td>1mm</td><td></td></tr> <tr><td>4</td><td>1,5mm</td><td></td></tr> <tr><td>5</td><td>2mm</td><td></td></tr> <tr><td>6</td><td>2,5mm</td><td></td></tr> </tbody> </table>				Č.	Excentricita	ks	1	0mm		2	0,5mm		3	1mm		4	1,5mm		5	2mm		6	2,5mm	
Č.	Excentricita	ks																								
1	0mm																									
2	0,5mm																									
3	1mm																									
4	1,5mm																									
5	2mm																									
6	2,5mm																									
Přípravky																										
	TZV	<table border="1"> <thead> <tr> <th>Č.</th> <th>Excentricita</th> <th>ks</th> </tr> </thead> <tbody> <tr><td>1</td><td>0mm</td><td></td></tr> <tr><td>2</td><td>0,5mm</td><td></td></tr> <tr><td>3</td><td>1mm</td><td></td></tr> <tr><td>4</td><td>1,5mm</td><td></td></tr> <tr><td>5</td><td>2mm</td><td></td></tr> <tr><td>6</td><td>2,5mm</td><td></td></tr> </tbody> </table>				Č.	Excentricita	ks	1	0mm		2	0,5mm		3	1mm		4	1,5mm		5	2mm		6	2,5mm	
Č.	Excentricita	ks																								
1	0mm																									
2	0,5mm																									
3	1mm																									
4	1,5mm																									
5	2mm																									
6	2,5mm																									
Přípravky																										
	TZV	<table border="1"> <thead> <tr> <th>Č.</th> <th>Excentricita</th> <th>ks</th> </tr> </thead> <tbody> <tr><td>1</td><td>0mm</td><td></td></tr> <tr><td>2</td><td>0,5mm</td><td></td></tr> <tr><td>3</td><td>1mm</td><td></td></tr> <tr><td>4</td><td>1,5mm</td><td></td></tr> <tr><td>5</td><td>2mm</td><td></td></tr> <tr><td>6</td><td>2,5mm</td><td></td></tr> </tbody> </table>				Č.	Excentricita	ks	1	0mm		2	0,5mm		3	1mm		4	1,5mm		5	2mm		6	2,5mm	
Č.	Excentricita	ks																								
1	0mm																									
2	0,5mm																									
3	1mm																									
4	1,5mm																									
5	2mm																									
6	2,5mm																									
Přípravky																										
	TZV	<table border="1"> <thead> <tr> <th>Č.</th> <th>Excentricita</th> <th>ks</th> </tr> </thead> <tbody> <tr><td>1</td><td>0mm</td><td></td></tr> <tr><td>2</td><td>0,5mm</td><td></td></tr> <tr><td>3</td><td>1mm</td><td></td></tr> <tr><td>4</td><td>1,5mm</td><td></td></tr> <tr><td>5</td><td>2mm</td><td></td></tr> <tr><td>6</td><td>2,5mm</td><td></td></tr> </tbody> </table>				Č.	Excentricita	ks	1	0mm		2	0,5mm		3	1mm		4	1,5mm		5	2mm		6	2,5mm	
Č.	Excentricita	ks																								
1	0mm																									
2	0,5mm																									
3	1mm																									
4	1,5mm																									
5	2mm																									
6	2,5mm																									
Přípravky																										
	TZV	<table border="1"> <thead> <tr> <th>Č.</th> <th>Excentricita</th> <th>ks</th> </tr> </thead> <tbody> <tr><td>1</td><td>0mm</td><td></td></tr> <tr><td>2</td><td>0,5mm</td><td></td></tr> <tr><td>3</td><td>1mm</td><td></td></tr> <tr><td>4</td><td>1,5mm</td><td></td></tr> <tr><td>5</td><td>2mm</td><td></td></tr> <tr><td>6</td><td>2,5mm</td><td></td></tr> </tbody> </table>				Č.	Excentricita	ks	1	0mm		2	0,5mm		3	1mm		4	1,5mm		5	2mm		6	2,5mm	
Č.	Excentricita	ks																								
1	0mm																									
2	0,5mm																									
3	1mm																									
4	1,5mm																									
5	2mm																									
6	2,5mm																									
Přípravky																										
	TZV	<table border="1"> <thead> <tr> <th>Č.</th> <th>Excentricita</th> <th>ks</th> </tr> </thead> <tbody> <tr><td>1</td><td>0mm</td><td></td></tr> <tr><td>2</td><td>0,5mm</td><td></td></tr> <tr><td>3</td><td>1mm</td><td></td></tr> <tr><td>4</td><td>1,5mm</td><td></td></tr> <tr><td>5</td><td>2mm</td><td></td></tr> <tr><td>6</td><td>2,5mm</td><td></td></tr> </tbody> </table>				Č.	Excentricita	ks	1	0mm		2	0,5mm		3	1mm		4	1,5mm		5	2mm		6	2,5mm	
Č.	Excentricita	ks																								
1	0mm																									
2	0,5mm																									
3	1mm																									
4	1,5mm																									
5	2mm																									
6	2,5mm																									
Přípravky																										
	TZV	<table border="1"> <thead> <tr> <th>Č.</th> <th>Excentricita</th> <th>ks</th> </tr> </thead> <tbody> <tr><td>1</td><td>0mm</td><td></td></tr> <tr><td>2</td><td>0,5mm</td><td></td></tr> <tr><td>3</td><td>1mm</td><td></td></tr> <tr><td>4</td><td>1,5mm</td><td></td></tr> <tr><td>5</td><td>2mm</td><td></td></tr> <tr><td>6</td><td>2,5mm</td><td></td></tr> </tbody> </table>				Č.	Excentricita	ks	1	0mm		2	0,5mm		3	1mm		4	1,5mm		5	2mm		6	2,5mm	
Č.	Excentricita	ks																								
1	0mm																									
2	0,5mm																									
3	1mm																									
4	1,5mm																									
5	2mm																									
6	2,5mm																									
Přípravky																										
Pozn.:	Karoserie R5				Převzal																					
Předal	Jméno	Podpis/Dat.	Přijal	Jméno	Podpis/Dat.																					
	Neuman V																									
Díly po dokončení kontrolovat a popsat dle Dodavatelské příručky																										

12.ks předáno 5.11.2014
3.10.2014

Zdroj: interní materiály firmy Škoda Auto a.s.

ANOTAČNÍ ZÁZNAM

AUTOR	Bc. Renata Plechatá		
STUDIJNÍ OBOR	6208T088 Podniková ekonomika a management provozu		
NÁZEV PRÁCE	Způsobilost systému měření		
VEDOUCÍ PRÁCE	Doc. Ing. Eva Jarošová, CSc.		
KATEDRA	KLRK - Katedra logistiky a řízení kvality	ROK ODEVZDÁNÍ	2017
POČET STRAN	80		
POČET OBRÁZKŮ	22		
POČET TABULEK	32		
POČET PŘÍLOH	3		
STRUČNÝ POPIS	<p>Diplomová práce se zabývá analýzou a hodnocením způsobilosti systému měření. Cílem práce je v teoretické části popsat statistické vlastnosti systému měření a shrnout metody jejich hodnocení. V praktické části jsou tyto metody aplikovány na dva měřicí systémy, na systém využívající ruční měřidlo pasametr a měřicí přístroj IOTA, s cílem tyto systémy porovnat a vyhodnotit jejich způsobilost. Provede se analýza stability, strannosti, linearity, opakovatelnosti a reprodukovatelnosti, a také výpočet ukazatelů způsobilosti. K jednotlivým analýzám se v oddělení Kontroly kvality stavby prototypů Technického vývoje Škoda Auto a.s. provedou praktická měření dle příslušných směrnic uvedených v příručce MSA (ČSJ, 2011). V závěru práce se na základě vyhodnocení jednotlivých analýz oba systémy měření porovnají.</p>		
KLÍČOVÁ SLOVA	Stabilita, strannost, linearita, opakovatelnost, reprodukovatelnost, GRR, analýza rozptylu, způsobilost, měřicí systém		
PRÁCE OBSAHUJE UTAJENÉ ČÁSTI: Ne			

ANNOTATION

AUTHOR	Bc. Renata Plechatá		
FIELD	6208T088 Production Management and Global Business		
THESIS TITLE	Capability of measurment system		
SUPERVISOR	Doc. Ing. Eva Jarošová, CSc.		
DEPARTMENT	KLRK - Department of Logistics and Quality Management	YEAR	2017
NUMBER OF PAGES			
	80		
NUMBER OF PICTURES			
	22		
NUMBER OF TABLES			
	32		
NUMBER OF APPENDICES			
	3		
SUMMARY	<p>This diploma thesis is an analysis and evaluation of measuring system capability. The aim of the theoretical part of the thesis is to describe the statistical properties of the measurement system and summarise the methods of their evaluation. In the practical part, these methods are applied to two measuring systems, to a system using a manual dial gauge and to the IOTA measuring instrument, in order to compare these systems and evaluate their capabilities. An analysis of stability, partiality, linearity, repeatability and reproducibility shall be carried out, as well as the calculation of eligibility indicators. For individual analyses, the Prototype Quality Control Division of Technical Development Škoda Auto a.s. perform practical measurements according to the relevant directives in MSA (CSJ, 2011). In the conclusion of the thesis, the two systems are compared on the basis of the evaluation of these individual analyses.</p>		
KEY WORDS	<p>Stability, Bias, Linearity, Repeatability, Reproducibility, GRR, Analysis of Variance, Capability, Measuring System</p>		
THIS IS INCLUDES UNDISCLOSED PARTS: No			