

Technická univerzita v Liberci

Fakulta strojní

Katedra obrábění a montáže

DISERTAČNÍ PRÁCE

Ing. Štěpánka D V O Ř Á Č K O V Á

srpen 2009

Technická univerzita v Liberci

Fakulta strojní

Katedra obrábění a montáže

zaměření

Obrábění a montáž

Rozměrová analýza strojírenských výrobků metodami matematické statistiky – stanovení přesnosti koncových měrek při kalibraci

The dimensional analysis of articles of engineering by the methods of mathematical analysis – determination of the gauge blocks accuracy during calibration

Ing. Štěpánka D v o ř á č k o v á

Školitel: doc. Ing. Karel Dušák, CSc.

Vedoucí katedry: doc. Ing. Jan Jersák, CSc.

Rozsah práce a příloh

Počet stran: 118

Počet příloh: 2

Počet obrázků: 58

Počet tabulek: 62

Anotace

Rozměrová analýza strojírenských výrobků metodami matematické statistiky – stanovení přesnosti koncových měrek při kalibracích

Předmětem předložené práce je, zda jeden z dosud neprošetřených pouze přibližně odhadnutý zdroj nejistoty měření u koncových měrek – drift etalonové koncové měrky má podstatný vliv na velikost celkové nejistoty měření. Aby bylo možné řešit danou problematiku byla navržena metodika vyhodnocování, která poskytla důležité informace o hodnotě driftu jako příspěvku tvořící zkoumaný zdroj. Na základě těchto vyhodnocení byla aplikována do výpočtu nejistoty měření vhodně zvolená hodnota driftu, která významně ovlivnila velikost výsledné nejistoty měření.

Přínos prezentované práce, je zejména v oblasti praktického výzkumu metrologie a to především proto, že významně přispěl k bližšímu poznání a zpřesnění příspěvku k nejistotě měření – driftu a tím zpřesnění nejistoty měření.

Klíčová slova: nejistota měření, koncová měrka, drift

Summary

The dimensional analysis of articles of engineering by the methods of mathematical analysis – determination of the gauge blocks accuracy during calibration.

The subject of the presented work is to find out if one of the so far not examined only approximately estimated source of uncertainty of measurement of gauge blocks – the drift of the standard gauge blocks has substantial influence on the total value of the uncertainty of measurement. In order to solve the given issue the methodology of scoring was projected and it has provided important information about the value of the drift as the contribution forming the examined source.

On the basis of these evaluations the appropriately selected drift value has been applied into the calculation of the uncertainty of measurement, which has significantly influenced the value of the resulting uncertainty of measurement.

The benefit of the presented work is particularly in the area of a practical research of metrology and that is mainly because of the important contribution to the more detailed knowledge and accuracy of the issue to the uncertainty of measurement – the drift and consequently to the more accurate uncertainty of measurement.

Keywords: uncertainty of measurement, gauge blocks, drift

Poděkování

Poděkování bych zde chtěla věnovat především kolektivu ČMI Ol v Liberci za cenné odborné rady a připomínky spojené při řešení dané problematiky této disertační práce.

Děkuji školiteli doc. Karlu Dušákovi, CSc., za cenné odborné rady spojené se zpracováním této disertační práce a RNDr. Petru Salačovi, CSc. z katedry aplikované matematiky TU v Liberci za jeho cenné rady při konzultacích problémů spojených se statistickým řešením práce.

Poděkování patří též mému manželovi a dceři za jejich velkou podporu.

S poděkováním Štěpánka Dvořáčková

Obsah

	str.
Seznam použitých symbolů a zkratek	7
1. ÚVOD	9
2. METODIKA VYHODNOCENÍ NEJISTOTY MĚŘENÍ	12
2.1 Základní pojmy vztahující se k nejistotě měření	12
2.2 Výpočetní stanovení nejistot měření	14
2.2.1 Klasifikace nejistoty měření podle způsobu vyhodnocení	14
3. KALIBRACE KONCOVÝCH MĚREK A STANOVENÍ NEJISTOTY MĚŘENÍ	19
3.1 Základní pojmy vztahující se ke kalibraci koncových měrek	19
3.2 Kalibrace koncových měrek	21
3.3 Nejistota měření koncových měrek	25
4. METODIKA VYHODNOCOVÁNÍ	29
4.1 Statistické vyhodnocování	29
4.2 Postup při vyhodnocování	33
4.2.1 Vyhodnocování jednotlivých řad	34
5. VÝSLEDKY A HODNOCENÍ	44
5.1 Shoda mezi sadami koncových měrek z hlediska hodnoty driftu	44
5.1.1 Koncové měrky sekundárního řádu č. 2	44
5.1.2 Koncové měrky sekundárního řádu č. 3	49
5.1.3 Koncové měrky sekundárního řádu č. 4	55
5.2 Shoda mezi výrobcí koncových měrek z hlediska hodnoty driftu	61
5.2.1 Koncové měrky sekundárního řádu č. 2	62
5.2.2 Koncové měrky sekundárního řádu č. 3	67
5.2.3 Koncové měrky sekundárního řádu č. 4	76
5.3 Dodržení rozměrové stability koncových měrek z hlediska porovnání s hodnotou driftu	78
5.3.1 Koncové měrky sekundárního řádu č. 2	79
5.3.2 Koncové měrky sekundárního řádu č. 3	83
5.3.3 Koncové měrky sekundárního řádu č. 4	87
5.4 Vliv času na hodnotu driftu koncových měrek	93
5.4.1 Koncové měrky sekundárního řádu č. 2	93
5.4.2 Koncové měrky sekundárního řádu č. 3	97
5.4.3 Koncové měrky sekundárního řádu č. 4	102

5.5	Nejistota měření koncových měrek se zohledněním velikosti driftu	
6.	ZÁVĚR	112
6.1	Stručné shrnutí výsledků a další směry rozvoje	112
6.2	Přínosy	114
	Seznam použité literatury	116
	Seznam příloh	118

Seznam použité literatury

- [1] LUDVÍK, V.: Sborníky technické harmonizace 2005. Nejistoty měření, přesnost měření, správnost měření a otázky spojené se vzájemnou porovnatelností výsledků měření a s prohlášením o schodě s technickými specifikacemi. 1. vyd. Praha: Úřad pro technickou normalizaci, metrologii a státní zkušebnictví, 2005.
- [2] CYHELSKÝ, L., NOVÁK, I. Statistika. I. díl. 1. vyd. Praha, Bratislava: SNTL, 1967. 288 s. ISBN -.
- [3] CYHELSKÝ, L., HUSTOPECKÝ, J., ZÁVODSKÝ, P. Příklady k teorii statistiky. 1. vyd. Praha, Bratislava: SNTL a ALFA, 1978. 392 s. ISBN -.
- [4] osobní konzultace s pí. Věrou Macháčkovou, zaměstnankyní ČMI OI v Liberci, která se kalibrací koncových měrek zabývá více jak 20 let.
- [5] ČESKÝ METROLOGICKÝ INSTITUT. Metrologie v kostce. 2 vyd. Brno, 2003. CD ROM. ISBN -.
- [6] ČSN EN ISO 3650: Geometrické požadavky na součásti – Etalony – Koncové měrky.
- [7] ČSN 01 0115: Mezinárodní slovník základních a všeobecných termínů v metrologii (VIM), 2. vydání z 1993.
- [8] EA-4/02: Vyjadřování nejistot měření při kalibracích (Expressions of the Uncertainty of Measurements in Calibration, DEC 1999).
- [9] BIPM, IEC, IFCC, ISO, IUPAC IUPAP, OIML: Guide to the Expression of Uncertainty of Measurement. 1 vyd. Ženeva, 1993. CD ROM. ISBN -.
- [10] TECHNICKÁ ZPRÁVA EUROLAB 1/2006: Pokyn pro vyhodnocování nejistoty měření výsledků kvantitativních zkoušek. 2 vyd. Praha, 2006. CD ROM. ISBN -.
- [11] REKTORYS, K.: Přehled užití matematiky I a II. 7. vyd. Praha: Prométheus, spol. s.r.o., 2000. 1594 s. ISBN 80-7196-179-5.
- [12] MICHÁLEK, J.: Úvod do teorie pravděpodobnosti a matematické statistiky. 1. vyd. Praha : SPN, 1984. 204 s. ISBN - .
- [13] SEGER, J.: Teorie statistiky pro výrobní fakultu. 1. vyd. Praha : SPN, 1982. 280 s. ISBN - .
- [14] CYHELSKÝ, L.: Úvod do teorie statistiky. 2. uprav. vyd. Praha : SNTL ; Bratislava : Alfa, 1981. 347 s. ISBN - .

- [15] STONE, B.: Základy matematické statistiky a experimentální statistiky: Teorie, vzorce, příklady. 1. vyd. Praha : SPN, 1972. 247 s. ISBN - .
- [16] STONE, B., CYHELSKÝ, L., WALTER, J.: Vybrané kapitoly ze statistiky : Korelační počet : Zákon velkých čísel : Výběrové metody. 1. vyd. Praha : SPN, 1958. 233 s. ISBN - .
- [17] PŁOCKI, A., TLUSTÝ, P.: Pravděpodobnost a statistika pro začátečníky a mírně pokročilé. 1. vyd. Praha : Prometheus, 2007. 307 s. ISBN 978-80-7196-330-1. ISBN -
- [18] ZICHOVÁ, J.: Plánování experimentů a predikční vícerozměrná analýza. 1. vyd. Praha : Karolinum, 2007. 132 s. ISBN 978-80-246-1407-6.
- [19] LIKEŠ, J., CYHELSKÝ, L., HINDLS, R.: Úvod do statistiky a pravděpodobnosti. 1. vyd. Praha : VŠE, 1993. 170 s. ISBN 80-7079-028-8.
- [20] EGERMAYER, F., BOHÁČ, M.: Statistika pro techniky. 1. vyd. Praha : SNTL, 1984. 295 s. ISBN - .
- [21] HEBÁK, P., KAHOUNOVÁ, J.: Počet pravděpodobnosti v příkladech. 4. vyd. Praha : Informatorium, 1994. 311 s. ISBN 80-85427-48-6.
- [22] ČMI: Kalibrace koncových měrek 0,3 – 1000 mm (dokument pro zaměstnance útvaru ČMI). 2006.

Seznam příloh

Příloha č. 1

Vzor kalibrační dokumentace – kalibrační listy sady koncových měrek v časovém záznamu 8 let

Příloha č. 2

CD ROM – Přehled všech zpracovávaných dat, statistických vyhodnocení

Seznam použitých symbolů a zkratek

symbol	název	jednotka
A_{zj}	koeficient citlivosti zdroje nejistot	[-]
b_0	odhad regresního koeficientu udávající úsek vytnutý regresní přímkou na ose y	[-]
b_1	odhad regresního koeficient udávající sklon regresní přímky	[-]
e	úchylka délky KM v libovolném bodě od jmenovité délky	[...]
f_d	odchylka rovinnosti KM	[...]
k	koeficient rozšíření	[-]
l	délka KM	[...]
l_c	středová délka KM	[...]
l_n	jmenovitá délka KM	[...]
n	počet provedených měření	[-]
r_{zj}	korelační koeficient pro zdroj nejistot	[-]
s	výběrová směrodatná odchylka	[...]
t	čas	[rok]
U	rozšířená kombinovaná nejistota KM	[μm]
U_{et}	rozšířená nejistota etalonové KM	[μm]
u	standardní nejistota KM	[μm]
u_A	standardní nejistota KM vyhodnocovaná způsobem A	[μm]
u_B	standardní nejistota KM vyhodnocovaná způsobem B	[μm]
u_c	kombinovaná standardní nejistota KM	[μm]
u_{LS}	standardní nejistota etalonové KM	[μm]
$u_{\delta LC}$	standardní nejistota komparátoru pro KM	[μm]
$u_{\delta LD}$	standardní nejistota driftu etalonové KM	[μm]
$u_{\delta LV}$	standardní nejistota korekce na nestředový kontakt měřících ploch pro KM	[μm]
$u_{\delta t}$	standardní nejistota teplotního rozdílu mezi etalonovou a kalibrovanou KM	[°C]
$u_{\Delta t}$	standardní nejistota odchylky teploty prostředí od 20 °C	[°C]
u_z	standardní nejistota pro zdroj nejistot	[...]
$\bar{x}$	výběrový průměr	[...]
y	hodnota výsledku měření pro KM	[μm]
Z	zdroj nejistoty	[...]
z	příspěvek zdroje nejistoty	[...]
α	hladina významnosti	[-]
β_0	regresní koeficient udávající úsek vytnutý regresní přímkou na ose y	[-]

β_1	regresní koeficient udávající sklon regresní přímky	[-]
δ	chyba náhodná	[...]
δL_C	příspěvek nelinearity komparačního přístroje pro KM	[μm]
δL_D	příspěvek driftu KM	[μm]
δL_V	příspěvek velikosti chyby z nestředového doteku komparátoru pro KM	[μm]
δt	příspěvek rozdílu teplot mezi etalonovou a kalibrovanou KM	[$^{\circ}\text{C}$]
Δ	chyba systematická	[...]
Δc	chyba celková	[...]
Δt	chyba teploty prostředí od 20 $^{\circ}\text{C}$	[$^{\circ}\text{C}$]
Δz_{max}	chyba maximální pro příspěvek nejistoty zdroje	[...]

ANOVA	analýzu rozptylu	
ČMI	Český metrologický institut	
ČSN	Česká státní norma	
EA	Evropská akreditace	
EN	Evropská norma	
F – test	statistický test k prokázání významnosti regresního modelu	
H_A	alternativní hypotéza	
H_0	nulová hypotéza	
HV	zkouška tvrdosti podle Vickerse	
ISO	Mezinárodní organizace pro normalizaci	
KM	koncová měrka	
MS	Microsoft Office	
OI	oblastní inspektorát	
P – hodnota	hladina významnosti, výstup z numerického výpočtu z MS Excel	
SI	Mezinárodní soustava jednotek	
t – test	statistický test k prokázání významností jednotlivých regresních parametrů	
Z	zdroj nejistot měření	

1. Úvod

Každý strojírenský podnik se snaží nabízet své produkty v co nejvyšší kvalitě a samozřejmě s co nejmenšími náklady na výrobu. K tomu je nutné mít zavedenou politiku jakosti a kontrolu, která bývá často odvozena např. od ISO 9001. V takovýchto podmínkách je tedy nutné, aby bylo zajištěno, že na prostředky, kterými je kvalita kontrolována, tedy měřidla, byl dostatečný spoleh. Potřebujeme tedy vědět, že měřený rozměr má opravdu hodnotu, kterou nám měřidlo ukazuje. K tomu, aby bylo zjištěno, jak je měřidlo přesné a spolehlivé, slouží jeho kalibrace.

Kalibrace je člověku vlastní již od starověku. Trest smrti hrozil tomu, kdo zapomněl nebo zanedbal svoji povinnost zkalibrovat své měřidlo délky při každém úplňku. Takové bylo riziko královských architektů odpovědných za budování chrámů a pyramid pro faraony ve starém Egyptě tři tisíce let před naším letopočtem. První královský loket byl definován jako délka předloktí od lokte ke špičce nataženého prostředníčku vládnoucího faraona, plus šířka jeho ruky. Prvotní měření bylo přeneseno na černou žulu a do ní vytesáno. Pracovníkům na staveništích byly předány žulové nebo dřevěné kopie a architekti byli odpovědní za jejich udržování. Může nám sice připadat, že jsme časově velice vzdáleni od těchto prvopočátků, nicméně lidé od té doby vždy kladli velký důraz na správné měření. Relativně nedávno, v roce 1799 byla v Paříži vytvořena metrická soustava uložením dvou platिनových etalonů metru a kilogramu; to byl počátek dnešní Mezinárodní soustavy jednotek (soustava SI) [5].

Nejběžnějším měřidlem používaným pro přenos jednotky délky na další měřidla jsou koncové měrky. Koncové měrky realizují určitou délku jako vzdálenost rovnoběžných přesně broušených a lapovaných koncových ploch. Jak již bylo uvedeno, aby bylo dosaženo přesnosti a spolehlivosti daného měřidla – koncových měrek je nutná jejich kalibrace. Kalibrace koncových měrek je souhrn činností, kterými se za daných podmínek stanoví vztah mezi hodnotami délky naměřenými měřícím přístrojem a odpovídajícími hodnotami, realizovanými etalonem.

Každý měřicí proces, poskytuje výsledek, který je odhadem pravé (skutečné) hodnoty, ale který je současně ovlivněn výskytem jak náhodných tak systematických chyb během měřicího procesu [20]. Výsledek stanovení nemůže představovat přesnou hodnotu a tedy bez přidruženého údaje, který by charakterizoval úroveň zahrnutých chyb, není plnohodnotnou informací. Takovým údajem je hodnota nejistoty měření. Bez znalosti nejistoty není možné odhadnout stupeň spolehlivosti výsledku při jeho užití a rovněž porovnávat různá měření téže veličiny navzájem. Nejistota je zaváděna proto, aby se nesrovnávaly nesouměřitelné údaje, jako je tomu např. u různých měř přesnosti získaných na základě statistické analýzy naměřených hodnot opakovaných měření [1].

Nejistotu měření lze pojmut jako kvantitativní odhad mezí, v nichž se očekává, že leží pravá hodnota měřené veličiny [8]. Nejistotu je možné vyjádřit jako směrodatnou odchylku nebo její násobek. Při určování nebo odhadování nejistoty

konkrétního postupu je třeba zajistit, aby odhad bral v úvahu všechny možné zdroje nejistoty a přiřadil hodnoty každému významnému příspěvku. Mnoho různých faktorů způsobuje, že se výsledek měření téměř jistě odchyluje od pravé hodnoty. Tyto faktory se navíc experiment od experimentu mění a vliv každého z nich na výsledek není nikdy přesně znám. Není proto možné získat přesnou odchylku jednotlivého výsledku měření od (neznámé) pravé hodnoty a musí se tedy odhadovat jen její pravděpodobný rozsah [1].

Předmětem této disertační práce je zjištění, zda jeden z dosud neprošetřených pouze buď přibližně odhadnutý nebo úplně opomenutý zdroj nejistoty měření u koncových měrek – drift etalonové koncové měrky patří mezi významné zdroje, které mají nezanedbatelný vliv na velikost nejistoty měření nebo jeho vliv je takový, že není nutné jej ve výpočtu nejistoty uvažovat. Drift lze z metrologického hlediska charakterizovat jako pomalou změnu délky koncové měrky za rok (stárnutí) [7].

Zadání disertační práce je řešené pro praktické potřeby ČMI.

Dané zadání lze realizovat v první řadě shrnutím dosavadních zkušeností při práci s koncovými měrkami (ČMI Ol v Liberci), včetně jejich kalibrací. Na základě rešerše kalibrace koncových měrek i metodiky vyjádření jejich nejistoty měření bude v práci podán přehled statistických vyhodnocení, jejichž zpracování jsou nezbytná pro návrh hodnot příspěvku driftu etalonových KM. Uvedený příspěvek nejistoty měření bude zkoumán pro vybrané výrobce koncových měrek.

V závěrečné části je představena praktická aplikace těchto poznatků v podobě zahrnutí nově navrženého příspěvku dodaného k příslušnému zdroji nejistoty měření – driftu etalonové koncové měrky do výpočtu nejistoty měření pro sledované výrobce včetně zohlednění jeho vlivu na dosaženou hodnotu celkové nejistoty měření.

Cíle prezentované práce lze shrnout do následujících bodů:

1. Navrhnout metodiku vyhodnocení, která by nejlépe prošetřila zkoumaný drift etalonových koncových měrek.
 - Shoda mezi sadami koncových měrek z hlediska hodnoty driftu.
 - Shoda mezi výrobci koncových měrek z hlediska hodnoty driftu.
 - Dodržení rozměrové stability koncových měrek z hlediska porovnání s hodnotou driftu.
 - Vliv času na hodnotu driftu koncových měrek.
2. Pomocí vhodných statistických metod vyhodnotit navržené způsoby prošetření vznikajícího driftu u koncových měrek.

3. Vyjádřit získané poznatky z uvedených vyhodnocení formou nově navrhnutých hodnot driftu pro jednotlivé výrobce koncových měrek, které by byly započítány do nejistoty měření koncových měrek.
4. Ověřit a zjistit zda nově navržené příspěvky – hodnoty driftu etalonových koncových měrek pro vybrané výrobce významně ovlivnily výslednou nejistotu měření koncových měrek.

2. Metodika vyhodnocení nejistoty měření

Při měření existuje celá řada vlivů, které se u probíhajícího měřicího procesu projevují formou odchylky mezi naměřenou hodnotou měřené veličiny a její pravou hodnotou. Výsledek měření se pak v závislosti na použitém měřidle, použité měřicí metodě a dalších reálných faktorech měření pohybuje v určitém rozmezí kolem pravé hodnoty. Toto rozmezí (interval), které je pak možno racionálně přiřadit k dané hodnotě měřené veličiny nazýváme nejistotou měření [1].

2.1 Základní pojmy vztahující se k nejistotě měření

Výsledek měření je konečným cílem prováděného měření. Každé měření je zatíženo chybami, a to jak systematickými, tak náhodnými. Někdy se oprávněně hovoří také o chybách kombinovaných z obou kategorií. Systematické chyby se mohou odstranit korekcemi (opravami). K náhodným chybám se pak přihlíží při určení nejistoty měření [9]. Tato kapitola se zabývá definováním základních pojmů z oblasti přesnosti měření a jejich aplikaci při hodnocení nejistoty měření. Jejich přehled vycházející z normy ČSN 01 0115 je uveden níže.

Základním požadavkem měření jakéhokoliv objektu je, aby požadované hodnoty veličiny, která se měří, byly srovnatelné, ať se provádí měření kdykoli a kdekoli, aby tedy naměřené hodnoty byly co nejbližší hodnotě pravé, aby byly potřebně přesné. K tomu je nutno měřit za určitých podmínek, které bývají stanoveny různými předpisy (pro laboratorní práci, pro metody měření, pro měřidla apod.) [7]. Tyto předpisy musí zaručovat jednotnost prováděných měření. Jednotnost je tedy základním předpokladem úspěšné metrologické činnosti.

Přesnost měření je vlastnost měření dávat takové výsledky příslušných operací měření, které jsou co nejbližší pravé hodnotě vyšetřované veličiny. Ideální přesnost neexistuje, protože každé měření je zatíženo chybami. Proto se hovoří o konvenčně pravé hodnotě, která se od pravé hodnoty liší o přípustnou toleranci [7].

Správnost je vlastnost nemít systematické chyby. Po kalibraci by mělo měřidlo dávat správné výsledky. Při běžných měřeních, kdy není vyžadováno opakování měřicího úkonu, je kalibrací zabezpečena jednotnost a správnost měření. Při vyšších nárocích na spolehlivost měření se provádí větší počet měření téže veličiny. Takto získaná řada měření se musí zpracovat určitým způsobem a výsledkem je míra shody, tj. shodnost. Obě zmíněné vlastnosti, tj. správnost a shodnost jsou složkami obecnější přesnosti [7].

Další významnou vlastností výsledků měření je jejich *reprodukovatelnost*. Mezi zmíněné podmínky lze zahrnout změnu principu měření, metody měření, pozorovatele, měřicího přístroje, referenčního etalonu, místa, podmínek použití a času. Nejsou – li všechny uvedené podmínky stejné (některé, třeba i všechny), pak je měření reprodukovatelné, je – li uspokojivá shoda výsledků jednotlivých měření

následujících po sobě. Přitom se musí specifikovat, které podmínky (výše uvedené) byly při měření změněny [7].

Jak již bylo uvedeno, každý výsledek měření je zatížen chybou. *Chyba (měření)* je definována jako výsledek měření minus pravá hodnota měřené veličiny. *Systematická chyba* je střední hodnota, která by vznikla z nekonečného počtu měření téže veličiny uskutečněných za podmínek opakovatelnosti, od které se odečte pravá hodnota měřené veličiny. Celková systematická chyba udává *vychýlení* (strannost). *Náhodná chyba* je výsledek měření minus střední hodnota, která by vznikla z nekonečného počtu měření téže veličiny uskutečněných za podmínek opakovatelnosti. Celková chyba Δ_c je součtem systematické a náhodné chyby: $\Delta_c = \Delta + \delta$, kde Δ je chyba systematická a δ chyba náhodná [7].

Velmi důležitým pojmem spojeným s výsledkem měření je právě nejistota měření. *Nejistota měření* je definována jako parametr přidružený k výsledku měření, který charakterizuje rozptyl hodnot, které mohly být přisuzovány měřené veličině [9]. Téměř vždy je třeba počítat s tím, že nejistota měření je způsobena řadou vlivů, které se na ní podílejí. Mluvíme pak o jednotlivých složkách nejistoty měření, které se podílejí na výsledné nejistotě daného měření [10].

Uvádění nejistoty měření znamená nutnost provést kvalifikovaný odhad rozsahu hodnot okolo výsledku měření, o kterém se domníváme, že zahrnuje pravou hodnotu měřené veličiny [1]. Veličina vyjadřující nejistotu měření může být výběrová směrodatná odchylka, a takto vyjádřená nejistota se označuje jako *standardní nejistota (standard uncertainty) (u)*.

Složky nejistoty měření se dělí na dvě velké skupiny, které jsou dány zdrojem nebo příčinou jejich vzniku. Jsou to složky vyhodnocovány způsobem A, a složky nejistot, které jsou vyhodnocovány způsobem B. Složky nejistot vyhodnocované způsobem A jsou ty složky nejistot, které pocházejí z místních zdrojů nejistot měření, které přímo souvisejí s realizací daného měření. Složky nejistot vyhodnocované způsobem B jsou ty složky nejistot, které vznikají v důsledku náhodných chyb nebo odchylek, o kterých nejsme schopni získat přímé informace na základě místní realizace daného měření nebo které vznikají na základě náhodných chyb a odchylek v rámci jiných procesů měření, které ovšem mají s daným procesem měření nějakou souvislost [1]. Vzhledem k tomu, že složky nejistoty obojího typu jsou v principu zcela srovnatelné, vyjadřuje se nejistota souhrnně jako *kombinovaná standardní nejistota (combined standard uncertainty) (u_c)*.

Hodnota výsledku měření y spolu s nejistotou měření se uvádí ve tvaru $y \pm U$, kde U je *rozšířená kombinovaná nejistota (expanded uncertainty) (U)*, charakterizující interval okolo výsledku měření, o kterém se domníváme, že s určitou pravděpodobností zahrnuje pravou hodnotu měřené veličiny y . Jako hodnota této pravděpodobnosti se volí nejčastěji 0,95 (95%).

2.2 Výpočetní stanovení nejistot měření

Základem určování nejistot je statistický přístup. Předpokládá se určité rozdělení pravděpodobností, které popisuje, jak se může naměřená hodnota lišit od pravé hodnoty, resp. pravděpodobnost s jakou se v intervalu daném nejistotou měření může skutečná hodnota nacházet [1].

2.2.1 Klasifikace nejistoty měření podle způsobu vyhodnocení

Mírou nejistoty měření je výběrová směrodatná odchylka udávané hodnoty. Takto vyjádřená nejistota se označuje standardní nejistota u a představuje rozsah okolo naměřené (stanovené hodnoty) [10]. Standardní nejistota se dělí na standardní nejistotu vyhodnocovanou způsobem A a standardní nejistotu vyhodnocovanou způsobem B jak již byla výše uvedena stručná zmínka.

Standardní nejistota vyhodnocovaná způsobem A

Standardní nejistota vyhodnocovaná způsobem A je způsobena náhodnými chybami (příčiny jejich vzniku nejsou známy), které nemohou být korigovány a stanoví se z opakovaných měření stejné hodnoty za stále stejných podmínek statistickým přístupem a označuje se u_A .

Standardní nejistota vyhodnocovaná způsobem A se stanoví z n opakovaných a nezávislých měření stejné hodnoty za stejných podmínek. Odhad měřené hodnoty veličiny X je dán výběrovým průměrem $\bar{x}$ z n naměřených hodnot $x_1, x_2, \dots, x_n$. (Výběrového průměru proto, že hodnota, která se uvádí jako výsledek měření, se získá výpočtem průměrné hodnoty opakovaně provedených odečtů.) Výběrový průměr $\bar{x}$ se určí jako podíl součtu naměřených hodnot x_i z každého měření a počtu prováděných měření n :

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i . \quad (2.1)$$

Sebevětší přesnost měření by byla málo cenná, pokud by nebyla přibližně určena chyba výsledku. K posouzení přesnosti měření se nejčastěji užívá výše zmiňovaná výběrová směrodatná odchylka. (Výběrová odchylka proto, že naměřené hodnoty x představují určitý malý výběr z prakticky neomezeného množství hodnot, kterých veličina může nabývat.)

Výběrová směrodatná odchylka je pak podle následujícího vztahu vypočítána jako odmocnina ze součtu čtverců všech rozdílů mezi naměřenými hodnotami x_i z jednotlivých měření a výběrového průměru $\bar{x}$, dělená počtem provedených měření $n - 1$:

$$s_x = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n - 1}} . \quad (2.2)$$

Výběrová směrodatná odchylka s_x charakterizuje rozptyl naměřených hodnot kolem výběrového průměru $\bar{x}$.

Pro vyhodnocení měření je však důležitější vědět, jakou chybou bude zatížen výběrový průměr naměřených hodnot. Protože v případě této chyby již jde o určení chyby veličiny vypočtené podle vzorce (2.5), musí se použít vztah pro výběrovou směrodatnou odchylku výběrového průměru:

$$s_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}. \quad (2.3)$$

Výběrová směrodatná odchylka výběrových průměrů $s_{\bar{x}}$ charakterizuje rozptyl hodnot výběrových průměrů. Je proto zvolena jako míra nejistoty výběrového průměru $\bar{x}$ (míra nejistoty odhadu hodnoty veličiny X).

Standardní nejistota vyhodnocovaná způsobem A označovaná jako u_A je v tomto případě rovna směrodatné odchylce výběrových průměrů daná vztahem:

$$u_A = s_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}. \quad (2.4)$$

Standardní nejistota vyhodnocovaná způsobem B

Standardní nejistota vyhodnocovaná způsobem B je způsobena známými a odhadnutelnými příčinami vzniku. Určuje se jiným postupem, který není přímo specifikován. Standardní nejistota vyhodnocovaná způsobem B se označuje u_B . Tato nejistota se většinou označuje jako systematická nejistota [1]. Určování velikosti nejistot způsobem B je založeno také na statistickém základě. Při stanovení velikosti nejistoty daného způsobu se postupuje následovně [8]:

- všechny důležité zdroje nejistot se identifikují a zaznamenají $Z_1, \dots, Z_j, \dots, Z_n$;
- odhadnou se příspěvky jednotlivých zdrojů nejistoty měření k rozšířené nejistotě měření a roztřídí se na významné a nevýznamné;
- určí se standardní nejistota způsobem B u každého zdroje u_{zj} ;
- stanovené nejistoty u_{zj} od jednotlivých zdrojů se přepočítají na odpovídající složky nejistoty měřené veličiny $u_{x,zj}$;
- posoudí se možné korelace mezi jednotlivými zdroji nejistot a odhadnou se jejich korelační koeficienty $r_{zj,k}$;
- vypočítá se celková standardní nejistota způsobem B označovaná jako u_B .

Možné zdroje nejistot lze rozčlenit do čtyř následujících skupin. První skupinu tvoří nejistoty, které závisí na přípravě vzorků tj. odběr vzorků, chemická příprava). Druhá skupina je tvořena příspěvky k nejistotě měření, které závisí na vlastnostech zkoumaného objektu do které patří rušení, nestálost zkoumaného objektu, degradace nebo stárnutí zkoumaného objektu. Třetí skupina je tvořena příspěvky k nejistotě, které závisí na použitých metodách měření tj. chybné uplatnění nebo

chybná definice měřené veličiny, aproximace, idealizace, opomenuté ovlivňující veličiny (např. okolní teplota, okolní tlak, intenzita magnetického pole), omezené prostorové rozlišení, neostrost, omezená citlivost, šum přístrojů, náhodná rušení (jako jsou rušivá pole atd.), atd.. Poslední skupinu tvoří nejistota referenčních hodnot, na nichž jsou měření založena, tj. nejistota kalibračních hodnot, drift etalonových materiálů, nejistota hodnot převzatá z literatury [10].

Při odhadu nejistoty způsobem B jednotlivých zdrojů Z_j se postupuje následovně. Nejprve se odhadne rozsah změn $\pm \Delta z_{\max}$ (odchylek) od jmenovité hodnoty, velikost $\Delta z_{\max}$ se volí taková, aby její překročení bylo málo pravděpodobné (nejhorší situace, která by mohla nastat), uváží se, které rozdělení pravděpodobnosti (normální, trojúhelníkové, lichoběžníkové, rovnoměrné) nejlépe vystihuje výskyt hodnot Δz v intervalu $\pm \Delta z_{\max}$.

Následně se určí nejistoty způsobu B jednotlivých zdrojů Z_j ze vztahu:

$$u_{Bz} = \frac{\Delta z_{\max}}{\chi}, \quad (2.5)$$

kde hodnota χ se zvolí dle rozdělení pravděpodobnosti.

Není – li možné odpovědně rozhodnout o rozdělení odchylek Δz v intervalu $\pm \Delta z_{\max}$, potom vycházíme z předpokladu, že všechny hodnoty Δz v daném intervalu se mohou vyskytovat se stejnou pravděpodobností a tomu odpovídá rovnoměrné rozdělení. Přepočítání odhadnutých nejistot $u_{B,zj}$ zdrojů Z_j na odpovídající složky nejistoty měřené veličiny $u_{x,zj}$ se provádí podle vztahu:

$$u_{x,zj} = A_{x,zj} \cdot u_{B,zj}, \quad (2.6)$$

kde $A_{x,zj}$ je koeficient citlivosti, který je vyjádřen ze závislosti X na zdrojích Z_j dle vztahu:

$$A_{x,zj} = \frac{\partial X}{\partial Z_j}. \quad (2.7)$$

Pokud závislost $X = f(Z)$ není známá, stanoví se $A_{x,zj}$ experimentálně tak, že se změří hodnota Δx_{zj} odpovídající změně Δz_j a určí se jako:

$$A_{x,zj} \approx \frac{\Delta x_z}{\Delta z_j}. \quad (2.8)$$

Za předpokladu, že neexistuje mezi jednotlivými zdroji Z_j korelace, stanoví se výsledná standardní nejistota typu B z uvedeného ztahu:

$$u_B = \sqrt{\sum_{j=1}^n A_{x,zj}^2 \cdot u_{zj}^2}. \quad (2.9)$$

Při stanovení jednotlivých zdrojů nejistot měření velmi často dochází k zanedbávání některých zdrojů. Proto aby nedocházelo k chybnému zanedbání některých zdrojů ovlivňující nejistotu měření by měly být nejprve vyšetřeny příslušné koeficienty citlivosti, protože právě koeficienty citlivosti (jsou dány parciálními derivacemi funkce popisující model měření) mohou způsobit, že z malých zdrojů se stanou velké a naopak. Zanedbávat by se tedy nemělo z pohledu stanovených nejistot měření do modelu měření vstupujících veličin, ale až na základě přepočtu těchto vstupních veličin na veličinu výslednou.

Protože se stanovení nejistot vyhodnocované způsobem A i způsobem B provádí stejným přístupem, je možné skládat nejistoty měření A i B. Sumací kvadrátů standardní nejistoty A a standardní nejistoty B se dostane kvadrát kombinované standardní nejistoty označované u_c .

Kombinovaná standardní nejistota

Způsob stanovení kombinované standardní nejistoty z jednotlivých složek nejistot, a obecný vztah pro její stanovení u_c vychází z kovariačního zákona pro šíření nejistoty [9]:

$$u_c = \sqrt{\sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial y}{\partial x_i} u(x_i) \right)^2 + \sum_{i,j=1}^n \left(\frac{\partial y}{\partial x_i} \frac{\partial y}{\partial x_j} s(x,ij) \right)}, \quad (2.10)$$

kde jsou zdroje jednotlivých složek dány druhou mocninou součinu parciální derivace funkce vůči veličině x_i a příslušné standardní nejistoty $u(x_i)$; $s(x,ij)$ ve druhém členu je odhad kovariance vstupních veličin x_i a x_j ; n je počet vstupních veličin modelu.

Pokud je možno považovat všechny vstupní veličiny za vzájemně nezávislé (nekorelované), je druhý člen výše uvedeného vztahu roven nule. Takto upravený vztah je nazýván Gaussovým zákonem šíření nejistot:

$$u_c = \sqrt{\left(\frac{\partial y}{\partial x_1} \right)^2 u^2(x_1) + \left(\frac{\partial y}{\partial x_2} \right)^2 u^2(x_2) + \dots + \left(\frac{\partial y}{\partial x_n} \right)^2 u^2(x_n)}. \quad (2.11)$$

Kombinace zjištěných a vyčíslených zdrojů nejistoty je provedená kovariací. Kombinují se všechny identifikované zdroje nejistoty měření A i B. Sloučení výsledných nejistot obou typů se provede pomocí vztahu:

$$u_c = \sqrt{u_A^2 + u_B^2}, \quad (2.12)$$

jež vyjadřuje výsledný výpočet kombinované standardní nejistoty.

Rozšířená nejistota

Rozšířená nejistota měření je dána vztahem:

$$U = k \cdot u_c, \quad (2.13)$$

kde k je koeficient rozšíření a u_c je kombinovaná standardní nejistota měření.

V případech, kdy lze usuzovat na normální (Gaussovo) rozdělení měřené veličiny a kdy standardní nejistota odhadu y je stanovena s dostatečnou spolehlivostí, je možno použít standardní koeficient rozšíření $k = 2$. Takto stanovená rozšířená nejistota znamená, že pravá hodnota výsledku měření leží v tomto intervalu s pravděpodobností 95%. Tyto podmínky jsou splněny v mnoha případech, se kterými se lze setkat při kalibracích.

Ve zbývajících případech, kdy nelze použít předpokladu normálního rozdělení, je nutné stanovit hodnotu koeficientu rozšíření s ohledem na skutečný tvar rozdělení odhadů hodnot výstupní veličiny tak, aby jeho hodnota odpovídala pravděpodobnosti pokrytí asi 95 % [1].

Výše uvedená metodika stanovení nejistot měření slouží pro přímou metodu měření. Pro výpočet nejistoty lze použít také metodiky stanovení nejistot pro nepřímá měření, avšak to již není podstatné pro tuto práci.

3. Kalibrace koncových měrek a stanovení nejistoty měření

3.1 Základní pojmy vztahující se ke kalibraci koncových měrek

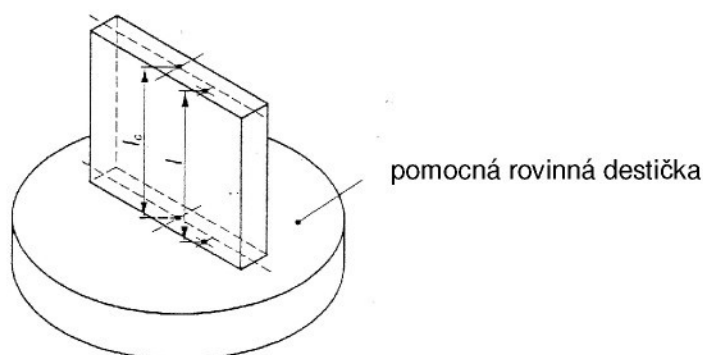
Kalibrace měřidel je porovnání určité míry, stupnice nebo jiné vlastnosti s měřidlem dostatečně přesnějším, obvykle s etalonem [7]. Kalibrací zjistíme, zda měřený rozměr má požadovanou velikost, zda měřidlo indikuje měřené hodnoty s dostatečnou přesností, případně je stanovena odchylka, o kterou je nutno zjištěnou míru korigovat, k určení konvenčně pravé (skutečné) hodnoty. Každá kalibrační laboratoř stanovuje tzv. návaznost svých vlastních etalonů a měřidel k SI (Mezinárodní soustava jednotek) prostřednictvím nepřerušného řetězce kalibrací nebo porovnání, která se váží k příslušným primárním etalonům jednotek SI. Během kalibrace měřidel je k měřidlu vydán kalibrační list, který musí obsahovat výsledky měření včetně nejistoty měření.

Návaznost v jednodušším pojetí znamená, že měřidlo musí být zkalibrováno přesnějším etalonem, který byl zkalibrován ještě přesnějším etalonem a tato řada bez přerušení pokračuje až k etalonům nejpřesnějším. Pokud se týká etalonů, které již není na co navázat, protože již neexistují měřidla vyšších metrologických kvalit (většinou jde o státní či mezinárodní etalony), jejich kontrola je prováděna mezilaboratorním porovnáním etalonů stejné úrovně [7].

Etalon je materiální forma technické normy. S pojmem etalon souvisejí další pojmy definované jako primární etalon a sekundární etalon. *Primární etalon* je uznáván jako etalon, který má nejvyšší metrologické kvality a jehož hodnota je akceptována bez navázání na jiné etalony pro tutéž veličinu [7]. *Sekundární etalon* představuje etalon, jehož hodnota je stanovena porovnáním s primárním etalonem pro tutéž veličinu.

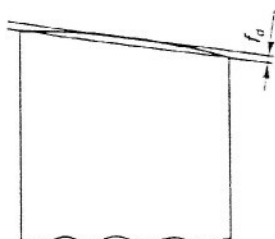
Pro kalibraci koncových měrek platí norma ČSN EN ISO 3650 z roku 1999 „Geometrické požadavky na výrobky (GPS) – Etalony délky – Koncové měrky“. Tato norma obsahuje také níže uvedené pojmy, které jsou nedílnou součástí kalibrace koncových měrek. *Koncová měrka* (dále jen KM) je definována jako ztělesněná míra pravoúhlého průřezu, vyrobená z materiálu odolného proti opotřebení, s jedním párem rovinných, navzájem rovnoběžných měřicích ploch, které mají schopnost přilnout k měřicím plochám jiných měrek nebo pomocným rovinným destičkám [6].

Délka koncové měrky (l) udává kolmou vzdálenost určitého bodu měřicí plochy měrky a plochy pomocné rovinné destičky ze stejného materiálu a se stejnými povrchovými vlastnostmi, na kterou je druhá měřicí plocha měrky přilnuta nasunutím [6] jak je znázorněno na obrázku 1.



Obr. 1. Středová délka l_c a příklad l v libovolném bodě měřicí plochy koncové měrky, přilnuté (nasunutím) na pomocnou rovinnou destičku [6]

Středová délka koncové měrky l_c , je délka koncové měrky ze středu volně přístupné měřicí plochy. Úchylka délky v libovolném bodě od jmenovité délky $e = l - l_n$, kde l_n značí jmenovitou délku KM. Odchylka rovinnosti f_d (viz. obr. 2), je nejmenší vzdálenost mezi dvěma rovnoběžnými plochami, mezi kterými leží všechny body měřicí plochy [6].



Obr. 2 Odchylka rovinnosti f_d [6]

Přilnavost je schopnost měřicích ploch měrek přilnout působením molekulárních sil k jiným měřicím plochám nebo na plochy se stejnou úpravou povrchu [6].

Každý měřicí přístroj a měřidlo musí mít stanoveny podmínky pro provádění měření tzv. *referenční podmínky* (např.: tlak, teplota, vlhkost apod.). Tyto podmínky představují u určité ovlivňující veličiny, buď její určitou hodnotu, nebo častěji její přípustné meze (toleranci). V případě teplotních vlivů je pro stanovení systematické chyby měřidla nutné znát teplotní součinitel měřidla. Tím se u měřicích přístrojů rozumí relativní změny jejich indikací, u měř relativní změny jejich pravých hodnot, změny – li se teplota o 1°C [6].

Každé měření se provádí pomocí určité metody měření, založené na nějakém fyzikálním principu, stejné je to i u kalibrace KM. Ke kalibraci KM je využíváno metody interferenční a komparační (porovnávací). *Interferenční metoda* spočívá v přenosu jednotky délky realizované helium – neonovým laserem známé vlnové délky na hmotnou míru, tedy na koncové měrky, pomocí interference světla. *Komparační (porovnávací) metoda měření* je založena na porovnávání hodnoty

vyšetřované veličiny se známou hodnotou jiné veličiny téhož druhu. Měřicí prostředky, které měří komparační metodou se nazývají komparátory.

3.2 Kalibrace koncových měrek

Nejběžnějším měřidlem používaným pro přenos jednotky délky na další měřidla jsou koncové měrky. KM zavedl do měřicí techniky poprvé koncem předminulého století Švéd C. E. Johansson, podle něhož se původně nazývaly „měrky Johanssonovy“.

KM udávají hodnotu délky pro určitý rozměr. Hodnota je dána vzdáleností dvou rovnoběžných ploch. Tvar těchto koncových měrek je kolmý pravidelný čtyřboký hranol o jmenovité délce 0,1 – 1000 mm. KM jsou vyráběny v určitých sadách, od větších vzdáleností až po zlomky mm. Kombinací různě dlouhých měrek lze skládat hranoly potřebných délek.

Koncové měrky by měly být vyrobeny z kvalitní oceli nebo z jiného materiálu se stejnou odolností proti otěru [6]. Nejstarším a nejčastěji používaný materiál pro koncové měrky je nástrojová ocel ČSN 19 422. Nevýhodou tohoto materiálu je však malá odolnost proti korozi. Dalším používaným materiálem je karbid wolframu, který vyniká vyšší životností, vyšší tvrdostí a odolností proti otěru oproti oceli. V současné době je také velmi používána i oxydokeramika, většinou zirkonoxid (ZrO_2), která nabízí nepoměrně vyšší pevnost a odolnost proti mechanickému opotřebení než ocel nebo karbid wolframu. Oxydokeramika je navíc rezistentní vůči korozi a chemikáliím.

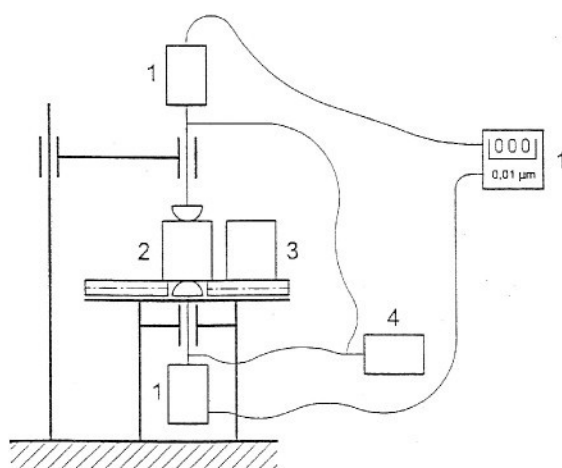
Pozornost bude nyní věnována především požadavkům na ocelové KM, se kterými se v této předložené práci bude dále pracovat. Ocelové KM jsou vyráběny s určitou geometrickou přesností, která je určena normou ČSN EN ISO 3650. Dle této normy jsou koncové měrky rozdělovány do několika tříd přesnosti. Od nejpresnější K, dále 0, 1 a 2. Toto zařazení udává přesnost koncových měrek. V tab. 1 jsou pro jednotlivé třídy s mezními hodnoty změny délky za rok – drift. Uvedená tabulka platí pro KM, které nebyly vystaveny žádným extrémním teplotám, vibracím, nárazům, magnetickým polím nebo mechanickým silám. Pokud koncová měrka v žádné sledované hodnotě nepřekračuje meze určené pro určitou třídu přesnosti, je možné do této třídy přesnosti KM zařadit. Nutno podotknout, že koncové měrky jsou dodávány v sadách např. 122 ks a prakticky to znamená, že pokud si pořídíme sadu třídy přesnosti K, nemusí všechny podmínky velké množství KM splňovat. Naopak pokud si pořídíme sadu třídy přesnosti 2, velké množství měrek může splňovat požadavky vyšších tříd přesnosti. Dále není zajištěno zda nová sada vyhovuje podmínkám maximálního driftu, což lze zjistit až po několika následných kalibracích. Některé meze jsou v ČSN EN ISO 3650 nastaveny tak rozsáhlé a obecné, že informace nestačí k dostatečnému popisu vlastností KM. Zařazení do tříd přesnosti je proto velice zavádějící a často neobjektivní. Z metrologického hlediska není přesnost měřidel vyhodnocována dle geometrické přesnosti, ale důležitá je přesnost, tedy nejistota, měření určená kalibrací měřidla.

třída	největší dovolená změna délky za rok
K 0	$\pm(0,02 \mu\text{m} + 0,25 \cdot 10^{-6} \cdot l_n)$
1 2	$\pm(0,05 \mu\text{m} + 0,5 \cdot 10^{-6} \cdot l_n)$
kde: l_n jmenovitá délka KM [mm]	

Tab.1. Rozměrová stabilita koncových měrek [6]

Z hlediska materiálových požadavků je kladem velký důraz na koeficient teplotní délkové roztažnosti KM z oceli v rozsahu teplot od 10C° do 30C° musí být $(11,5 \pm 1,0) \cdot 10^{-6} \text{ K}^{-1}$. Koeficient teplotní délkové roztažnosti s odhadem jeho nejistoty musí být dodán s ocelovými koncovými měrkami třídy K a také pro všechny KM všech tříd vyrobených z jiných materiálů. Další sledovanou veličinou je tvrdost měřicí plochy KM z oceli, která by měla mít podle Vickerse ne méně než 800 HV 0,5.

Kalibrace koncových měrek je sled jednotlivých přenosů délky vycházejících ze základní definice jednotky délky a pokračující interferenčním navázáním KM. Dále smí následovat jeden nebo více přenosů KM. Pro přenos velikosti délky na hmotnou míru, koncové měrky prvního řádu, je uskutečňován pomocí laserového interferometru – interferenční metoda. Popis této metody není podstatný pro práci, tudíž pozornost bude věnována druhé metodě pro kalibraci KM sekundárních etalonů 2. – 5. řádu a to komparační (komparační) graficky znázorněné na obr. 3. Komparační přístroj sestává z elektrického indikátoru délky s vysokou rozlišitelností (1), referenční koncové měrky (2), kalibrované koncové měrky (3) a zvedacího zařízení (4).



Obr. 3. Komparační přístroj [6]

Při kalibraci musí být dodržován tzv. kalibrační postup, který obsahuje souhrn činností při kalibraci měřidel a slouží jako návod pro práci zaměstnanců v kalibrační laboratoři.

Rozlišuje se kalibrační postup pro:

- kalibraci koncových měrek do 100 mm jmenovité délky,
- kalibraci koncových měrek 125 – 1000 mm.

Rozdílnost obou postupů je v poloze měrek při kalibraci. Koncové měrky s jmenovitou délkou do 100 mm a včetně jsou uloženy do svislé polohy s měřicími plochami ve vodorovné poloze. KM s jmenovitou délkou nad 100 mm jsou uloženy při kalibraci do vodorovné polohy. Při práci s KM s jmenovitou délkou nad 100 mm je nutno počítat s průhybem, který limituje přesnost měření. Tato měřidla se podepírají ve dvou bodech položených v přesně definovaných vzdálenostech (a) od jejich konců. Podepření v bodech $0,2113 \cdot$ jmenovitá délka označované jako Airyho body se používá pro dosažení rovnoběžnosti ploch koncové, podepření v bodech $0,2203 \cdot$ jmenovitá délka označované jako Besselovy body se používá, má – li být zkrácení celkové délky minimální.

Kalibrační postup KM do 100 mm jmenovité délky včetně je následující [22]:

1. Příprava měrek a měřícího zařízení

Ovlivňující veličinou jmenovité délky je zejména referenční teplota, která musí být při měření udržována na 20 °C a standardní tlak 101 325 Pa [6].

Z hlediska přípravy se koncové měrky nejprve očistí v digestoři od konzervační vrstvy umytím v benzínu a vyleštěním lapovaných ploch optickou utěrkou. Při manipulaci s měrkami se používají speciální kleštičky a rukavice, protože materiál běžně používaný pro výrobu KM je náchylný ke korozi. Zároveň před měřením může i krátký dotek ruky způsobit změnu teploty měrky a relativně výraznou změnu délky.

U měřícího přístroje se zkontroluje jeho kompletnost a funkčnost. Měřicí stolek a doteky se umyjí lékařským benzinem.

2. Technická prohlídka

Při technické prohlídce se kontroluje mechanické poškození měřících ploch koncových měrek. Z dalšího postupu se vyloučí měrky, které mají na měřících plochách nápadné shluky čar a rýh nebo hrubě poškozený povrch, případně korozi.

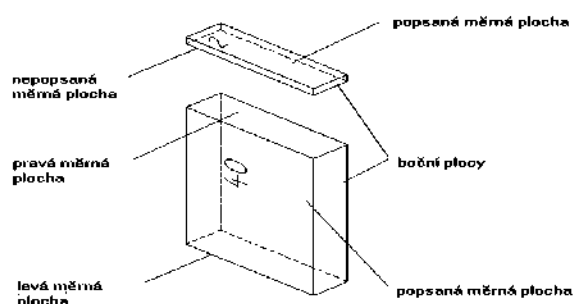
3. Temperování měrek

Připravené měrky se před měřením temperují 24 hodin v laboratoři při laboratorní teplotě. Před měřením se měrky temperují na kameninové nebo ocelové desce.

4. Stanovení odchylky střední délky a odchylky rovinnosti a rovnoběžnosti komparační metodou ve svislé poloze

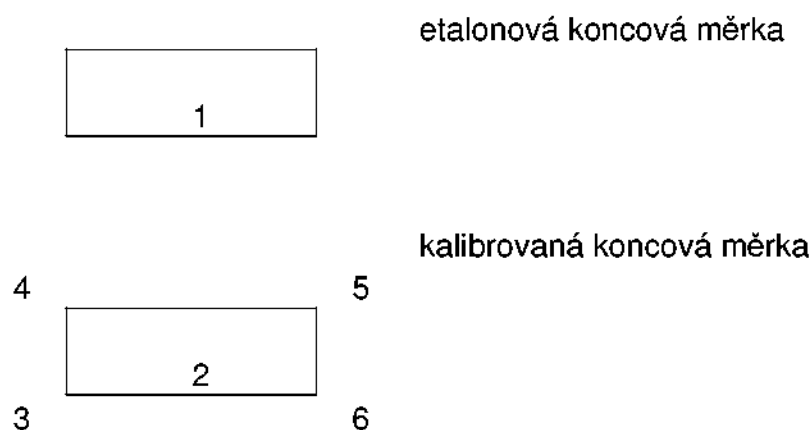
Měření odchylky střední délky, odchylky rovinnosti a rovnoběžnosti probíhá současně. Měření odchylky střední délky spočívá v porovnání odchylky střední délky etalonové koncové měrky a kalibrované koncové měrky. Odchylka střední délky se měří v geometrickém středu lapované plochy koncové měrky. Odchylka rovinnosti a rovnoběžnosti se měří v blízkosti čtyř rohů měřeného povrchu ve vzdálenosti asi 1,5 mm od přilehlých bočních ploch.

Do šablony na měřícím stolku přístroje se vloží etalonová koncová měrka a kalibrovaná koncová měrka tak, aby koncové měrky spočívaly levou měrnou plochou graficky zobrazenou na obr. 4 na měřícím stolku.



Obr. 4. Měrné plochy koncové měrky [6]

Šablona se nastaví tak, aby měřicí doteky byly ve středu měřicí plochy etalonové měrky. Údaj na odčítacím zařízení se vynuluje. Poté se změří odchylka střední délky kalibrované koncové měrky a postupně odchylky v blízkosti čtyř rohů ve vzdálenosti asi 1,5 mm od přilehlých bočních ploch pro zjištění rovnoběžnosti a rovinnosti jak je znázorněno na obr. 5.



Obr. 5. Měrné body koncové měrky [22]

Měření je provedeno postupně v bodech 1 – 2 – 3 – 4 – 5 – 6 – 2 – 1. Tato série měření se opakuje minimálně 3x. Kalibraci koncových měrek 2. sekundárního řádu provedou nezávisle 2 pracovníci (každý provede minimálně tři série měření). Kalibraci koncových měrek 3., 4. a 5. sekundárního řádu provede 1 pracovník (min. 3 série měření). U koncových měrek 3. až 5. řádu se měří jen odchylka střední délky, tzn. měření probíhá v bodech 1 – 2 – 1. Odchylka rovinnosti a rovnoběžnosti se měří jen u nových sad koncových měrek.

5. Vyhodnocení měření

Provede se statistické vyhodnocení měření. Sada koncových měrek se dle změřených parametrů (odchylka střední délky, rozpětí délky, použitého etalonu,

podmínek v laboratoři při kalibraci, mechanického poškození koncových měrek a rozšířené nejistoty) zařadí do příslušného sekundárního řádu.

Výše v textu bylo již zmíněno zařazování do sekundárních řádů. Zde se nejedná o geometrickou přesnost KM, jako je tomu u tříd přesnosti dle ČSN EN ISO 3650, ale o velikost výsledné rozšířené nejistoty měření U . V ČMI byl vytvořen systém zařazování KM do pěti sekundární řádů dle velikosti rozšířené nejistoty, viz. tab. 2.

sekundární řád	Nejistota měření U [μm]
1	$(0,02 + 0,2 l_n)$
2	$(0,04 + 0,3 l_n)$
3	$(0,1 + 1 l_n)$
4	$(0,2 + 2 l_n)$
5	$(0,5 + 5 l_n)$
kde: l_n je jmenovitá délka KM [m]	

Tab.2. Nejistota měření z hlediska sekundárních řádů koncových měrek [22]

Jedná se o vzorce lineárních funkcí, kde dosazením jmenovité délky za l_n je vypočtena rozšířená kombinovaná nejistota měření pro konkrétní velikost KM. Pokud tedy kalibrujeme sadu KM a výsledná nejistota měření všech KM má vyšší hodnoty než sekundární řád č. 3 a zároveň nižší než velikost sekundárního řádu č. 4, je sada zařazena do 4. sekundárního řádu s uvedením příslušné nejistoty měření dle tab. 2.

Kalibrované měřidlo nemůže dosáhnout stejné nebo nižší hodnoty nejistoty měření než etalon, pomocí něhož byla kalibrace měřidla provedena. Pokud je při kalibraci KM předpokládáno (požadováno) dosažení nejistoty měření určitého sekundárního řádu, jako etalon musí být použito KM řádu přesnějšího, např. pro kalibraci měrek s předpokladem 4. řádu musí být použit etalon alespoň 3. sekundárního řádu. Tento systém je používán zejména s ohledem na zákazníky ČMI OI v Liberci. Pokud zákazník potřebuje kalibrovat sadu KM, kterou používá např. pro kalibraci posuvných měřítek a dostačuje mu velikost nejistoty sekundárního řádu č. 5, pak je v ČMI OI v Liberci pro kalibraci použita méně přesná sada KM sekundárního řádu č. 4 a podmínky měření, které je nutno dodržet, jsou méně přísné. Toto všechno se promítne i do ceny kalibrace. Pro kalibrace KM v jednotlivých sekundárních řádech jsou v ČMI zpracovány limitní hodnoty pro podmínky měření, které zabezpečí že velikost nejistoty měření nebude pro daný sekundární řád překročena.

3.3 Nejistota měření koncových měrek

Pro stanovení nejistoty měření KM se vychází z platného předpisu EA – 4/02 [8] a z interního dokumentu pro kalibraci KM ČMI OI v Liberci [22].

Standardní nejistota vyhodnocovaná způsobem A

Jak již bylo uvedeno standardní nejistota vyhodnocovaná způsobem A se stanoví z opakovaných měření dané veličiny za stejných podmínek. Měřenou veličinou je v tomto případě délka KM, tj. vzdálenost dvou rovnoběžných ploch. Standardní nejistota se určí ze vzorce 2.4 v kapitole 2.

Standardní nejistota vyhodnocovaná způsobem B

Jednotlivé velikosti standardních nejistot jsou vypočítány z velikostí příspěvků daných zdroji s ohledem na jejich rozdělení pravděpodobnosti.

Výsledná standardní nejistota typu B se určí z upraveného vztahu 2.9:

$$u_B = \sqrt{u_{LS}^2 + u_{\delta LD}^2 + u_{\delta LC}^2 + (l_n \cdot \alpha \cdot u_{\delta t})^2 + (l_n \cdot u_{\Delta t} \cdot u_{\delta \alpha})^2 + u_{\delta LV}^2}, \quad (3.1)$$

kde: u_{LS} standardní nejistota etalonové KM;
 $u_{\delta LD}$ standardní nejistota driftu etalonové KM;
 $u_{\delta LC}$ standardní nejistota komparátoru;
 $u_{\delta t}$ standardní nejistota teplotního rozdílu mezi etalonovou a kalibrovanou KM;
 $u_{\Delta t}$ standardní nejistota úchyly teploty od 20 °C;
 $u_{\delta \alpha}$ standardní nejistota koeficientů teplotní roztažnosti materiálu etalonové a kalibrované KM;
 $u_{\delta LV}$ standardní nejistota korekce na nestředový kontakt měřicích ploch;
 l_n jmenovitá délka KM;
 α koeficient lineární teplotní roztažnosti měřené KM.

Standardní nejistota etalonové KM u_{LS} je dána vztahem:

$$u_{LS} = \frac{U_{et}}{k}, \quad (3.2)$$

kde U_{et} je velikost rozšířené nejistoty etalonové KM a koeficientu rozšíření, $k = 2$ pro normální rozdělení pravděpodobnosti (uvedeny v kalibračním listu).

Nejistota driftu etalonové KM $u_{\delta LD}$ je určena jako podíl příspěvku driftu δL_D a koeficientu rozšíření, $k = 2$ pro normální rozdělení pravděpodobnosti nebo $k = \sqrt{3}$ pro rozdělení rovnoměrné a je dána níže uvedeným vztahem:

$$u_{\delta LD} = \frac{\delta L_D}{k}. \quad (3.3)$$

Nejistota komparátoru $u_{\delta LC}$ je vyjádřena podílem velikosti příspěvku nelinearity komparačního přístroje δL_C a koeficientu rozšíření $\sqrt{3}$ pro rovnoměrné rozdělení podle:

$$u_{\delta LC} = \frac{\delta L_C}{\sqrt{3}}. \quad (3.4)$$

Hodnoty teplotních chyb KM se určují dosti obtížně. Jejich velikost závisí nejen na teplotě měřené konstrukce nebo její části, ale také na velikosti měřeného rozměru a na délkové roztažnosti materiálu. Zatímco délkový rozměr jsme schopni určit dostatečně přesně, při měření teploty se setkáváme s problémy. Změřením povrchové teploty KM totiž nezískáme dostatečně přesnou informaci o její skutečné (vnitřní) teplotě, zejména není – li teplota prostředí konstantní.

Nejistota teplotního rozdílu mezi etalonovou a kalibrovanou KM $u_{\delta t}$ je počítána z příspěvku rozdílu teplot koncových měrek během měření δ_t a jeho pravděpodobnostního rozdělení, které se předpokládá rovnoměrné, vyjádřené vztahem:

$$u_{\delta t} = \frac{\delta t}{\sqrt{3}}. \quad (3.5)$$

Nejistota odchylky teploty prostředí od 20 °C $u_{\Delta t}$ je vyjádřena podílem velikosti příspěvku chyby teploty prostředí od 20 °C Δt a koeficientu rozšíření $\sqrt{3}$ pro rovnoměrné rozdělení podle:

$$u_{\Delta t} = \frac{\Delta t}{\sqrt{3}}. \quad (3.6)$$

Nejistota koeficientů teplotní roztažnosti materiálu etalonové a kalibrované KM $u_{\delta \alpha}$ je určena podílem příspěvku rozdílů koeficientů lineární teplotní roztažnosti kalibrované a etalonové KM δ_{α} , a koeficientu rozšíření $\sqrt{3}$ pro rovnoměrné rozdělení dané vztahem:

$$u_{\delta \alpha} = \frac{\delta \alpha}{\sqrt{3}}. \quad (3.7)$$

Nejistota korekce na nestředový kontakt měřicích ploch $u_{\delta LV}$ je určena podílem příspěvku velikosti chyby z nestředového doteku komparátoru δL_V a koeficientu rozšíření $\sqrt{3}$ pro rovnoměrné rozdělení podle:

$$u_{\delta LV} = \frac{\delta L_V}{\sqrt{3}}. \quad (3.8)$$

Kombinovaná standardní nejistota

Sloučení výsledných nejistot obou způsobů vyhodnocení do kombinované nejistoty se provede pomocí vztahu 2.12 ve tvaru:

$$u_C = \sqrt{u_A^2 + u_{LS}^2 + u_{\delta LD}^2 + u_{\delta L}^2 + u_{\delta LC}^2 + (l_n \cdot \alpha \cdot u_{\delta t})^2 + (l_n \cdot u_{\Delta t} \cdot u_{\delta \alpha})^2 + u_{\delta LV}^2}. \quad (3.9)$$

Rozšířená nejistota

Rozšířená nejistota měření je dána vztahem 2.13 při čemž se volí $k = 2$.

V kapitole 2 je uvedeno jaký význam má pro kalibraci pojem „Nejistota měření“ a jakým způsobem je prováděn její výpočet. Výsledná rozšířená nejistota měření je složena z jednotlivých zdrojů nejistot, které během měření působí a mohou způsobovat nepřesnosti jak již bylo uvedeno. Během výpočtu nejistoty měření by mělo být určeno jaké zdroje a do jaké míry ovlivňují velikost výsledku. Do výpočtu by měly být zahrnuty všechny zdroje, které mohou působit na velikost nejistoty měření nezanedbatelným způsobem.

Jedním ze zdrojů, který může ovlivnit přesnost určení měřené délky koncové měrky je drift použitého etalonu (etalonové KM) $u_{\delta LD}$. Jelikož jeho vlastnosti nebyly nikdy důkladně prozkoumány, jeho velikost byla ve výpočtech nejistoty měření zanedbávána nebo velice hrubě odhadována. Převážná většina kalibračních laboratoří velikost driftu etalonu do výpočtu nejistoty měření během kalibrací koncových měrek nezahrnuje s odůvodněním, že jeho vliv je zanedbatelný. Kalibrační laboratoře ČMI s nejistotou driftu počítají, jeho velikost však byla „odhadnuta“ a do určité míry nadhodnocena.

Do jaké míry ovlivňuje hodnota driftu etalonové KM výslednou rozšířenou nejistotu měření při kalibraci koncových měrek porovnávací metodou je předmětem této práce.

4. Metodika vyhodnocování

Jak již bylo uvedeno, smyslem předložené práce je, zda jeden z dosud neprošetřených pouze přibližně odhadnutý příspěvek nejistoty měření u koncových měrek – drift má podstatný vliv na velikost celkové nejistoty měření. Aby bylo možné řešit danou problematiku bylo nezbytné navrhnout metodiku vyhodnocování, která poskytne důležité informace o hodnotě driftu. Na základě těchto vyhodnocení bude aplikována do nejistoty měření vhodně zvolená hodnota driftu jako jeden z příspěvků, který může ovlivnit, tzn. způsobit nepřesné stanovení výsledné nejistoty měření.

Tato kapitola poskytuje přehled o statistických nástrojích jež tvořily základ navrhované metodiky včetně jejího vyhodnocování.

4.1 Statistické vyhodnocování

Pro statistické zpracování dat byly použity následující matematické nástroje: aritmetický průměr, výběrová směrodatná odchylka.

Výběrový průměr [11] byl určen jako podíl součtu naměřených hodnot x_i z každého měření a počtu prováděných měření n :

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i .$$

Výběrová směrodatná odchylka [11] byla pak podle následujícího vztahu vypočítaná jako odmocnina ze součtu čtverců všech rozdílů mezi naměřenými hodnotami x_i z jednotlivých experimentů a aritmetického průměru $\bar{x}$, dělená počtem provedených měření $n - 1$:

$$s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}} .$$

Pro vyhodnocování údajů (předpokladů o určitých vlastnostech náhodné veličiny: o úrovni, variabilitě, shodě) bylo použito testování hypotéz s využitím analýzy rozptylu – ANOVA a regresní analýzy.

Testování statistických hypotéz umožňuje posoudit, zda experimentálně získaná data vyhovují předpokladu, který jsme před provedením testování učinili [12]. Za platnosti nulové hypotézy a splnění předpokladu pro použití testu tvrdíme, že bude testové kritérium – jakožto náhodná veličina – sledovat určité rozdělení pravděpodobnosti. Testovým kritériem rozumíme hodnotu, vypočtenou na základě náhodného výběru z dat, jež testujeme. Proti nulové hypotéze označené H_0 stojí hypotéza alternativní označená jako H_A , která svým způsobem popírá hypotézu nulovou. Ty hodnoty testového kritéria, které jsou málo pravděpodobné za platnosti

nulové hypotézy, pak „obětujeme“ a nulovou hypotézu zamítneme, i když by mohla platit, a tvrdíme, že se nám podařilo prokázat hypotézu alternativní. Chyba prvního druhu, která je vlastně touto obětí (nulová hypotéza platí a my ji zamítáme) je kvantifikována prostřednictvím hladiny významnosti α , obvykle volené 0,1; 0,05; 0,01 či 0,001 [19]. Obětované hodnoty testového kritéria vymezujeme v kritických oborech pomocí kritických hodnot. Kritické hodnoty jsou kvantily rozdělení, jež testové kritérium sleduje, a odpovídají hladině významnosti α . Kritické obory jsou konstruovány tak, aby hodnoty v nich obsažené byly přijatelné pro alternativní hypotézu a pro nulovou hypotézu málo pravděpodobné [18].

Pokud tedy hodnota testového kritéria spadne do kritického oboru, zamítáme nulovou hypotézu ve prospěch alternativní na hladině významnosti α . Čím nižší je hladina významnosti, tím obtížnější je zamítnutí nulové hypotézy (kritické obory jsou menší), ale test zároveň ztrácí svou sílu [19]. Srovnání tedy probíhá v hodnotách náhodné veličiny a hladina významnosti α je pro tento účel převáděna na kritické hodnoty.

Statistické vyhodnocení hypotéz bylo provedeno s pomocí MS Excel, který umožňuje v jedné ze svých nabídek – analýza dat – aplikovat analýzu rozptylu – ANOVA.

Analýza rozptylu (ANOVA, tj. analysis of variance) [2] je založena na představě, že variabilita (proměnlivost, rozptýlení, disperze), se kterou kolísají hodnoty sledované náhodné veličiny kolem střední hodnoty jejího rozdělení pravděpodobnosti, vzniká jako důsledek různých vlivů, z nichž každý přispívá k této celkové variabilitě určitým podílem. Celkový rozptyl jako míru variability lze pak rozčlenit na dílčí rozptyly náležející těmto jednotlivým vlivům – faktorům. Při analýze sledujeme např. dílčí příspěvek jednoho faktoru vedle zbylých vlivů, které v našem měření přímo nesledujeme. Vybraný sledovaný faktor je měněn, což způsobuje zvýšený rozptyl měřených hodnot (nebo alespoň zvýšení očekáváme) nad tzv. rozptyl residuální (zbytkový), který se objevuje vždy jako důsledek náhodných výkyvů zbylých přímo nesledovaných faktorů, které se během měření samy náhodně mění, a tím vyvolávají právě reziduální rozptyl [15]. Vzájemným srovnáváním rozptylů pomocí F – testů, který je vyjádřen dle následujícího vztahu:

$$F = \frac{S_m^2 / (k - 1)}{S_u^2 / (n - k)},$$

kde: S_m^2 je součet čtverců mezi skupinami;

S_u^2 je součet čtverců uvnitř skupin;

k počet tříd;

n počet měření;

můžeme určit, které z uvažovaných faktorů jsou pro variabilitu náhodné veličiny významné a které jsou nevýznamné. Lze také případně určit hodnotu daného dílčího rozptylu. Podle počtu sledovaných faktorů rozeznáváme analýzu jednofaktorovou (s

jednoduchým tříděním), dvoufaktorovou (s dvojným tříděním) atd. [17]. V našem případě bylo použito analýzy jednofaktorové.

Pro snadnější vyhodnocování výsledků bylo použito hodnoty označované jako P – hodnota, obsažené ve výsledném numerickém hodnocení F – testu, jako výstup z numerického výpočtu z MS Excel.

Podstata P – hodnoty a hladiny významnosti α je stejná (jedná se o pravděpodobnosti, vypovídající nějakou informaci o nulové hypotéze). Hladina významnosti je předpokládaná pravděpodobnost zamítnutí nulové hypotézy za předpokladu, že byla správná (pravděpodobnost chyby prvního druhu) a určujeme ji vždy před výpočtem testového kritéria (tj. před testem) [13]. P – hodnota je taková nejnižší možná hladina významnosti – určená na základě hodnoty testového kritéria (tj. na základě výsledku kvantifikace výběru), při které lze ještě zamítnout nulovou hypotézu.

P – hodnota nám poskytuje obecněji více informací o výsledku statistického testování než pouhé zamítnutí nebo nezamítnutí nulové hypotézy.

Předpokládejme, že P – hodnota vyjde rovna 0,05. Z toho lze usoudit, že nulovou hypotézu lze zamítnout například na hladině významnosti $\alpha = 0,1$, ale již ne na hladině významnosti $\alpha = 0,01$ a $\alpha = 0,001$. Nejnižší možnou hladinu významnosti, na které ještě můžeme nulovou hypotézu zamítnout je právě $\alpha = 0,05$. Ještě jednou bude – li P – hodnota rovna 0,03, potom můžeme nulovou hypotézu zamítnout na hladině významnosti $\alpha = 0,1$ nebo $\alpha = 0,05$. Na hladině významnosti nižší než $\alpha = 0,03$ nulovou hypotézu nezamítáme (tedy např. na hladině významnosti $\alpha = 0,01$). Čím nižší vyjde P – hodnota, tím více jsme přesvědčeni, že nulová hypotéza není správná a je třeba ji zamítnout.

Nejjednodušší způsob, jak rozhodovat o výsledku testu bylo v porovnání P – hodnoty a hladiny významnosti α (určeno před provedením testu).

Pro vyhodnocování následně platilo pravidlo:

- zamítnutí nulové hypotézy H_0 , když P – hodnota $\leq \alpha$;
- nezamítnutí nulové hypotézy H_0 , když P – hodnota $> \alpha$.

Pro porovnávání výsledků závislosti dvou náhodných veličin bylo využito regresní analýzy, která umožňuje vystihnout (na základě zjištěných údajů) průběh závislosti dvou proměnných [2].

Regrese umožňuje určení typu závislosti, tedy zjistit, jaká funkce je nejvhodnější k vyjádření zkoumaného vztahu [15]. Pro vyhodnocování řady 4 byl zvolen model lineární přímky a pro vyhodnocení řady 5 byl zvolen model polynomické křivky (polynomická křivka je používána u dat, která kolísají a nedají se tedy aproximovat jednodušší funkcí), který prokládaly nejlepším způsobem vybraný typ regresní funkce mezi naměřenými body – vyrovnávaly náhodné chyby. Daná volba vyplývala z provedených testů ověřování navrhnutého modelu. Známe – li danou funkci, můžeme z hodnoty jedné proměnné určit s jistou pravděpodobností hodnotu druhé. Hodnota jedné veličiny, které se říká závisle proměnná

(vysvětlovaná) a v pravoúhlých souřadnicích se vynáší na osu y, je určena hodnotou veličiny druhé, nezávisle proměnné (vysvětlující), vynášené na osu x. Pro jednoduchost bude nyní uveden princip regresní analýzy pro model přímky [15].

Model přímky je dán hodnotami koeficientů označovaných řeckými písmeny β_0 a β_1 , které se nazývají parametry regrese, regresní koeficienty. Koeficient β_1 je směrnice regresní přímky dané tvarem $\eta = \beta_0 + \beta_1 x$ a určuje její sklon, úhel který svírá s osou x (přesněji je tangentou tohoto úhlu). Koeficient β_0 je tzv. absolutní člen a je to hodnota závisle proměnné veličiny odpovídající nulové hodnotě veličiny nezávisle proměnné (úsek vytnutý regresní přímkou na ose y). Odhady regresních koeficientů se označují písmeny b_0 a b_1 . Známe – li hodnoty odhadů b_0 a b_1 , můžeme pro každou hodnotu nezávisle proměnné vypočíst odpovídající hodnotu závisle proměnné. Vypočtená hodnota se obvykle liší od hodnoty naměřené a rozdíl těchto hodnot se nazývá residuum. To se používá při výpočtu odhadů koeficientů regresní rovnice přímky dané tvarem $y = b_0 + b_1 x$, nazývané jako regresní model. Nejčastěji používanou metodou je ta, která požaduje, aby součet druhých mocnin (čtverců) residuí byl minimální. Podle tohoto požadavku se metoda označuje jako metoda nejmenších čtverců (least square method) [3].

I u regresní analýzy bylo využito testování hypotéz, kde byla testována statistická významnost použitého regresního modelu včetně testování statistické významnosti jednotlivých regresních parametrů.

Statistické vyhodnocování bylo provedeno s pomocí MS Excel, který umožňuje v jedné ze svých nabídek – analýza dat – funkci regrese. Tato funkce umožňuje otestovat zda je celkový regresní model skutečně vhodný pro daná data pomocí F – testu, dle následujícího vztahu:

$$F = \frac{S_m^2 / (k - 1)}{S_u^2 / (n - k)},$$

kde: S_m^2 je součet čtverců mezi skupinami;

S_u^2 je součet čtverců uvnitř skupin;

k počet tříd;

n počet měření;

zároveň také udává odhady regresních parametrů včetně jejich otestování z hlediska statistické významnosti pomocí dílčích t – testů.

Testování závislosti y (závisle proměnné) na x (nezávisle proměnné) probíhalo s využitím výše uvedeného t – testu dle následujícího vztahu:

$$t = \frac{b_i}{s(b_i)},$$

kde: b_i je bodový odhad parametru;

$s(b_i)$ je směrodatná chyba odhadu regresního parametru.

T – testy bylo nutno provádět pro všechny regresní parametry.

Opět pro snadnější vyhodnocování bylo použito P – hodnoty obsažené ve výsledném numerickém hodnocení regresní analýzy.

Pro vyhodnocování F – testu i t – testu následně platilo pravidlo:

- zamítnutí nulové hypotézy H_0 , když P – hodnota $\leq \alpha$,
- nezamítnutí nulové hypotézy H_0 , když P – hodnota $> \alpha$.

Pokud vyšel při testování regresní parametr b_1 statisticky nevýznamný, znamenalo to že proměnné (x a y) nejsou mezi sebou závislé. V takovém případě vyšlo i v F – testu, že model není významný. Jinými slovy, byl – li $b_1 = 0$, pak měla regresní přímka nulovou směrnici a závislá proměnná y nabývala stále stejnou hodnotu bez ohledu na hodnotu nezávisle proměnné x .

4.2 Postup vyhodnocování

Předmětem vyhodnocování byly hodnoty odchylek střední délky od jmenovité hodnoty ocelových etalonových KM ze sad o rozsahu 0,5 – 100 mm, které jsou nejrozšířenější, zaznamenané v kalibračním listě vždy k danému roku kalibrace, od nejrozšířenějších výrobců KM používaných v současné době.

Tyto hodnoty však byly statisticky zpracovány, tak aby byla zjištěna změna odchylek mezi jednotlivými roky kalibrace – drift. Hodnota driftu byla stanovena jako údaj získaný z rozdílu odchylky střední hodnoty sledovaného roku kalibrace a odchylky předchozího roku kalibrace.

K danému vyhodnocování byly k dispozici soubory hodnot odchylek střední délky KM z různých let u jednotlivých výrobců.

Tato různorodost časového záznamu byla seskupena do jednotného zápisu roků označované číslicemi od dvou do sedmi bez rozdílu letopočtu ve kterém byly zaznamenávány jednotlivé kalibrace prováděné opakovaně po jednom roce. Číslicové značení let uvedené v tabulkách i grafických vyjádření začínající rokem dva bylo voleno záměrně, jelikož hodnota driftu, je údaj, který byl získán jako rozdíl mezi dvěma po sobě jdoucími roky. Tudíž je to hodnota, která byla zjištěna až k druhému roku. Následně pak hodnota driftu zjištěná mezi druhým a třetím rokem byla vztažena k roku tři atd. .

Vyhodnocovány byly KM od výrobců:

- Mahr, Somet a Zeiss pro sekundární řád č. 2;
- Mitutoyo, Somet, TESA a Zeiss pro sekundární řád č. 3;
- Somet a Zeiss pro sekundární řád č. 4.

4.2.1 Vyhodnocování jednotlivých řad

Řada 0

Vyhodnocování řady 0 bylo zaměřeno na prozkoumání vlivu jednotlivých jmenovitých délek v rozsahu 0,5 – 100 mm na hodnotu driftu ve sledovaném časovém období. Vyhodnocení spočívalo ve zjištění statistické významnosti či nevýznamnosti sledovaného vlivu. Ke zjištění bylo použito statistické hypotézy.

Statistické vyhodnocování bylo provedeno s pomocí funkce ANOVA, jež je součástí programu MS Excel. Smyslem bylo určit statistickou významnost rozdílu středních hodnot jednotlivých skupin dat, čehož bylo využito při posouzení vlivu jmenovité délky na hodnotu driftu. Byly zkonstruovány parametrické hypotézy o shodě rozptylů [21]. Při konstruování parametrických hypotéz bylo výchozím předpokladem, že zkoumaná data mají normální rozdělení.

Testovala se hypotéza H_A , že rozdíly hodnot driftu mezi jmenovitými délkami KM jsou významné oproti H_0 , která předpokládala, že nejsou významné, pouze způsobené důsledkem běžných náhodných odchylek.

Programem, který vypočetl parametry pro posouzení F – testu byla zjištěna P – hodnota, která byla porovnána s hladinou významnosti tj. pravděpodobností $\alpha = 0,05$ (určeno před provedením testu), že byla nesprávně zamítnuta nulová hypotéza. Pro vyhodnocování následně platilo pravidlo:

- zamítnutí nulové hypotézy H_0 , když $P - \text{hodnota} \leq \alpha$;
- nezamítnutí nulové hypotézy H_0 , když $P - \text{hodnota} > \alpha$.

Platnost nulové hypotézy, byla základem pro zapojení výrobců KM prezentujících se i jednou sadou sledovanou dostatečným počtem let do vyhodnocování dané sledované problematiky.

Z provedených statistických testů, bylo zjištěno, že jmenovitá délka KM nemá vliv na hodnotu driftu u zkoumaných výrobců KM.

Zpracování hodnot z uvedeného vyhodnocování řady 0 není uvedeno v kapitole „Výsledky a hodnocení údajů“, a to proto, že stál jako základní předpoklad k níže uvedenému vyhodnocování.

Výsledné hodnoty statistických vyhodnocení jsou pouze shrnuty do příslušných tabulek uvedených v elektronické části přílohy ve formě souborů MS Excel.

Řada 1

Vyhodnocování řady 1 spočívalo v prozkoumání zda, jsou jednotlivé sady reprezentující daného výrobce mezi sebou z hlediska hodnoty driftu shodné či nikoliv.

Výchozím předpokladem bylo, že mezi sadami bude velmi nízká shoda, která je dána důsledkem různorodosti technologického zpracování jednotlivých sad a také že se bude zvětšovat velikost hodnoty driftu s nižším sekundárním řádem.

Vstupní data pro vyhodnocování dané řady byly vypočtené hodnoty driftu u jednotlivých sad reprezentujících daného výrobce.

Statistické vyhodnocování bylo provedeno opět s pomocí MS Excel s využitím jednofaktorové analýzy rozptylu – ANOVA. Posuzovala se shoda mezi sadami z hlediska velikosti hodnoty driftu. Byly zkonstruovány parametrické hypotézy. Testovala se hypotéza H_A , že rozdíly hodnot driftu mezi sadami s časovým záznamem sedmi let jsou významné oproti H_0 , která předpokládala, že nejsou významné. Prostřednictvím ANOVY byly vypočteny důležité parametry F – testu. Ze získaných numerických hodnot byla zjištěna P – hodnota, která byla porovnána s hladinou významnosti $\alpha = 0,05$. Testování shody sad mezi sebou bylo provedeno vždy pro všechny kombinace sad mezi sebou pro daný rok.

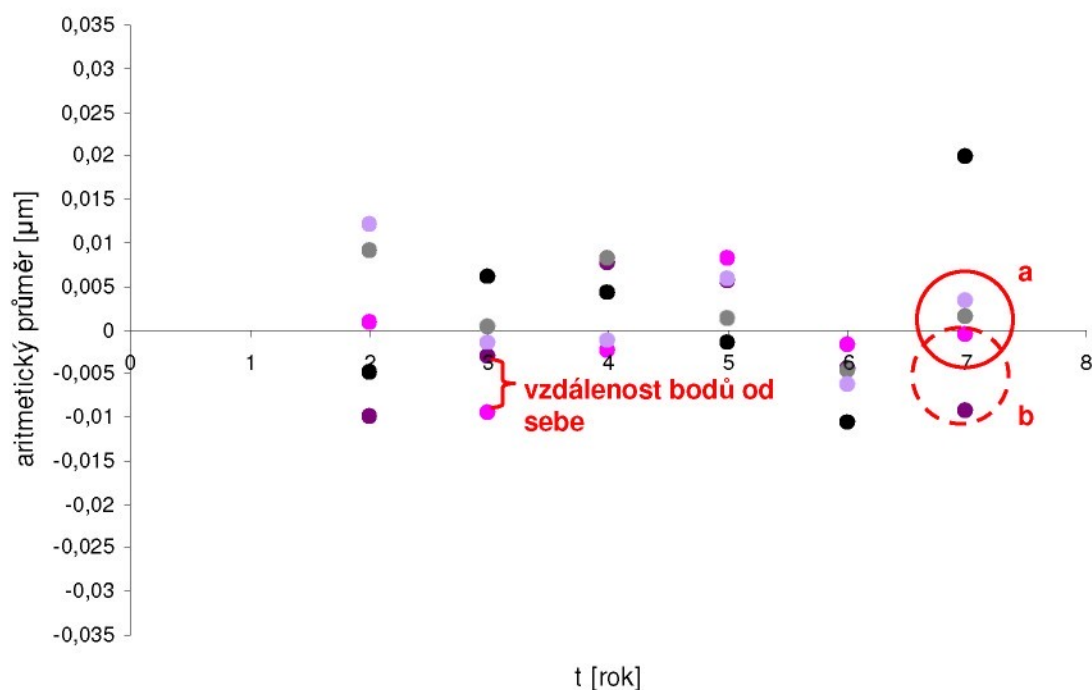
Pro vyhodnocování následně opět platilo pravidlo:

- zamítnutí nulové hypotézy H_0 , když P – hodnota $\leq \alpha$;
- nezamítnutí nulové hypotézy H_0 , když P – hodnota $> \alpha$.

Pro celkové vyhodnocení a doložení výsledku hypotéz bylo ještě použito vzájemného porovnání hodnot driftu, kde vstupní data byly výsledné hodnoty aritmetického průměru vycházející z n – tice vypočtených hodnot driftu uvedených v sadě.

Hodnoty výběrového průměru – aritmetického průměru byly shrnuty do tabulek a grafů pro názorné zobrazení shody / neshody sad mezi sebou.

Grafické znázornění prokázané shody / neshody sad bylo znázorněno pomocí bodového grafu. Obecný případ grafu je znázorněn na obr. 7.



Obr. 7. Ukázka možné vzdálenosti bodů od sebe z hlediska prokázání shody / neshody sad KM z hlediska hodnoty driftu

Graf umožňuje vyhodnotit danou shodu / neshodu, tak že se vypočítané hodnoty $\bar{x}$ pro sledované roky vynesou do grafu barevně odlišené od sebe z hlediska sady a posuzuje se jejich vzájemná vzdálenost od sebe. Při posuzování je třeba především zohlednit to jaké jsou absolutní vzdálenosti jednotlivých bodů od sebe, které dokumentují výsledné hodnoty jednotlivých sad v příslušném časovém období. Zjištěná shoda byla prokázána, při co nejmenší vzdálenosti od sebe. Ideální stav prokázání shody byl při vzájemném překrytí bodů.

Předpokládejme obecný případ pro vyhodnocení řady 1, kdy budeme vyhodnocovat vzájemnou vzdálenost bodů od sebe k zaznamenanému sedmému roku znázorněno na obr. 7 červeným plným kruhem pro případ a, nebo pro případ b čárkovaným kruhem. Pokud body dokumentující určitou skupinu dat leží v poměrně malé vzdálenosti od sebe, jak je zdokumentováno na příkladě a, lze vyhodnotit daný případ jako nalezení shody mezi třemi sadami. Pokud však budeme hodnotit vzdálenost bodů od sebe pro případ b, nenalezneme již shodu, jelikož vzdálenost jednotlivých bodů je již poměrně velká.

Řada 2

Při vyhodnocování řady 2 bylo zkoumáno do jaké míry si vzájemně odpovídají hodnoty driftu z hlediska sledovaných roků jednotlivých výrobců v rámci sekundárních řádů.

Pro vyhodnocování vzájemné shody mezi výrobcí v daných sekundárních řádech bylo využito vypočtených hodnot driftu ze všech sad reprezentujících daného výrobce k jednotlivým rokům.

Statistické vyhodnocování bylo provedeno opět s pomocí MS Excel s využitím programu ANOVA jako u vyhodnocování řady 0 a 1. Posuzovala se shoda hodnot hodnotu driftu mezi jednotlivými výrobcí v daných sekundárních řádech. Vzájemné posuzování se týkalo vždy dvou výrobců.

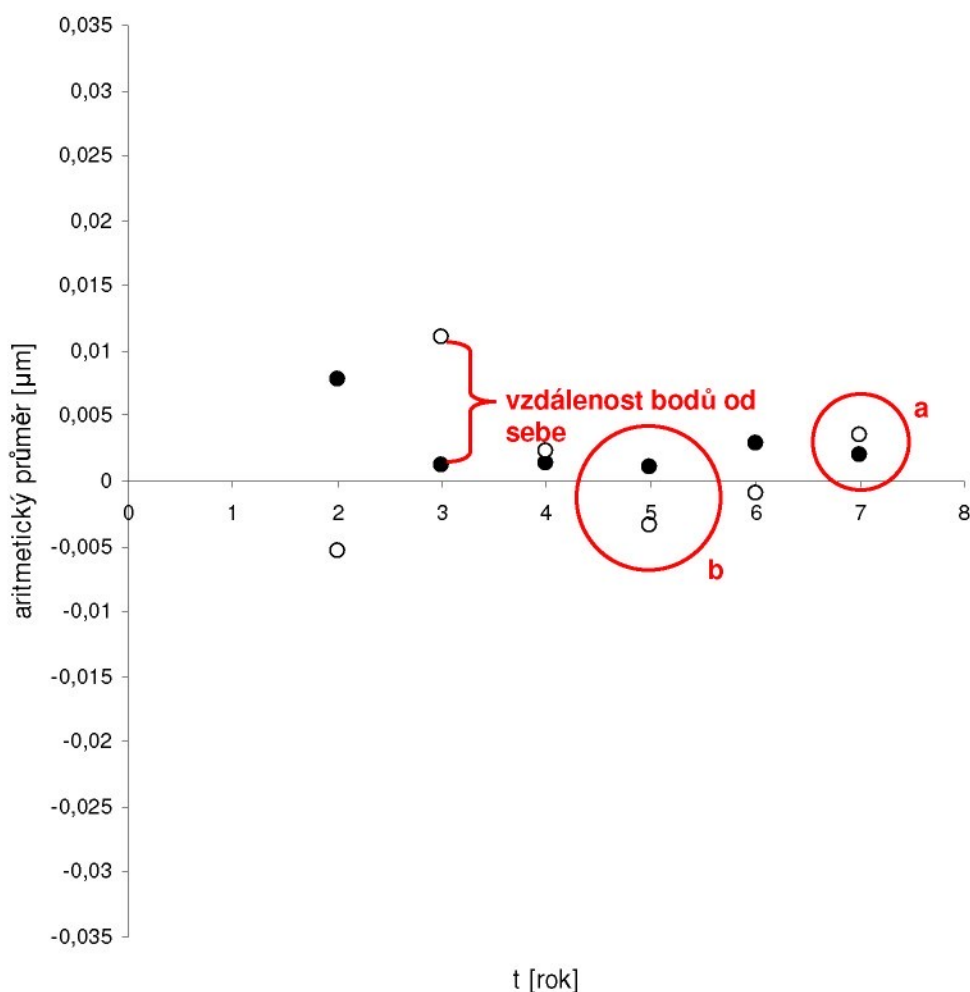
Opět byly zkonstruovány parametrické hypotézy. Testovala se hypotéza H_A , že rozdíly hodnot driftu k určitému roku mezi dvěma výrobcí jsou významné oproti H_0 , která předpokládala, že nejsou významné, jsou shodné. Prostřednictvím ANOVY byly vypočteny důležité parametry F – testu. Ze získaných numerických hodnot byla zjištěna P – hodnota, která byla porovnána s hladinou významnosti $\alpha = 0,05$. Testování shody mezi dvěma výrobcí bylo provedeno pro všechny kombinace výrobců mezi sebou pro daný sekundární řád. Pro vyhodnocování následně opět platilo pravidlo:

- zamítnutí nulové hypotézy H_0 , když P – hodnota $\leq \alpha$;
- nezamítnutí nulové hypotézy H_0 , když P – hodnota $> \alpha$.

Pro podložení posouzení vzájemné shody mezi výrobcí plynoucí z numerického výpočtu statistického testování bylo použito také grafického vyjádření pomocí bodového grafu. Vstupními daty pro posouzení vzájemné shody mezi výrobcí byly využity výsledné hodnoty aritmetického průměru vycházející z n - tice vypočtených hodnot driftu od každého výrobce KM ze všech sad pro jednotlivé roky.

Obecný případ grafu je znázorněn na obr. 8. Navrhnutý graf umožňuje vyhodnotit danou shodu / neshodu, tak že se vypočítané hodnoty $\bar{x}$ dvou výrobců pro sledované roky vynesou do grafu barevně odlišené od sebe a posuzuje se jejich vzájemná vzdálenost od sebe. Ze vzájemné vzdálenosti bodů od sebe je možno přehledně usoudit, jaký je vzájemný vztah hodnot. Při posuzování je třeba především zohlednit to jaká je absolutní vzdálenost jednotlivých bodů od sebe v příslušném časovém období. Zjištěná shoda byla prokázána, při co nejmenší vzdálenosti od sebe. Ideální stav prokázání shody by byl při vzájemném překrytí bodů.

Předpokládejme obecný případ pro vyhodnocení řady 2, kdy vyhodnocujeme vzájemnou vzdálenost bodů od sebe k zaznamenanému pátému a sedmému roku znázorněno na obr. 8 červenými plnými kruhy pro případ a i pro případ b. Pokud body dokumentující určitou skupinu dat leží v poměrně malé blízkosti od sebe, jak je zdokumentováno na příkladě a, lze vyhodnotit daný případ jako nalezení shody mezi dvěma výrobci. Avšak budeme – li hodnotit vzdálenost bodů od sebe pro případ b, nenalezneme již shodu, jelikož vzdálenost jednotlivých bodů od sebe je již poměrně velká.



Obr. 8. Ukázka možné vzdálenosti bodů od sebe z hlediska prokázání shody / neshody hodnoty driftu mezi výrobci KM

Řada 3

Vyhodnocování řady 3 bylo zaměřeno na rozměrovou stabilitu koncových měrek. Cílem vyhodnocování této řady bylo vyšetřit, do jaké míry splňují KM od jednotlivých výrobců nejvyšší dovolenou změnu délky za rok mezi dvěma kalibracemi dle ČSN EN ISO 3650 uvedené v tab.1 uvedené v kapitole 3.2.

Pro vyhodnocování byly použity hodnoty driftu jednotlivých jmenovitých délek KM obsažené v sadách od daného výrobce.

Byla stanovena metodika, jejíž základ tvořily intervaly dovolené změny délky za rok pro třídy. Princip spočíval v dosazení jmenovité délky KM ze sady do daného intervalu pro vybranou třídu, následně byl proveden numerický výpočet, jehož výsledkem byla nejvyšší dovolená změna za rok té příslušné KM, která se posoudila s velikostí hodnoty driftu (skutečná změna délky za rok).

Pro vyhodnocování následně platilo pravidlo:

- splnění požadavku na rozměrovou stabilitu dané ČSN, když hodnota driftu byla $\leq$ jak největší dovolené změny délky za rok dle ČSN;
- nesplnění požadavku na rozměrovou stabilitu dané ČSN, když hodnota driftu byla $>$ jak největší dovolené změny délky za rok dle ČSN.

Tato metodika byla aplikována pro všechny sady jednotlivých výrobců KM v jednotlivých sekundárních řádech.

Pro celkové vyhodnocení každého výrobce byly „pozitivní“ tzn. vyhovující ČSN výsledky sečteny ze všech sad a určen prostřednictvím procentuálního vyjádření celkový podíl vyhovujících hodnot z celkového počtu naměřených hodnot. Výsledkem daného procentuálního vyjádření bylo kolik naměřených hodnot splňuje předepsanou rozměrovou stabilitu z celkového počtu naměřených dat.

Procentuální podíl vyhovujících dat nesměl být nižší jak 70%. Dané kritérium bylo zvoleno na základě konzultací na ČMI OI v Liberci.

Procentuální podíl vyhovujících hodnot každého výrobce KM byl po statistickém zpracování shrnut do tabulky výsledných hodnot a dále zpracován do sloupcových grafů znázorňujících podíl vyhovujících hodnot z celkového počtu dat tvořících 100%.

Řada 4

Při tomto způsobu vyhodnocování byl zkoumán vliv času v délce předpokládaného sledování 7 let, i méně dle dostupných záznamů, na hodnotu driftu, charakterizovaný aritmetickým průměrem. Základem daného vyhodnocování bylo nalezení vztahu mezi závisle proměnnou a nezávisle proměnnou.

Statistické vyhodnocování bylo provedeno s pomocí MS Excel, který umožňuje v jedné ze svých nabídek – analýza dat, aplikovat regresní analýzu pod názvem regrese.

Na základě rozboru vztahů mezi proměnnými i na základě grafického zobrazení závislosti byl odhadnut její typ – empirický model. Tento model byl otestován, zda je skutečně vhodný pro daná data. K tomu byly využity dva testy:

- F – test, zabývající se statistickou významností celého modelu;
- t – test, zabývající se statistickou významností jednotlivých regresních parametrů.

Byly zkonstruovány parametrické hypotézy pro jednotlivé testy.

Pro F – test se testovala hypotéza H_A , že zvolený model je statisticky významný ($b_1 \neq 0$) oproti H_0 , která předpokládala, že zvolený model není statisticky významný ($b_1 = 0$).

Pro t – test se testovala se hypotéza H_A , že zvolený parametr je statisticky významný ($b_i \neq 0$) oproti H_0 , která předpokládala, že zvolený model není statisticky významný ($b_i = 0$).

Programem byla zjištěna P – hodnota pro oba testy zvlášť, která byla porovnána s hladinou významnosti $\alpha = 0,05$ (určeno před provedením testu).

Pro vyhodnocování následně platilo pravidlo:

- zamítnutí nulové hypotézy H_0 , když P – hodnota $\leq \alpha$;
- nezamítnutí nulové hypotézy H_0 , když P – hodnota $> \alpha$.

Výsledné vyhodnocení včetně zjištěných P – hodnot je uvedeno v textu.

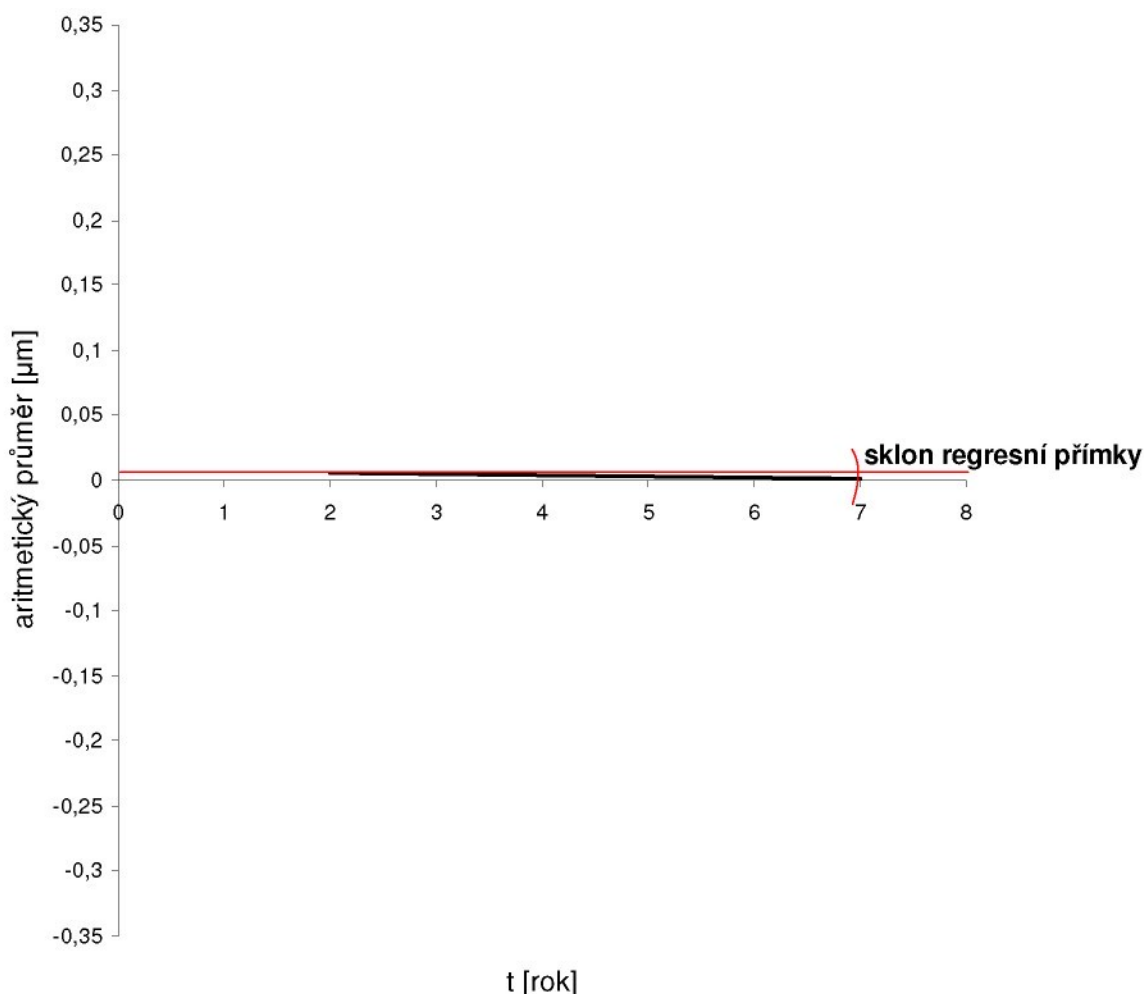
Pokud vyšel při testování regresní parametr b_1 statisticky nevýznamný, znamenalo to že proměnné nejsou závislé. V takovém případě vyšlo i v F – testu, že model není významný.

Výsledné vyhodnocení je pak vyjádřeno pouze velikostí P – hodnoty z t – testu s příslušným komentářem k výsledku.

Pro názorné prokázání zjištěné závislosti / nezávislosti numerickým výpočtem mezi sledovanými proměnnými byl navržen způsob grafického vyjádření.

Jako vstupní hodnoty vynášené na svislou osu byly použity výsledné hodnoty aritmetického průměru vycházející z n - tice vypočtených hodnot driftu od každého výrobce KM ze všech sad pro jednotlivé roky.

Obecný případ daného grafického znázornění je uveden na obr. 9. Tento graf vychází z principů regresní analýzy a umožňuje vyhodnotit danou závislost, tak že se vypočítané hodnoty vynesou do grafu s lineárními souřadnicemi a proloží se regresní přímkou. Vlastní hodnocení spočívá v porovnání sklonu regresní přímky.



Obr. 9. Ukázka možného sklonu regresní přímky z hlediska posouzení vlivu času na hodnotu driftu

Předpokládejme případ pro vyhodnocení řady 4, kdy bude soubor hodnot aritmetického průměru stejný pro jednotlivá časová období. V tomto případě $\bar{x}_2 = \bar{x}_3 = \bar{x}_4 = \bar{x}_5 = \bar{x}_6 = \bar{x}_7$ pro různé $t_2, t_3, t_4, t_5, t_6, t_7, t_8$ a graf bude tvořen vodorovnou přímkou jdoucí od nekonečna do nekonečna. Ve standardním případě je poloha bodů v grafu dána skutečně vypočtenými hodnotami aritmetického průměru z dat driftu k jednotlivým rokům. Pokud body, které v grafu charakterizují určitou skupinu dat, proložíme přímkou, získáme regresní přímku, jež charakterizuje tendenci závislosti času na driftu. Ze vzájemné polohy vodorovné přímky a regresní přímky je možno přehledně usoudit, jaký je vzájemný vztah hodnot. Při posuzování je třeba především zohlednit to, jak odpovídá směrnice regresní přímky směrnici přímky tzn. její sklon.

Řada 5

Při vyhodnocování řady 5 bylo navázáno na vyhodnocení výše uvedených jednotlivých řad. Vyhodnocování bylo zaměřeno na porovnání výpočtu nejistoty měření bez zohlednění hodnoty driftu, současného způsobu, který využívá

nadhodnocenou hodnotu driftu a nově navrhnutému způsobu vycházející ze zjištěných skutečností o hodnotě driftu.

Pro vyhodnocení byly velmi podstatné výsledky z vyhodnocení řady 0 a 4 vypovídající o tom, že hodnota driftu není závislá na čase, resp. roku kalibrace, a ani na velikosti koncové měrky. Na základě těchto skutečností bylo možné sloučit data ze všech sad daného výrobce v rámci daného sekundárního řádu a počítat s nimi vždy jako s jedním souborem hodnot. Jelikož pro potřeby výpočtu nejistoty měření KM je důležitá hodnota driftu, nikoliv směr (záporný, kladný), bylo pro vyhodnocování dané řady použito absolutních hodnot driftu.

Byla stanovena metodika pro vyhodnocování dané řady, jejíž základ tvořily jednotlivá vyhodnocení o rozdělení pravděpodobnosti driftu pro uvedené výrobce KM v patřičných sledovaných řádech. Statistické vyhodnocování bylo provedeno opět s pomocí MS Excel s využitím funkce – histogram, uvedené v nabídce analýza dat. Posuzovalo se grafické zobrazení – tvar křivky, ze kterého bylo následně odvozeno statistické rozdělení pravděpodobnosti driftu. Výsledné rozdělení pravděpodobnosti je graficky znázorněno v elektronické části přílohy ve formě souborů MS Excel.

Byly navrženy hodnoty driftu δL_D pro každého výrobce KM příslušného sekundárního řádu. Tyto hodnoty byly určeny tak, aby se s pravděpodobností minimálně 95% každá zjištěná hodnota driftu z celkového souboru dat výrobce KM nacházela pod touto mezí nebo jí byla rovna. Následně bylo pro stanovení hodnoty driftu testováno kolik procent dat má zjištěnou hodnotu driftu nebo nižší. Testování však nepřineslo uspokojivé vyhodnocení, které plynulo ze skutečnosti, že naměřené hodnoty driftů jsou vyjádřeny s „rozlišením“ 0,01 μm . Pro dané vyhodnocení bylo důležité přesné stanovení hodnoty driftu, která by odpovídala pro 95% všech hodnot z celkového souboru dat. Nebylo tedy žádoucí nižší nebo vyšší stanovení této uvedené pravděpodobnosti jak je uvedeno v tab. 3.

	sekundární řád č. 2	sekundární řád č. 3	sekundární řád č. 4
výrobce KM	hodnota driftu δL_D [μm] (% vyhovujících dat vztažené k hodnotě driftu)		
Mahr	0,03 (96,1%)		
Mitutoyo		0,03 (95,5%)	
Somet	0,03 (95,8%)	0,04 (95,6%)	0,05 (96,1%)
TESA		0,04 (97,2%)	
Zeiss	0,03 (95,8%)	0,03 (96,5%)	0,05 (96,1%)

Tab. 3. Hodnoty driftu

Pro zpřesnění hodnoty driftu bylo využito regresní analýzy, která s využitím regresní funkce – spojnice trendu napomohla ke stanovení „přesnější“ hodnoty. Pomocí MS Excel s využitím funkce spojnice trendu, byla stanovena hledaná hodnota mezi zobrazenými daty. Tím se dala provést „matematická předpověď“ hodnoty driftu. Vstupními daty vynášené na osu x byly hodnoty velikosti driftu a na osu y celkový počet hodnot obsažených do dané hodnoty driftu a včetně. Byla hledána taková křivka, která co nejtěsněji přiléhá k jednotlivým bodům. Nalezena

byla polynomičká spojnice trendu. Stupeň polynomu, kterým je daná polynomičká funkce byl určen počtem kolísání v datech. Pro vyhodnocování byl zvolen stupeň 4 nebo 5.

Po vygenerování polynomičké rovnice [18] bylo za hodnotu y dosazeno číslo vyjadřující 95% celkového počtu hodnot zkoumaného souboru a následně stanovena proměnná x . Výsledek bylo nalezení hodnoty driftu, které by měly všechny hodnoty daného souboru zaujmout s pravděpodobností 95%. Pro ověření numerického výsledku bylo použito grafického znázornění pomocí bodového grafu.

Výsledné hodnoty statistických vyhodnocení jsou pouze shrnuty do příslušných tabulek a grafů uvedených v elektronické části přílohy ve formě souborů MS Excel.

Součástí daného vyhodnocení bylo porovnání hodnoty nejistot měření KM pomocí etalonových KM uvedených výrobců v daných sekundárních řádech. Pro každý zkoumaný sekundární řád byl vybrán jeden běžný kalibrační list (tak, aby svými výsledky a podmínkami měření nijak nevybočoval od výsledků ostatních kalibračních listů KM daného sekundárního řádu) a ze záznamu o měření k tomuto kalibračnímu listu byly převzaty reálné údaje, které sloužily k výpočtu nejistoty měření. Výpočty byly prováděny pro stejné podmínky a všechny složky nejistot byly, v daném sekundárním řádu konstantní, s výjimkou hodnoty driftu.

Hodnota nejistoty měření U pro KM byla spočítána nejprve bez uvažování zdroje nejistoty driftu etalonu $u_{\delta LD}$, následně se zohledněním zdroje stávající metodou a s hodnotou, kde příspěvek driftu δL_D byl spočítán z polynomičké funkce. Hodnota nejistoty driftu etalonu byla stanovena dle vzorce 3.3 v kapitole 3. Všechny tyto hodnoty U byly porovnány.

Podmínkou pro to, aby hodnoty byly srovnatelné je použití stejné délky KM pro výpočet nejistot. Aby bylo zjištěno zda změna hodnoty driftu ovlivňuje velikost nejistoty měření více u krátkých či dlouhých KM, budou všechny výpočty provedeny pro KM jmenovitých velikostí 0,5 mm i 100 mm.

	sekundární řád č. 2	sekundární řád č. 3	sekundární řád č. 4
s	0,0082 [μm]	0,0137 [μm]	0,0173 [μm]
U_{et}	$0,04+0,3 \cdot I_n$ [μm]	$0,1+1 \cdot I_n$ [μm]	$0,2+2 \cdot I_n$ [μm]
Δt	0,3 [$^{\circ}\text{C}$]	1 [$^{\circ}\text{C}$]	1 [$^{\circ}\text{C}$]
společné hodnoty pro jednotlivé sekundární řády			
n	6		
δ_{LC}	0,02 [μm]		
α	11,5 [$\mu\text{m}/\text{m}$] od 20 $^{\circ}\text{C}$		
δt	0,05 [$^{\circ}\text{C}$]		
δ_a	2 [$\mu\text{m}/\text{m}$] od 20 $^{\circ}\text{C}$		
δL_v	0,02 [μm]		

Tab. 4. Příspěvky pro výpočet výsledné nejistoty měření KM

V tabulce 4 jsou přehledně rozepsány velikosti jednotlivých příspěvků, které jsou dosazovány do vzorce pro výpočet výsledné rozšířené nejistoty měření U .

Výše uvedené hodnoty byly dosazovány do vzorce pro výpočet rozšířené nejistoty měření pro jednotlivé výrobce KM v daných sekundárních řádech. Všechny výpočty byly prováděny pro velikosti KM 0,5 mm a 100 mm.

5. Výsledky a hodnocení

Podmínky vyhodnocování jsou uvedeny v kapitole 4 „Metodika vyhodnocování“.

5.1 Shoda mezi sadami koncových měrek z hlediska hodnoty driftu

Při daném vyhodnocování řady 1 byla zkoumána shoda KM jednotlivých sad mezi sebou reprezentující daného výrobce z hlediska velikosti driftu.

Výchozím předpokladem bylo, že mezi sadami bude velmi nízká shoda, která je dána důsledkem různorodosti technologického zpracování jednotlivých sad a také že se bude zvětšovat velikost hodnoty driftu s nižším sekundárním řádem.

Výsledné hodnoty byly shrnuty do níže uvedených tabulek a grafů.

5.1.1 Koncové měrky sekundárního řádu č. 2

Pro vyhodnocování sekundárního řádu č. 2 byly použity hodnoty driftu od výrobců Mahr, Somet, a Zeiss.

Koncové měrky od výrobce Mahr

Vyhodnocení pomocí F – testu spočívalo v tom, zda rozdíly driftu mezi sadami jsou významné nebo zda jsou pouze důsledkem běžných náhodných odchylek. Celková variabilita v datech byla dána kombinací rozptýlení výsledku hodnot driftu jedné každé sady a rozptýlení mezi středními hodnotami výsledku driftu různých sad.

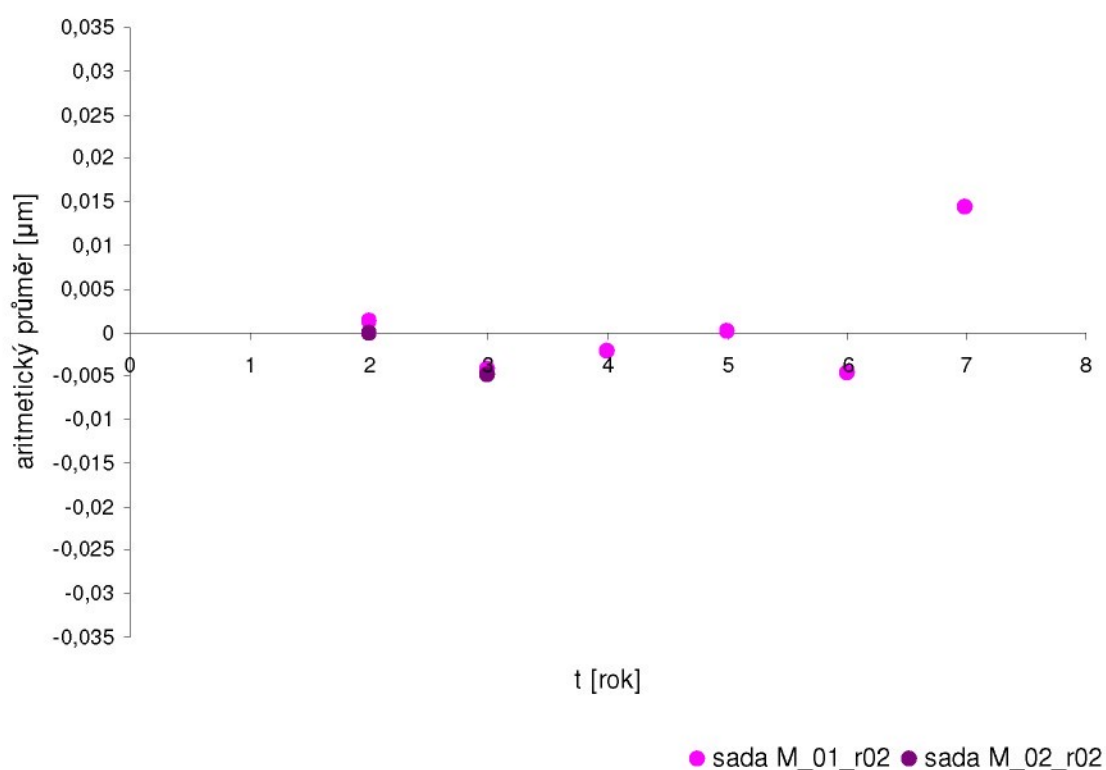
Výsledné vyhodnocení F – testu prostřednictvím ANOVA z hlediska porovnání variability prokázal, že mezi jednotlivými sadami M_01_r02 a M_02_r02 neexistuje statisticky významný rozdíl na zvolené hladině významnosti $\alpha = 0,05$ pro druhý a třetí zaznamenaný rok. Pozorované rozdíly mezi průměrnými hodnotami v sadách jsou tedy vysvětlené náhodným kolísáním výsledků uvnitř skupin. Pro ostatní zaznamenané roky nebylo již provedeno testování a to proto, že daný výrobce byl reprezentován pouze dvěma sadami z nichž jedna byla opatřena pouze tříletým časovým záznamem, vztahující se k záznamu hodnot driftu za dvě časové období.

V tabulce tab. 5 jsou uvedeny vypočítané hodnoty aritmetického průměru driftu, které jsou graficky znázorněny na obr. 10 a dokládají výše uvedené vyhodnocení.

V grafu na obr. 10 jsou přehledně zobrazeny jednotlivými body hodnoty driftu zkoumaných sad. Na první pohled je zřejmé že, shoda byla nalezena u obou sad ve druhém a třetím roce. Pro ostatní roky nebyl již časový záznam u jedné ze sad.

výrobce KM - Mahr						
rok	2	3	4	5	6	7
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
M_01_r02	0,0010	-0,004	-0,002	0,0002	-0,005	0,014
	počet měření					
	122	122	122	122	122	122
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
M_02_r02	-0,0002	-0,005				
	počet měření					
	122	122				

Tab. 5. Výrobce KM Mahr – hodnoty driftu pro posouzení shody mezi sadami



Obr. 10. Výrobce KM Mahr – posouzení shody mezi sadami

Koncové měřky od výrobce Somet

K posouzení vzájemné variability hodnot driftu jednotlivých sad od výrobce Somet bylo použito grafického zobrazení na obr. 11 vycházející z tab. 6, ale také numerického výpočtu pomocí F – testu , který dokládá uvedené zobrazení ve formě bodového grafu.

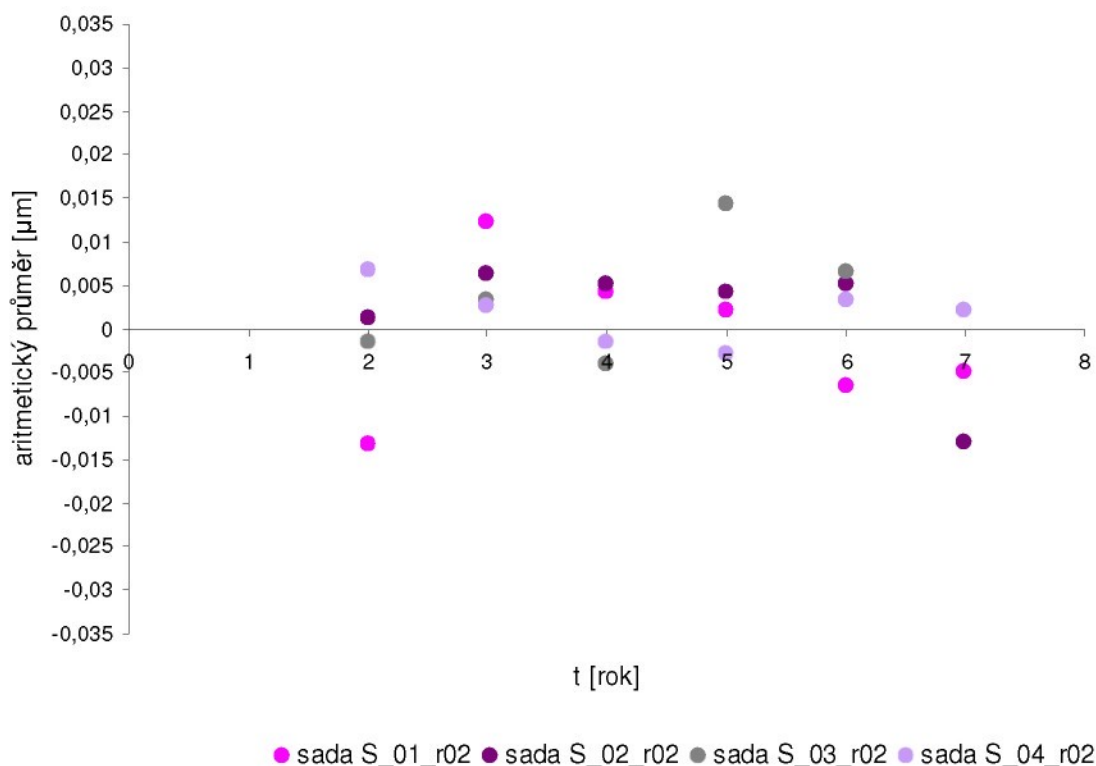
výrobce KM - Somet						
rok	2	3	4	5	6	7
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
S_01_r02	-0,0133	0,0123	0,0043	0,0022	-0,0064	-0,0049
	počet měření					
	103	103	120	121	121	121
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
S_02_r02	0,0012	0,0064	0,0052	0,0043	0,0052	-0,0130
	počet měření					
	122	122	122	122	122	122
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
S_03_r02	-0,0016	0,0034	-0,0039	0,0143	0,0066	
	počet měření					
	122	122	122	122	122	
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
S_04_r02	0,0067	0,0026	-0,0015	-0,0030	0,0034	0,0021
	počet měření					
	122	122	122	122	122	122

Tab. 6. Výrobce KM Somet – hodnoty driftu pro posouzení shody mezi sadami

Z obrázku 11 na první pohled plyne, že nebyla prokázána úplná shoda dat dvou a více sad za sledovaný časový záznam. Dané grafické vyhodnocení bylo podloženo také numerickým výpočtem F – testu provedeného prostřednictvím ANOVA. Testem bylo prokázáno, že s 95% pravděpodobností existuje statisticky významný rozdíl mezi jednotlivými sadami za časové období sedm let.

Budeme-li posuzovat vzájemnou shodu sad k určitému časovému období je zřejmé, že vzájemné shody tj. vzájemného překrytí, dotek nebo minimální vzdálenosti bodů od sebe, které dokumentují výsledné hodnoty, bylo dosaženo k druhému zaznamenanému roku u sad S_02_r02 a S_03_r02, k třetímu roku sad S_02_r02, S_03_r02 a S_04_r02. Pro čtvrtý rok byla zjištěna shoda zvláště u sad S_01_r02 a S_02_r02 a sad S_03_r02 a S_04_r02, k pátému roku pouze S_01_r02 a S_02_r02. Následně u šestého roku byla shoda S_02_r02, S_03_r02 a S_04_r02, které bylo dosaženo již u třetího roku. V sedmém roce nebyla prokázána shoda žádné sady.

Výše uvedené shody mezi sadami k jednotlivým zaznamenaným rokům byly prokázány numerickými výpočty pomocí jednotlivých provedených F – testů se zvolenou hladinou významnosti 0,05.



Obr. 11. Výrobce KM Somet – posouzení shody mezi sadami

Koncové měřky od výrobce Zeiss

Také pro tohoto výrobce bylo pro porovnání úrovně mezi jednotlivými sadami použito číselné charakteristiky F – testu.

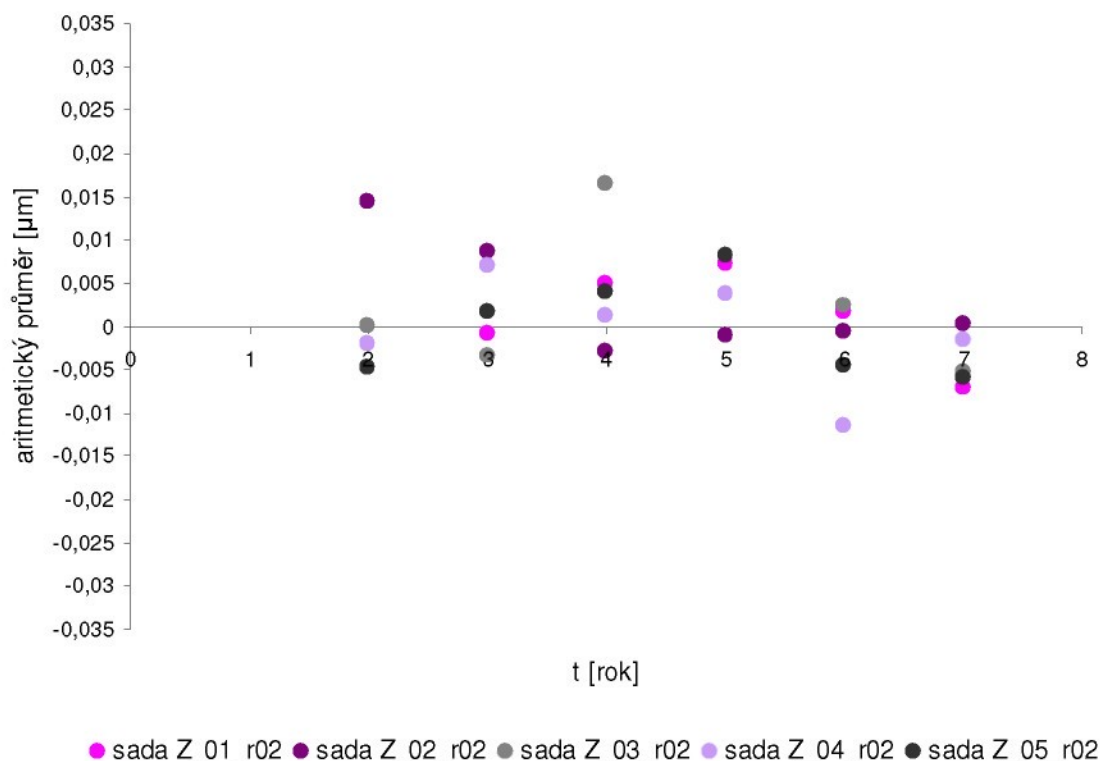
Na základě uvedeného testu bylo zamítnuto na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ (s jistotou 95%) hypotéza, že rozptyly souborů sad jsou stejné. Dané vyhodnocení lze ověřit také graficky na obr. 12.

Z grafu je zřejmé, že ani jedna sada není svojí polohou bodů, dokumentující průměrné hodnoty driftu v příslušných zaznamenaných letech, shodná s jinou sadou výrobce Zeiss.

Avšak při posouzení vzájemné shody sad k jednotlivým zaznamenaným rokům je na první pohled zřejmé z bodového grafu, že příznivá shoda byla nalezena k druhému roku u všech sad mimo Z_02_r02. K třetímu roku byla shoda zvlášť u sad Z_02_r02 a Z_04_r02 a zvlášť u Z_01_r02, Z_03_r02 a Z_05_r02. Následně ke čtvrtému a zároveň i k pátému roku byla zjištěna pouze shoda u dvou sad Z_01_r02 a Z_05_r02. U šestého roku byla zaznamenána shoda sad Z_01_r02, Z_02_r02 a Z_03_r02. Sedmý rok byl příznivě shodný zvlášť pro sady Z_02_r02 a Z_04_r02 a zvlášť pro Z_01_r02 a Z_05_r02.

výrobce KM – Zeiss						
rok	2	3	4	5	6	7
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
Z_01_r02	-0,00205	-0,00074	0,005	0,007295	0,001721	-0,00697
	počet měření					
	122	122	122	122	122	122
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
Z_02_r02	0,014508	0,00877	-0,00287	-0,00107	-0,00057	0,000328
	počet měření					
	122	122	122	122	122	122
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
Z_03_r02	$8,26 \cdot 10^{-5}$	-0,00339	0,016612	0,003802	0,002314	-0,00529
	počet měření					
	121	121	121	121	121	121
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
Z_04_r02	-0,00198	0,007107	0,001157	0,003729	-0,0114	-0,00157
	počet měření					
	121	121	121	118	121	121
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
Z_05_r02	-0,00463	0,001653	0,003967	0,008241	-0,00455	-0,00587
	počet měření					
	121	121	121	108	121	121

Tab. 7. Výrobce KM Zeiss – hodnoty driftu pro posouzení shody mezi sadami



Obr. 12. Výrobce KM Zeiss – posouzení shody mezi sadami

Výše uvedené vyhodnocení shody jednotlivých sad, plynoucí z grafického znázornění na obr. 12 bylo doloženo výsledky plynoucími ze statistických F – testů s 95 % pravděpodobnosti.

5.1.2 Koncové měrky sekundárního řádu č. 3

Koncové měrky od výrobce Mitutoyo

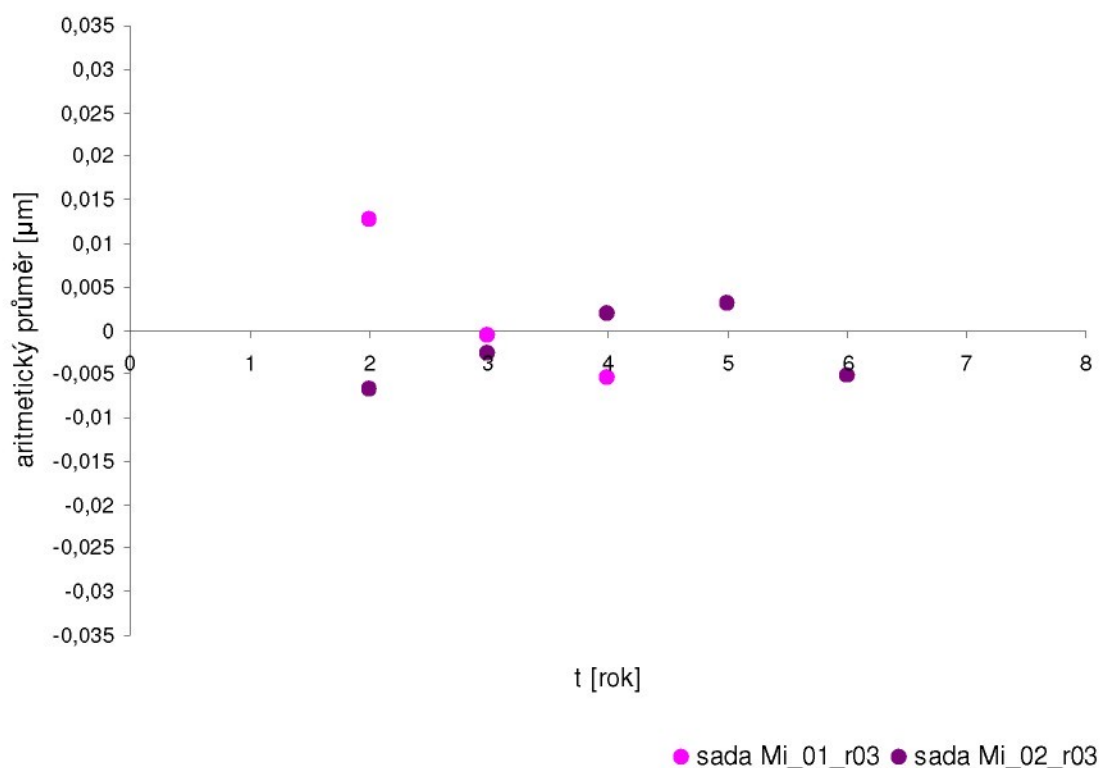
Vyhodnocení F – testu provedeného k posouzení vzájemné variability mezi sadami prokázalo, že existuje statisticky významný rozdíl na zvolené hladině významnosti $\alpha = 0,05$. Pro ostatní zaznamenané roky nebylo již provedeno testování a to proto, že daný výrobce byl reprezentován pouze dvěma sadami z nichž jedna byla opatřena pouze čtyřletým časovým záznamem.

Pro grafické zobrazení byly použity hodnoty uvedené v tab. 8.

Porovnáme – li vynesené hodnoty k jednotlivým rokům, které byly při daných podmínkách určeny statistickým výpočtem, pak je dobře patrná pouze shoda sad k třetímu roku. Vzdálenostní pásmo jednotlivých bodů od sebe je velmi malé. Pro ostatní roky nebyla nalezena příznivá shoda. Grafické znázornění na obr. 13 bylo opět doloženo statistickými testy prostřednictvím F – testu, které potvrdilo výše uvedené vyhodnocení.

výrobce KM - Mitutoyo						
rok	2	3	4	5	6	7
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
Mi_01_r03	0,012623	-0,00049	-0,00533			
	počet měření					
	122	122	122			
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
Mi_02_r03	-0,00678	-0,00253	0,001954	0,002989	-0,00517	
	počet měření					
	87	87	87	87	87	

Tab. 8. Výrobce KM Mitutoyo – hodnoty driftu pro posouzení shody mezi sadami



Obr. 13. Výrobce KM Mitutoyo – posouzení shody mezi sadami

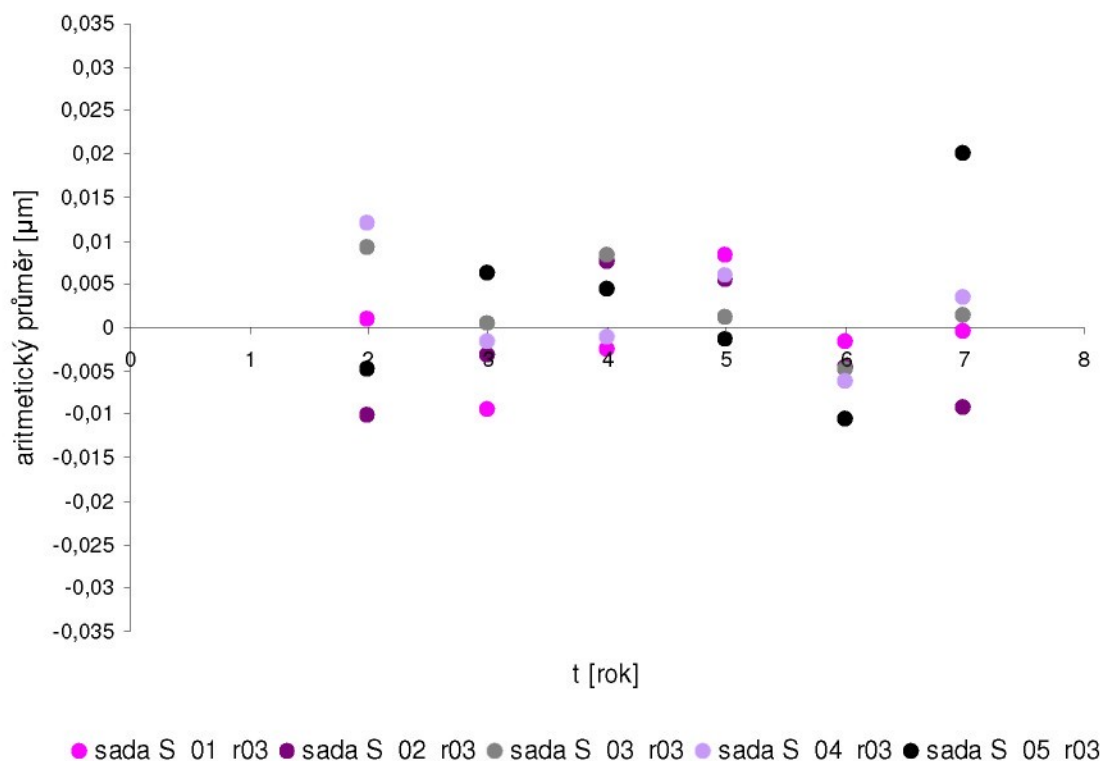
Koncové měrky od výrobce Somet

Pomocí F – testu, bylo zjištěno, že nebyla prokázána úplná shoda dat dvou a více sad za sledovaný časový záznam s jistotou pravděpodobnosti 95%. Výsledné vyhodnocení provedeného testu je opět doloženo grafickým zobrazením na obr. 14. vycházejícího z tab. 9.

výrobce KM - Somet						
rok	2	3	4	5	6	7
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
S_01_r03	0,00090	-0,00951	-0,00246	0,008197	-0,00172	-0,0004918
	počet měření					
	122	122	122	122	122	122
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
S_02_r03	-0,01008	-0,00311	0,007623	0,005574	-0,00451	-0,00926
	počet měření					
	122	122	122	122	122	122
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
S_03_r03	0,009098	0,00041	0,00819672	0,00123	-0,00475	0,001475
	počet měření					
	122	122	122	122	122	122
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
S_04_r03	0,011967	-0,00156	-0,00115	0,005902	-0,0063114	0,003426
	počet měření					
	122	122	122	122	122	122
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
S_05_r03	-0,00492	0,006148	0,004262	-0,00139	-0,01057	0,019918
	počet měření					
	122	122	122	122	122	122

Tab. 9. Výrobce KM Somet – hodnoty driftu pro posouzení shody mezi sadami

Při posouzení shody k jednotlivým rokům je zřejmé, že shoda k druhému roku byla zjištěna pouze u sad S_03_r03 a S_04_r03 následně ke třetímu roku se již v hodnotách shodovaly sady výše uvedené u druhého roku a S_02_r03. K čtvrtému roku byla zjištěna shoda zvláště u sad S_02_r03, S_03_r03 a zvláště u S_01_r03 a S_04_r03. U pátého roku byly shodné sady S_01_r03, S_02_r03 a S_04_r03 a zvláště sady S_03_r03 a S_05_r03. K šestému roku byla shoda prokázána u všech sad mimo S_05_r03 a k sedmému roku byla jen S_01_r03, S_03_r03 a S_04_r03.



Obr. 14. Výrobce KM Somet – posouzení shody mezi sadami

Zjištěné shody k jednotlivým rokům byly vždy ověřeny F – testy na hladině významnosti 0,05.

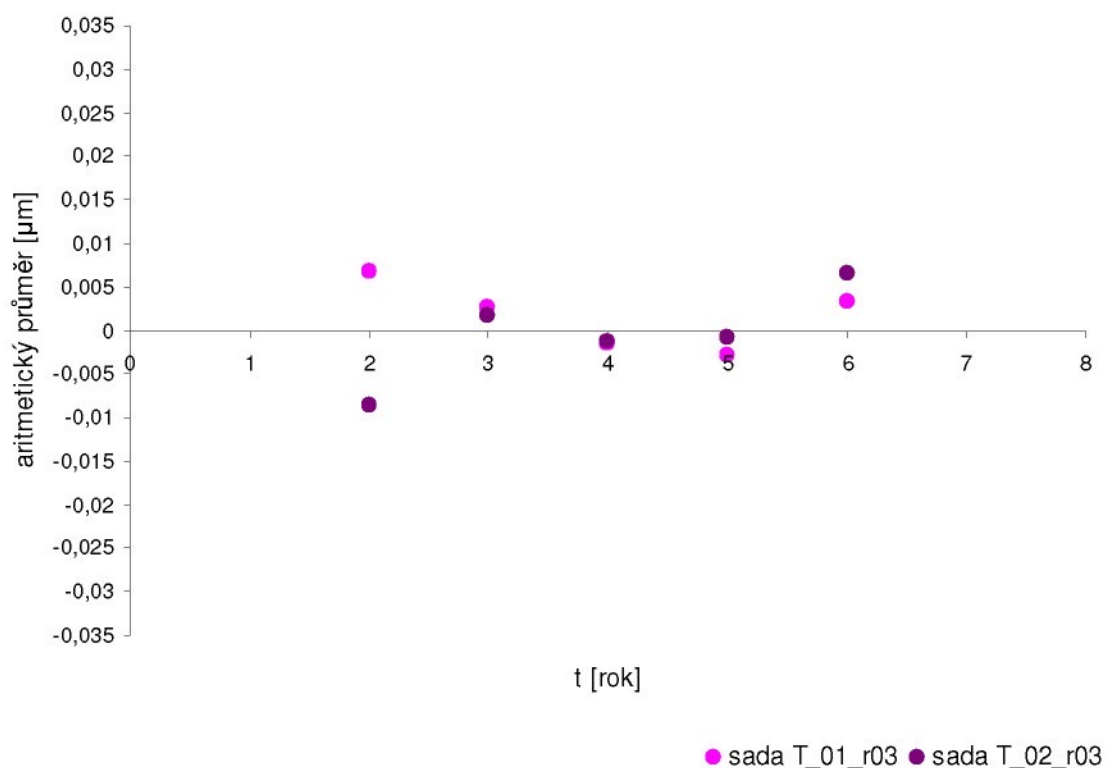
Koncové měrky od výrobce TESA

Vyhodnocení provedeného F – testu pro dvě sady prokázalo, že mezi jednotlivými sadami T_01_r02 a T_02_r02 existuje statisticky významný rozdíl s jistotou pravděpodobnosti 95%. Avšak na první pohled je zřejmé z grafického vyjádření na obr. 15 a také z tab. 10, že výsledné vyhodnocení testu bylo ovlivněno průměrnými hodnotami driftu sad vztahující se k druhému roku. Prostřednictvím F – testu bylo numericky zjištěno, že obě sady se navzájem shodují ve všech sledovaných letech mimo již výše zmiňovaného druhého roku, kde bylo zjištěno, že rozdíly mezi středními hodnotami obou sad nejsou stejné.

Výše uvedené vyhodnocení je prokázáno také v grafickém vyjádření na obr. 15. Z grafu je poměrně dobře patrná zjištěná shoda k třetímu a čtvrtému roku. Poloha bodů jednotlivých sad se skoro překrývá, k pátému a šestému roku se body od sebe mírně vzdalují, avšak stále je prokázána shoda. U druhého roku je vzdálenost bodů od sebe dosti značná, což svědčí o neshodě obou sad. Daný výsledek lze považovat za velice příznivý.

výrobce KM – TESA						
rok	2	3	4	5	6	7
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
T_01_r03	0,006721	0,002623	-0,00148	-0,00295	0,003442623	
	počet měření					
	122	122	122	122	122	
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
T_02_r03	-0,00861	0,001721	-0,00123	-0,00074	0,006475	
	počet měření					
	122	122	122	122	122	

Tab. 10. Výrobce KM TESA – hodnoty driftu pro posouzení shody mezi sadami



Obr. 15. Výrobce KM TESA – posouzení shody mezi sadami

Koncové měřky od výrobce Zeiss

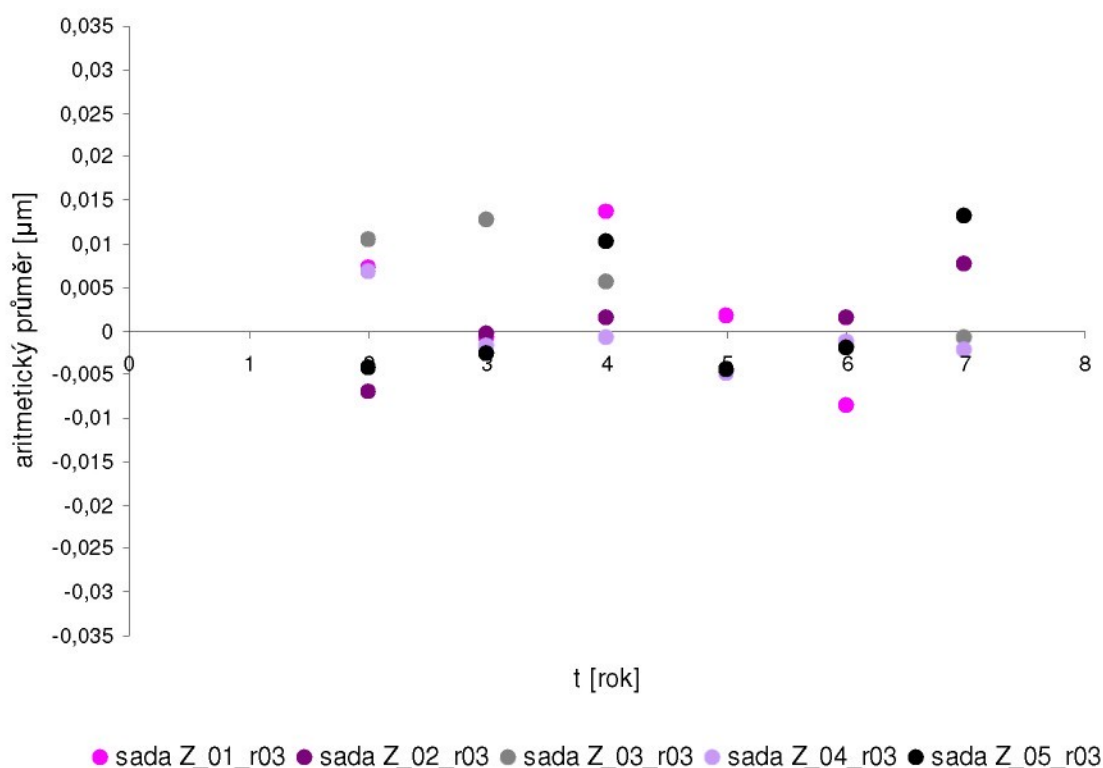
F – testem bylo prokázáno, že nebyla nalezena úplná shoda dat dvou a více sad za sledovaný časový záznam. Opět se vyhodnocení mění, budeme-li sledovat vzájemnou shodu k jednotlivým rokům.

Pro posouzení vzájemné shody sad k jednotlivým sledovaným rokům bylo využito grafického zobrazení formou bodového grafu na obr. 16 z hodnotami z tab. 11.

výrobce KM - Zeiss						
rok	2	3	4	5	6	7
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
Z_01_r03	0,007131	-0,00082	0,013738	0,001803	-0,00861	0,007787
	počet měření					
	122	122	122	107	122	122
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
Z_02_r03	-0,00697	-0,00025	0,001475	-0,00459	0,00157	0,007769
	počet měření					
	122	122	122	122	121	121
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
Z_03_r03	0,01041	0,012787	0,005574	-0,005	-0,00172	-0,00082
	počet měření					
	122	122	122	122	122	122
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
Z_04_r03	0,006694	-0,00182	-0,00091	-0,00504	-0,00124	-0,00207
	počet měření					
	121	121	121	121	121	121
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
Z_05_r03	-0,00421	-0,00254	0,010246	-0,00451	-0,00189	0,013197
	počet měření					
	57	122	122	122	122	122

Tab. 11. Výrobce KM Zeiss – hodnoty driftu pro posouzení shody mezi sadami

Z grafu vyplývá že, příznivá shoda k druhému roku byla zaznamenána odděleně pro sady Z_01_r03, Z_03_r03 a Z_04_r03 a sady Z_02_r03 a Z_05_r03. K třetímu roku byla příznivá shoda u všech sad mimo Z_03_r03, která vybočovala svojí vzdáleností bodu od ostatních sad. Ke čtvrtému roku se shoda projevila mezi sadou Z_02_r03, Z_03_r03 a Z_05_r03, déle shodnost sady Z_05_r03 byla i se sadou Z_01_r03 a sady Z_02_r03 s Z_04_r03. Dané shody byly vždy ověřeny pomocí F – testu.



Obr. 16. Výrobce KM Zeiss – posouzení shody mezi sadami

5.1.3 Koncové měrky sekundárního řádu č. 4

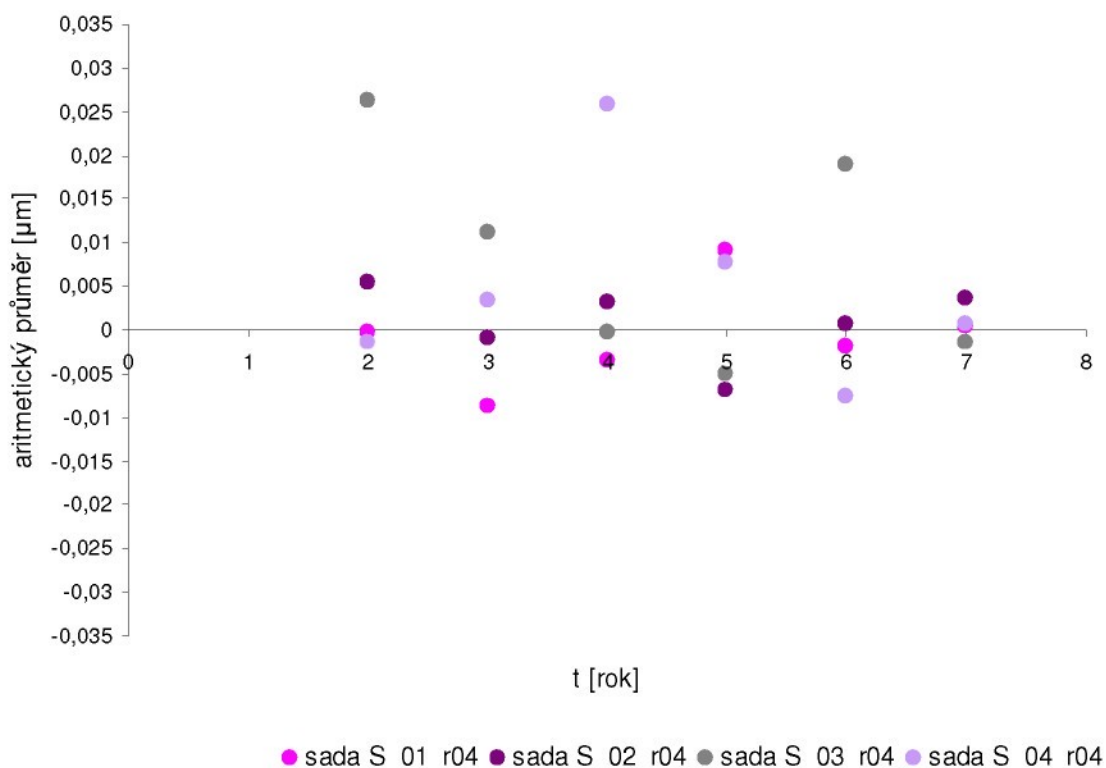
Koncové měrky od výrobce Somet

Vyhodnocení provedeného F – testu pro všechny sady prokázalo, že mezi jednotlivými sadami existuje statisticky významný rozdíl s jistotou pravděpodobnosti 95%. To je na první pohled zřejmé z tab. 12 i grafického vyjádření na obr. 17. U grafu si lze povšimnout různorodosti polohy bodů, dokumentující průměrné hodnoty, každé sady vůči ostatním v zaznamenaném časovém pásmu 7 let.

výrobce KM - Somet						
rok	2	3	4	5	6	7
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
S_01_r04	-0,00016	-0,00877	-0,00343	0,009164	-0,00172	0,000492
	počet měření					
	122	122	122	122	122	122
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
S_02_r04	0,00541	-0,00082	0,003197	-0,00689	0,000656	0,003607
	počet měření					
	122	122	122	122	122	122
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
S_03_r04	0,026364	0,011322	-0,00025	-0,00496	0,019091	-0,00144
	počet měření					
	121	121	120	121	121	118

rok	2	3	4	5	6	7
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
S_04_r04	-0,00146	0,003495	0,025918	0,007767	-0,00757	0,00068
	počet měření					
	103	103	98	103	103	103

Tab. 12. Výrobce KM Somet – hodnoty driftu pro posouzení shody mezi sadami



Obr. 17. Výrobce KM Somet – posouzení shody mezi sadami

Při posouzení shody vztažené k jednotlivým letem byla zjištěna k druhému roku příznivá vypovídající shoda u všech sad mimo S_03_r04, k třetímu roku si byly vzájemně podobné pouze sady S_02_r04 a S_04_r04. Ke čtvrtému roku byla prokázána shoda u všech sad mimo S_04_r04. Pátý rok byl shodný zvláště pro sadu S_01_r04, S_04_r04 a zvláště pro S_02_r04 a S_03_r04. K šestému roku byla zjištěna shoda sad S_01_r04 a S_02_r04, zároveň shoda S_01_r04 s S_04_r04. K sedmému roku byla zjištěna příznivá shoda u všech sad.

Opět dané vyhodnocení vyplývá z provedených F – testů mezi jednotlivými sadami v rámci sledovaného roku.

Koncové měřky od výrobce Zeiss

F – testem bylo prokázáno, že mezi jednotlivými sadami existuje statisticky významný rozdíl na zvolené hladině významnosti $\alpha = 0,05$.

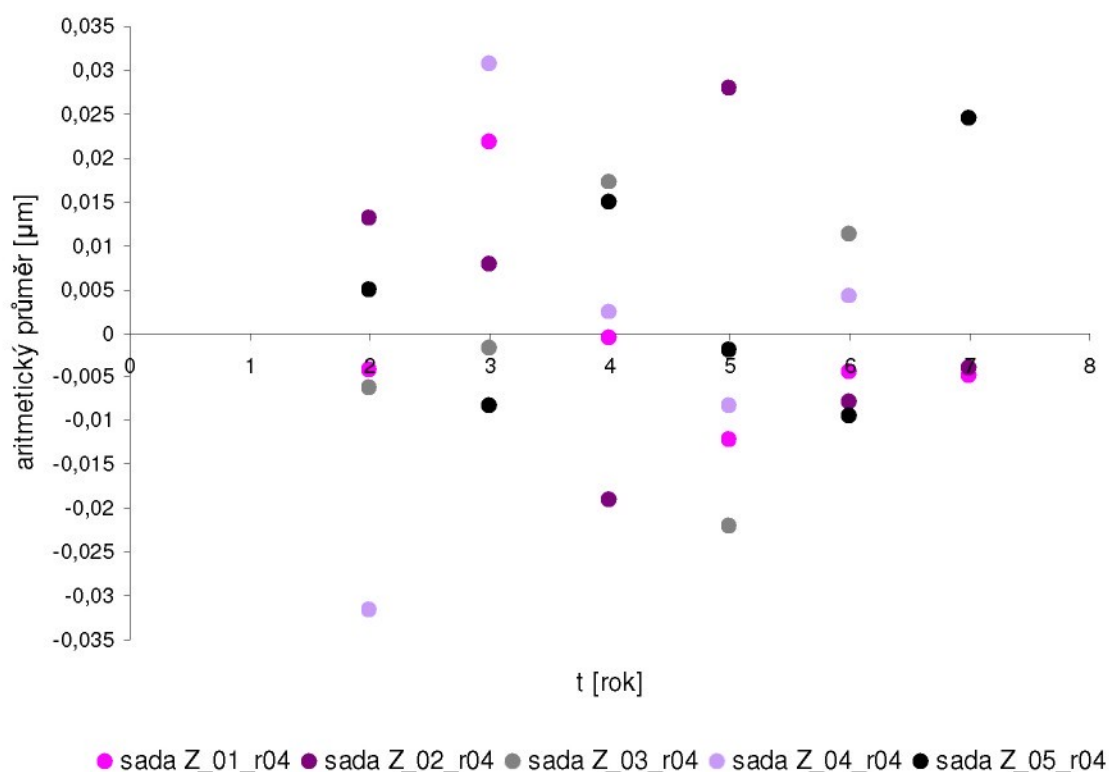
Opět budeme-li posuzovat míru shody sad k jednotlivým rokům je zřejmé že, nalezneme příznivou shodu k danému roku alespoň u dvou sad jak je patrné z tab.

12 a z grafického vyjádření na obr. 18 ve formě grafu.

výrobce KM - Zeiss						
rok	2	3	4	5	6	7
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
Z_01_r04	-0,00426	0,021736	-0,00066	-0,01223	-0,00455	-0,00488
	počet měření					
	122	121	121	121	121	121
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
Z_02_r04	0,013058	0,007934	-0,01893	0,028017	-0,00785	-0,00388
	počet měření					
	121	121	121	121	121	121
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
Z_03_r04	-0,00628	-0,00165	0,017107	-0,02198	0,011322	
	počet měření					
	121	121	121	121	121	
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
Z_04_r04	-0,03149	0,030661	0,002479	-0,00835	0,004132	
	počet měření					
	121	121	121	121	121	
sada	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
Z_05_r04	0,004945	-0,00824	0,014889	-0,00198	-0,00956	0,024505
	počet měření					
	91	91	90	91	91	91

Tab. 13. Výrobce KM Zeiss – hodnoty driftu pro posouzení shody mezi sadami

K druhému roku byla nalezena příznivá shoda pouze u Z_01_r04 a Z_03_r04. U třetího roku byla nalezena také shoda jen u dvou sad u Z_03_r04 a Z_05_r04. Čtvrtý rok vykazoval shodu zvláště u sad Z_01_r04, Z_04_r04 a zvláště u Z_03_r04 a Z_05_r04. K pátému roku se shodovaly sady Z_01_r04 a Z_04_r04, následně také Z_04_r04 z Z_05_r04. K šestému roku se shodovaly sady Z_01_r04, Z_02_r04 a Z_05_r04. U sedmého roku byly všechny sady shodné mimo Z_05_r04. Výše uvedené porovnání shod plyne z provedených jednotlivých F – testů, které byly podkladem pro daná vyhodnocení.



Obr. 18. Výrobce KM Zeiss – posouzení shody mezi sadami

Jak již bylo uvedeno výše, cílem daného vyhodnocování bylo zjistit, zda jsou shodné jednotlivé sady reprezentující daného výrobce v daném sekundárním řádě. Jedním z původních předpokladů bylo, že shodnost sad mezi sebou bude velmi nízká, což se potvrdilo. Byla prokázána pouze jedna shoda a to dvou sad u výrobce TESA, sekundární řád č. 3, avšak je nutné brát na zřetel, že byly zkoumány jen dvě sady.

S přihlédnutím k daným skutečnostem dojdeme k závěru, že mezi sadami obsahující více jak 50 kusů KM příslušných jmenovitých délek není shoda. Vysvětlení pro zjištěné rozdíly mezi jednotlivými sadami lze hledat pravděpodobně v různorodosti technologického zpracování při tvorbě jednotlivých KM pro danou sadu. Každá sada je tvořena z jednotlivých KM, které jsou vyrobeny za nestejných podmínek z hlediska času (jednotlivé KM dané sady nejsou vyráběny všechny najednou), použitého materiálu (struktura materiálu nemusí být zcela stabilní), technologie zpracování. Zjištěná různorodost v hodnotách driftu může být také způsobena nekvalitním zacházením KM, či jejich uskladněním.

V další fázi vztahující se k výše uvedenému vyhodnocování bylo vhodné provést rozbor variabilit hodnot driftu z hlediska zkoumaných sekundárních řádů. Toto vyhodnocování plynulo z výše uvedeného jednoho ze dvou předpokladů.

Cílem následujícího vyhodnocení bylo tedy prozkoumat variabilitu hodnot driftu KM z hlediska sekundárních řádů.

Jak již bylo výše uvedeno také jedním z původních předpokladů bylo, že se

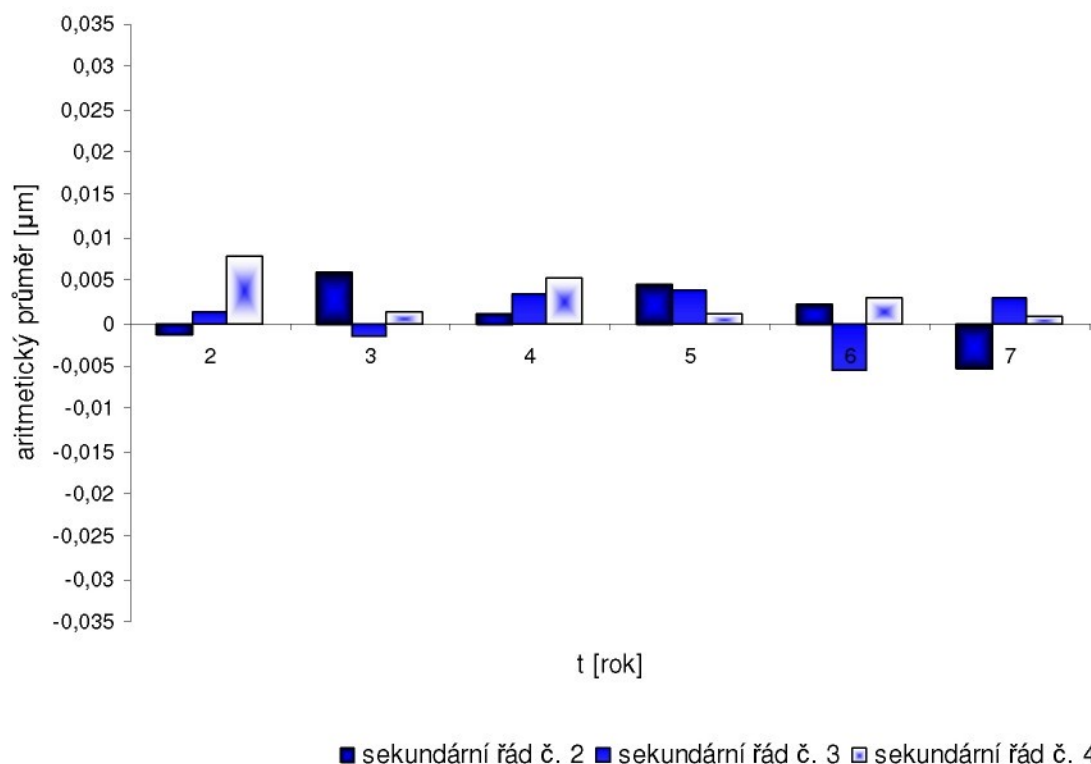
bude zvětšovat nevyrovnanost driftu s nižším sekundárním řádem. Tento předpoklad vyplýval z dané metrologické návaznosti řádů na sebe tzn. sekundární řád č. 2 je navázán na sekundární řád č. 1, sekundární řád č. 3 na sekundární řád č. 2 a řád č. 4 je navázán na sekundární řád č. 3. K prozkoumání daného předpokladu byly vybrány dva výrobci KM Somet a Zeiss, kteří se plně prezentovali ve všech sledovaných sekundárních řádech. Koncové měřky od těchto výrobců patří k nejpoužívanějším ke kalibraci.

Dle výše uvedené metodiky bylo použito pro vyhodnocování hodnot aritmetického průměru ze všech sad od daných výrobců KM, které vyplývaly z předchozího vyhodnocení. Tyto výsledky jsou uvedeny v tab. 14 a graficky znázorněny na obrázku obr. 19 pro výrobce Somet a na obr. obr. 20 pro výrobce Zeiss.

výrobce KM - Somet						
rok	2	3	4	5	6	7
sekundární řád č. 2	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
	-0,001	0,006	0,001	0,004	0,002	-0,005
	počet měření					
	469	469	486	487	487	365
sekundární řád č. 3	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
	0,001	-0,001	0,003	0,004	-0,006	0,003
	počet měření					
	610	610	610	610	610	610
sekundární řád č. 4	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
	0,008	0,001	0,005	0,001	0,003	0,001
	počet měření					
	468	468	462	468	468	465

Tab. 14. Souhrnná tabulka výrobce KM Somet – posouzení shody mezi sadami pro jednotlivé sekundární řády

Ze souhrnné tabulky 14 vypočtených hodnot a také z grafického zobrazení na obr. 19 pro výrobce KM Somet je patrné, že původního předpokladu bylo dosaženo pouze u dvou zaznamenaných roků, tj. k prvnímu a čtvrtému roku. U ostatních roků bylo dosaženo spíše opačného předpokladu, zmenšování nevyrovnanosti driftu s nižším sekundárním řádem a zvyšování driftu s vyšším řádem, což není příliš příznivé. Daného zjištění si lze povšimnout u sekundárního řádu č. 2, navázaného na sekundární řád č. 1, kde je variabilita dobře patrná již u třetího zaznamenaného roku a dále pak u pátého a sedmého roku. Budeme – li posuzovat variabilitu hodnot pro sekundární řád č. 2 a č. 3, která by měla být stoupající s nižším sekundárním řádem, pak je zejména z grafu patrné, že daného předpokladu bylo dosaženo u druhého, čtvrtého a sedmého roku.



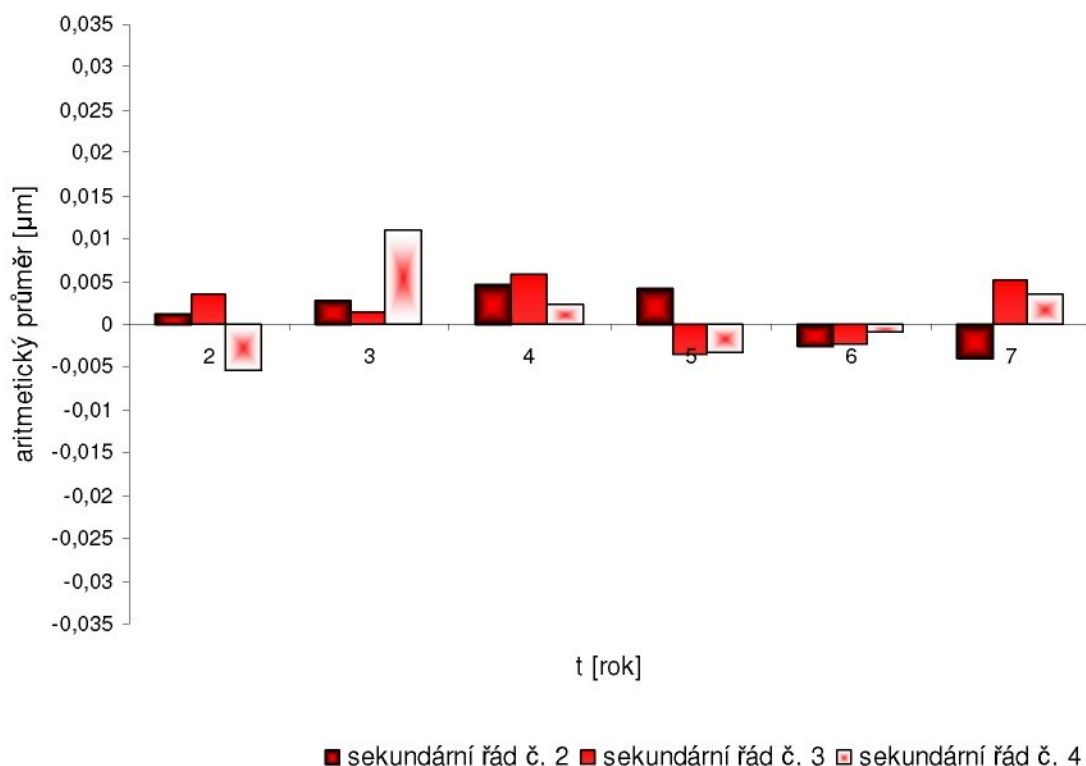
Obr. 19. Výrobce KM Somet – posouzení shody mezi sadami pro jednotlivé sekundární řády

Porovnáme – li u výrobce Zeiss výsledné hodnoty aritmetického průměru určené výpočtem ze všech sad u daných sekundárních řádů, pak je z tabulky 15 a zejména z obrázku 20 dobře patrné, že opět nebyl dosažen původní předpoklad.

výrobce KM - Zeiss						
rok	2	3	4	5	6	7
sekundární řád č. 2	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
	0,001	0,003	0,005	0,004	-0,002	-0,004
	počet měření					
	607	607	607	591	607	607
sekundární řád č. 3	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
	0,003	0,001	0,006	-0,003	-0,002	0,005
	počet měření					
	544	609	594	609	608	608
sekundární řád č. 4	hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
	-0,005	0,011	0,002	-0,003	-0,001	0,003
	počet měření					
	576	575	574	575	575	333

Tab. 15. Souhrnná tabulka výrobce KM Zeiss – posouzení shody mezi sadami pro jednotlivé sekundární řády

Zvětšování nevyrovnanosti driftu s nižším sekundárním řádem se projevilo pouze u druhého a třetího časového záznamu. U ostatních roků bylo stejného zjištění jako u vyhodnocení výrobce Somet. S nižším sekundárním řádem se snižovala variabilita driftu oproti vyšším řádům.



Obr. 20. Výrobce KM Zeiss – posouzení shody mezi sadami pro jednotlivé sekundární řády

Porovnáme – li variabilitu hodnot pro sekundární řád č. 2 a č. 3 pak je zřejmé, že variabilita hodnot vztažená na návaznost řádů na sebe, která by měla být vzestupná byla dosažena v celém časovém pásmu mimo třetího a pátého roku.

Z výše uvedeného rozboru lze konstatovat, že původního předpokladu nebylo v uspokojivé míře dosaženo u obou sledovaných výrobců KM ve sledovaných sekundárních řádech. Vysvětlení pro různou variabilitu hodnot driftu pro jednotlivé sekundární řády lze opět hledat jak již bylo uvedeno výše v použitém materiálu na KM (struktura, chemické složení), technologii tepelného i mechanického zpracování, atd..

5.2 Shoda mezi výrobcí koncových měrek z hlediska hodnoty driftu

Do jaké míry si vzájemně odpovídají hodnoty driftu v příslušném roce u jednotlivých sledovaných výrobců v rámci sekundárních řádů je zřejmé z tabulek a grafů, které shrnují výsledky vyhodnocení řady 4.

Porovnání vzájemné shody hodnot driftu pro dva sledované výrobce KM bylo použito výsledných P – hodnot, charakterizující informaci o výsledku statistického testování.

Pro podložení posouzení vzájemné shody mezi výrobcí plynoucího z numerického výpočtu statistického testování bylo použito grafického vyjádření pomocí bodového grafu, kde vstupní hodnoty pro sestrojení byly výsledné hodnoty aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ vypočítané k jednotlivým časovým intervalům u příslušných výrobců.

Snahou bylo efektivně vyšetřit míru shody driftu mezi výrobcí KM v jednotlivých sekundárních řádech i mezi nimi. Vyhodnocení bylo realizováno dle výše uvedené metodiky. Při hodnocení dosažených výsledků je třeba mít na zřeteli, že někteří výrobci byly prezentováni pouze dvěma sadami. Tuto okolnost je nutno zohlednit také při posuzování výsledků v příslušných v grafech.

5.2.1 Koncové měrky sekundárního řádu č. 2

Koncové měrky od výrobce Mahr a Somet

K porovnání vzájemné shody hodnot driftu pro výrobce Mahr a Somet bylo použito výsledné P – hodnoty z provedených testů, numericky uvedených v tab. 16.

hladina významnosti $\alpha = 0,05$ výrobce KM: Mahr - Somet					
rok					
2	3	4	5	6	7
P – hodnota					
0,226	$1,990 \cdot 10^{-11}$	0,064	0,006	$2,253 \cdot 10^{-6}$	$4,301 \cdot 10^{-27}$

Tab. 16. Výrobce KM Mahr – Somet, P – hodnoty pro posouzení shody mezi výrobcí

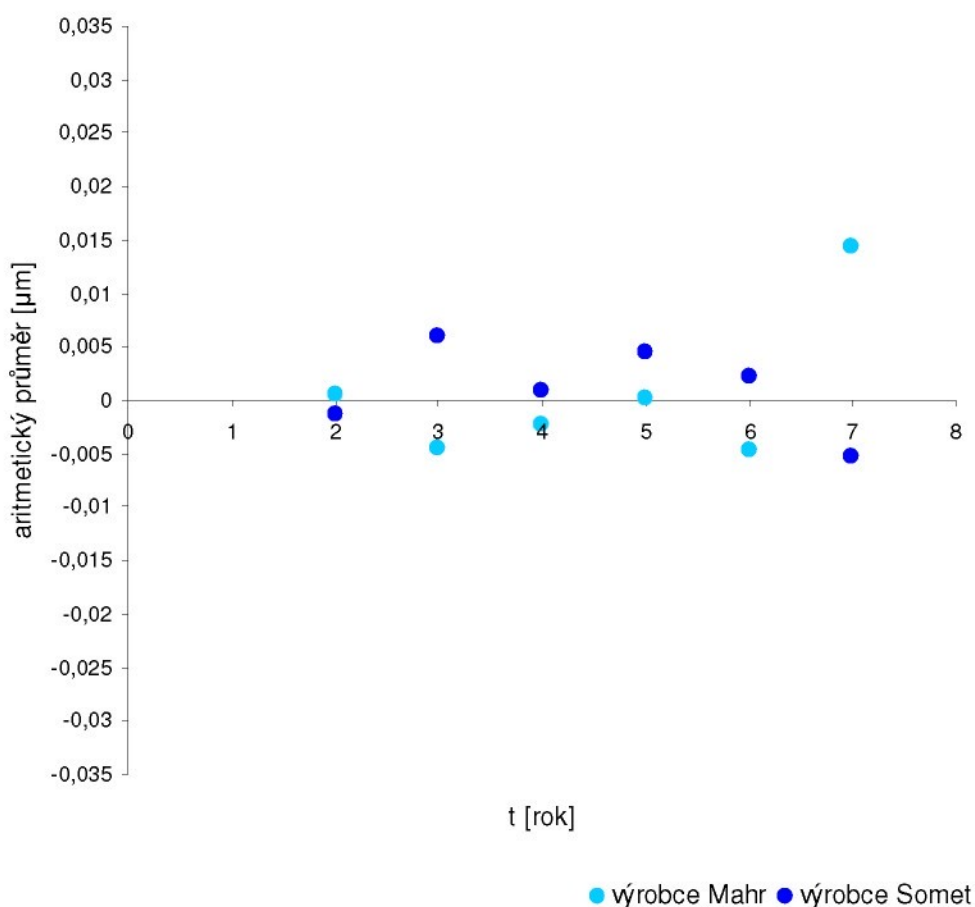
Z tabulky 16, která uvádí výsledky podložené statistickým výpočtem vyplývá, že na základě testu nezamítáme na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ hypotézu (tj. s 5% rizikem omylu), že hodnoty driftu mezi sledovanými výrobcí KM jsou stejné, pro časový záznam naměřených hodnot vztahující se k druhému a čtvrtému roku a zamítáme alternativní hypotézu, že hodnoty driftu jsou různé.

Pro podložení numerického vyhodnocení, byl sestrojen bodový graf na obr. 21. Z grafu M – S, je zřejmé, že jednotlivé body, které dokumentují míru shody mezi driftem výrobce Mahr a Somet, leží v poměrně úzkém pásmu zaznamenané k druhému roku a jak už bylo výše uvedeno z numerického výpočtu také ke čtvrtému roku. U ostatních sledovaných časových intervalů nebyla již prokázána shodnost hodnot. Pro grafické zobrazení sledované shody byly použity data shrnutá v tab. 17.

výrobce KM: Mahr – Somet					
rok					
2	3	4	5	6	7
výrobce KM: Mahr					
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
0,001	-0,004	-0,002	0,0002	-0,005	0,014
výrobce KM: Somet					
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
-0,001	0,006	0,001	0,004	0,002	-0,005

Tab. 17. Výrobce KM Mahr – Somet, hodnoty driftu pro posouzení shody mezi výrobci

Graf M - S, sekundární řád č. 2



Obr. 21. Výrobce KM Mahr – Somet, graf M – S pro sekundární řád č. 2

Koncové měřky od výrobce Mahr a Zeiss

Také při porovnání shody dat, graficky zobrazené na obr. 0018 prostřednictvím grafu M – Z mezi výrobcem Mahr a Zeiss, plynoucího z numerického vyhodnocení v tab. 18, se jeví velmi malá shoda.

P – hodnota vypočtená k druhému roku 0,682 a šestému roku 0,204 je větší

jak zvolená hladina významnosti $\alpha = 0,05$. Na základě testu nezamítáme s 95% jistotou hypotézu, že hodnoty driftu obou souborů (výrobce Mahr a Zeiss) jsou stejné.

hladina významnosti $\alpha = 0,05$					
výrobce KM: Mahr - Zeiss					
rok					
2	3	4	5	6	7
P – hodnota					
0,682	$5,73 \cdot 10^{-7}$	$9,630 \cdot 10^{-6}$	0,004	0,204	$1,310 \cdot 10^{-30}$

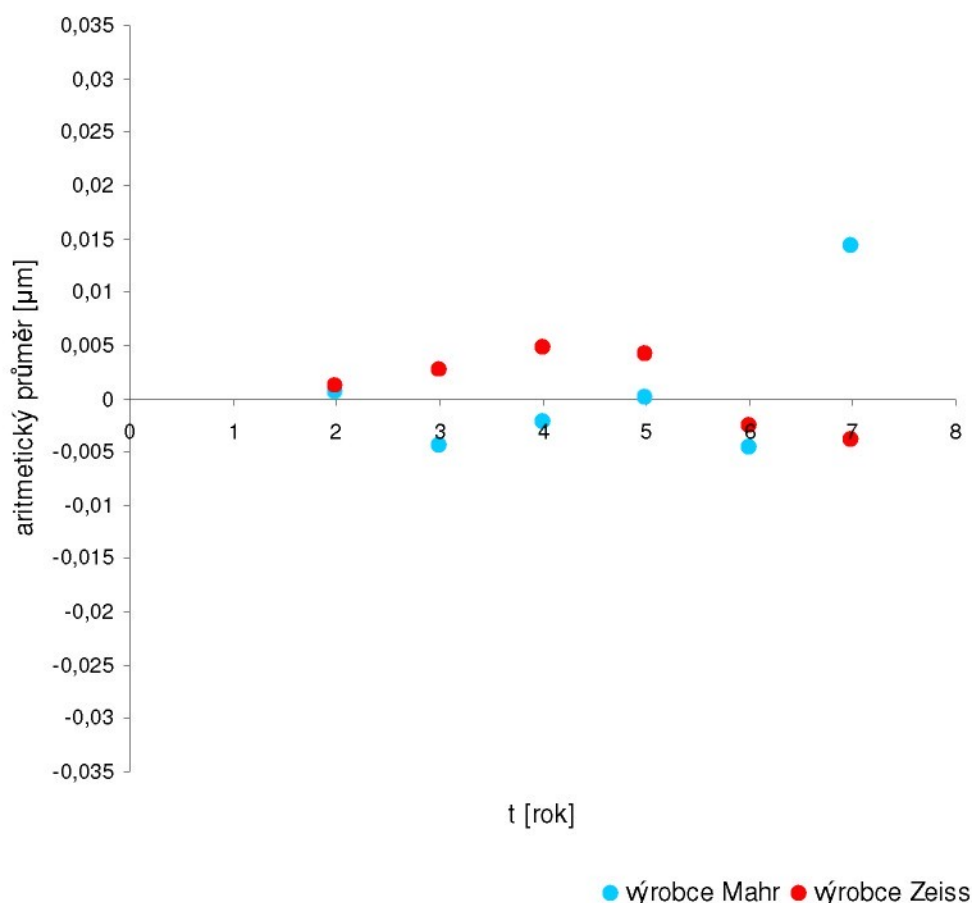
Tab. 18. Výrobce KM Mahr – Zeiss, P – hodnoty pro posouzení shody mezi výrobci

Názorně lze porovnat velikost míry shody dat z grafu M – Z na obr. 22 vycházejících z hodnot uvedených v tab. 19. Z tohoto obrázku na první pohled vyplývá, že k druhému roku se byla nalezena nejsilnější shoda. Hodnoty obou souborů sledovaných výrobců se navzájem překrývají. Shoda je také z grafického vyjádření patrná i pro šestý rok, jak již bylo početně prokázáno výše dle vyhodnocení testu.

výrobce KM: Mahr – Zeiss					
rok					
2	3	4	5	6	7
výrobce KM: Mahr					
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
0,001	-0,004	-0,002	0,0002	-0,005	0,014
výrobce KM: Zeiss					
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
0,001	0,003	0,005	0,004	-0,002	-0,004

Tab. 19. Výrobce KM Mahr – Zeiss, hodnoty driftu pro posouzení shody mezi výrobci

Graf M - Z, sekundární řád č. 2



Obr. 22. Výrobce KM Mahr – Zeiss , graf M – Z pro sekundární řád č. 2

Koncové měrky od výrobce Somet a Zeiss

O shodě mezi výrobcem Somet a Zeiss vypovídají numericky vypočtené hodnoty zaznamenané v tab. 20 vycházející z analýzy rozptylu.

Z výsledků provedených statistických testů je na první pohled zřejmé, že se neprokázala rozdílnost sledované hodnoty mezi dvěma výrobci Somet a Zeiss na hladině $\alpha = 0,05$ k druhému, pátému a sedmému sledovanému roku. Naopak na zvolené hladině významnosti lze tvrdit s rizikem omylu 5 %, že hodnoty driftu jsou u výrobců KM Somet a Zeiss různé pro časový interval se zaznamenanou hodnotou k třetímu, čtvrtému a šestému roku.

hladina významnosti $\alpha = 0,05$					
výrobce KM: Somet - Zeiss					
rok					
2	3	4	5	6	7
P – hodnota					
0,056	0,010	0,0002	0,864	$1,791 \cdot 10^{-6}$	0,192

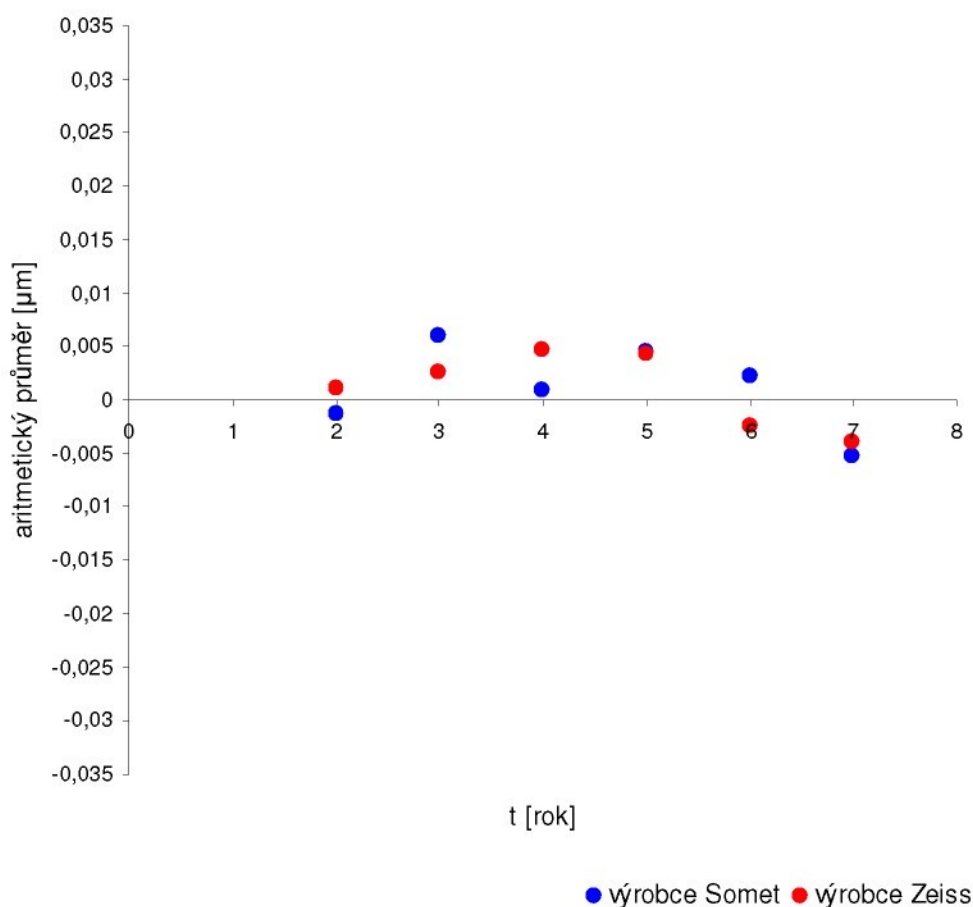
Tab. 20. Výrobce KM Somet – Zeiss, P – hodnoty pro posouzení shody mezi

Názorně lze porovnat velikost míry shody dat z grafu S – Z na obr. 23, který vychází z hodnot uvedených v tab. 21.

výrobce KM: Somet – Zeiss					
rok					
2	3	4	5	6	7
výrobce KM: Somet					
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
-0,001	0,006	0,001	0,004	0,002	-0,005
výrobce KM: Zeiss					
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
0,001	0,003	0,005	0,004	-0,002	-0,004

Tab. 21. Výrobce KM Somet – Zeiss, hodnoty driftu pro posouzení shody mezi

Graf S - Z, sekundární řád č. 2



Obr. 23. Výrobce KM Somet – Zeiss, graf M – Z pro sekundární řád č. 2 výrobcí

Na obrázku si lze povšimnout výše numericky prokázané shody mezi výrobci

k pátému a sedmému roku, kde je patrné grafické překrytí nebo dotek dvou bodů. Shoda dat k druhému roku, numericky podložená statistickým testem, je také dobře zřetelná z grafu S – Z, kde body obou souborů dat, dokumentující míru shody, leží v poměrně úzkém pásu od sebe navzájem.

5.2.2 Koncové měrky sekundárního řádu č. 3

Přehledným způsobem lze opět porovnat shodu hodnot driftu u výrobce Mitutoyo s ostatními výrobci KM v daném sekundárním řádě č. 3 tabulek 22, 24 a 26 a následně z grafů Mi – S, Mi – T a Mi – Z na níže uvedených obrázcích, které dokládají numerický výsledek. Je třeba poznamenat, že u výrobců, kteří byli porovnání s daným výrobcem KM Mitutoyem, byly vyhodnocovány hodnoty v časovém intervalu 1 – 6 let. Tato skutečnost vycházela ze zaznamenaného časového intervalu u Mitutoya.

Koncové měrky od výrobce Mitutoyo a Somet

Pro výrobce Mitutoyo a Somet, s jistotou 95% prokázané na hladině významnosti $\alpha = 0,05$, bylo zjištěno, že rozdílnost hodnot od obou výrobců KM nebyla daným testem prokázána pro sledované období zaznamenané k druhému třetímu, pátému a šestému roku jak plyne z tab. 22. To znamená, že se výrobci KM Mitutoyo a Somet většinou shodují v rámci času, jak lze názorně pozorovat na grafu Mi – S na obr. 24 jež vyplývá z hodnot z tab. 23.

hladina významnosti $\alpha = 0,05$					
výrobce KM: Mitutoyo - Somet					
rok					
2	3	4	5	6	
P – hodnota					
0,076	0,909	0,001	0,717	0,856	

Tab. 22. Výrobce KM Mitutoyo – Somet, P – hodnoty pro posouzení shody mezi výrobci

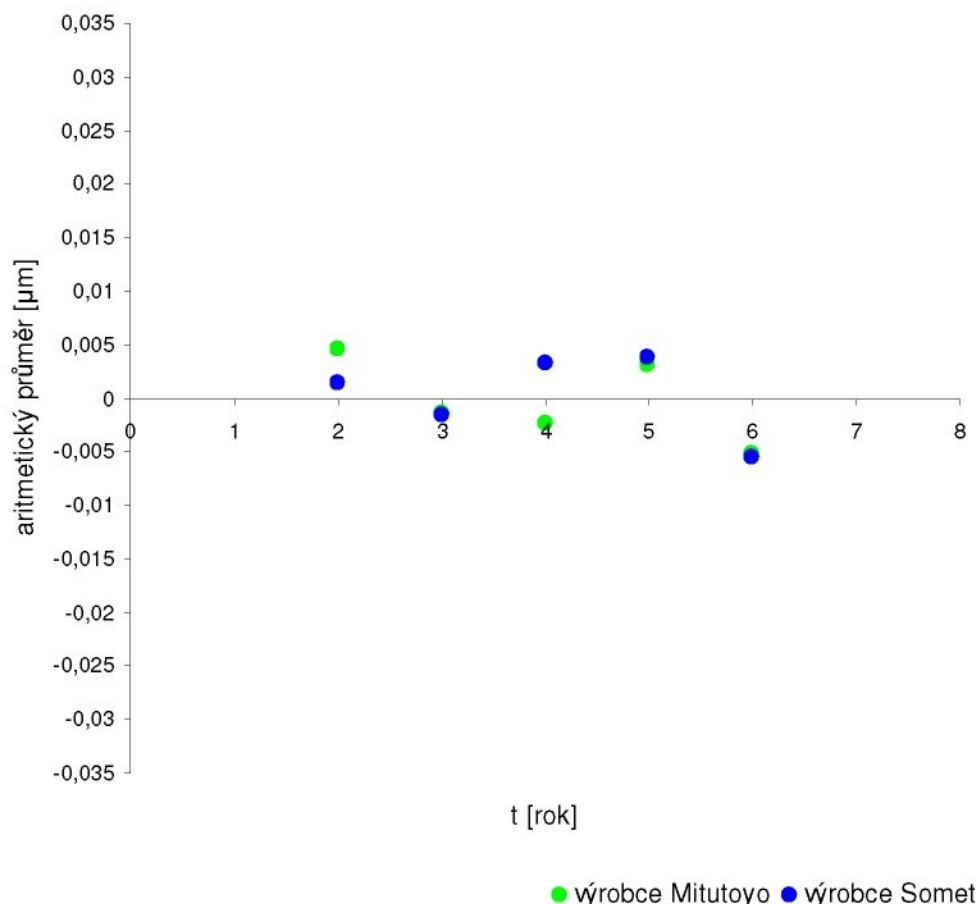
výrobce KM: Mitutoyo – Somet					
rok					
2	3	4	5	6	7
výrobce KM: Mitutoyo					
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
0,004	-0,001	-0,002	0,003	-0,005	
výrobce KM: Somet					
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
0,001	-0,001	0,003	0,004	-0,006	

Tab. 23. Výrobce KM Mitutoyo – Somet, hodnoty driftu pro posouzení shody mezi výrobci

Při posouzení vzájemné shody mezi koncovými měrkami od výrobce Mitutoyo

a Somet na uvedeném grafu na obr. 24 je na první pohled zřejmé že, byla potvrzena velká shoda obou souborů dat od jednotlivých výrobců pro daný sekundární řád č. 3. Lze si povšimnout že ve třech případech se body navzájem překrývají, což vypovídá o silné shodě mezi výrobci.

Graf Mi - S, sekundární řád č. 3



Obr. 24. Výrobce KM Mitutoyo – Somet , graf M – S pro sekundární řád č. 3

Koncové měřky od výrobce Mitutoyo a TESA

Z níže uvedeného statistického vyhodnocení v tab. 24, provedeného na základě výše uvedené metodiky, je na první pohled patrné, že výsledné vypočtené P – hodnoty, dle kterých je prováděno vyhodnocení jsou relativně velmi malé, což svědčí o prokázání alternativní hypotézy, že hodnoty obou sledovaných souborů jsou různé a zamítnutí nulové hypotézy, jejíž formulace byla, že hodnoty obou souborů jsou stejné, shodují se.

Na základě provedených testů pro posouzení vzájemné shody dat obou souborů, bylo zjištěno, že nulovou hypotézu lze zamítnout na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ pro většinu roků, mimo čtvrtého, kde P – hodnota 0,576 byla větší než zvolená hladina významnosti $\alpha = 0,05$. Pro tento rok, vyšel numerický výsledek v oboru přijetí, tudíž testem nebylo prokázáno, že jsou oba výrobci pro daný časový

interval odlišný.

hladina významnosti $\alpha = 0,05$ výrobce KM: Mitutoyo - TESA					
rok					
2	3	4	5	6	7
P – hodnota					
0,004	0,010	0,576	0,037	$7,28 \cdot 10^{-7}$	

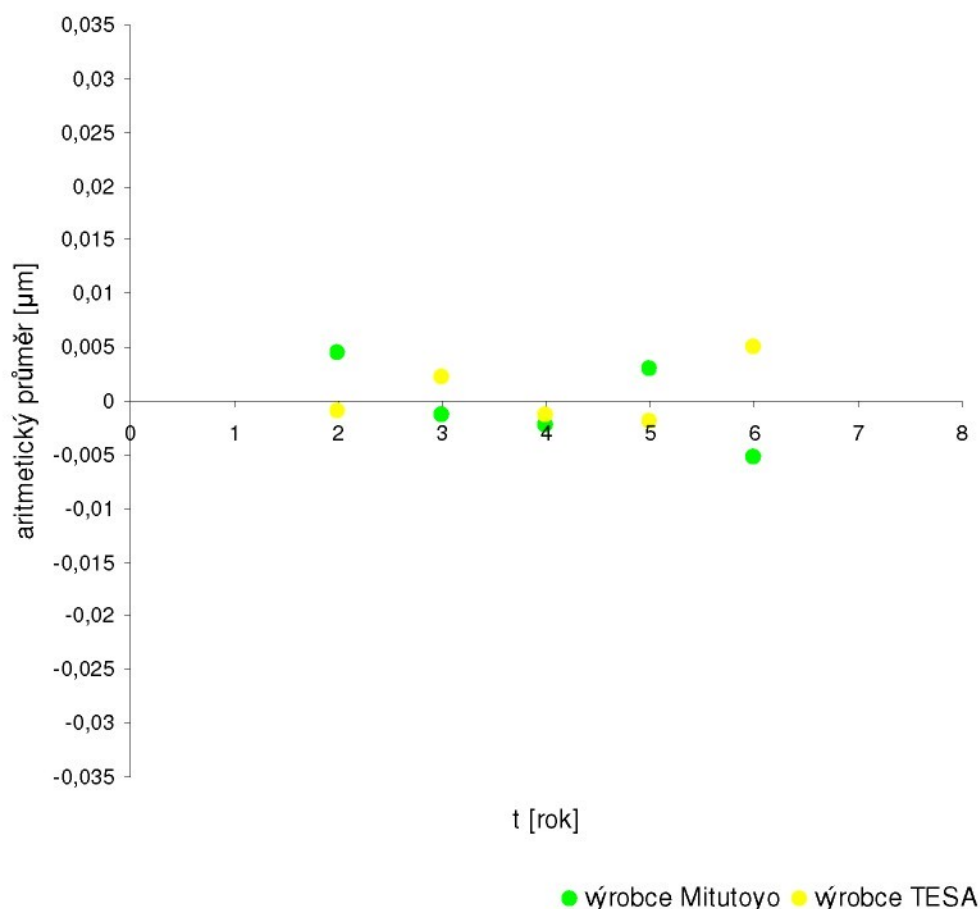
Tab. 24. Výrobce KM Mitutoyo – TESA, P – hodnoty pro posouzení shody mezi výrobci

Z grafického znázornění na obr. 25 Mi – T, přehledně ukazující výše vypočtený numerický výsledek je patrné, že poloha bodů hodnot výrobce Mitutoyo a výrobce TESA je od sebe hodně vzdálena mimo jednoho případu, který právě charakterizuje výše numericky zjištěnou shodu pro hodnoty zaznamenané ke čtvrtému roku na hladině významnosti $\alpha = 0,05$, tj. s jistotou 95%. Vstupní data pro grafické vyhodnocení vycházela z tab. 25.

výrobce KM: Mitutoyo – TESA					
rok					
2	3	4	5	6	7
výrobce KM: Mitutoyo					
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
0,004	-0,001	-0,002	0,003	-0,005	
výrobce KM: TESA					
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
-0,001	0,002	-0,001	-0,002	0,005	

Tab. 25. Výrobce KM Mitutoyo – TESA, hodnoty driftu pro posouzení shody mezi výrobci

Graf Mi - T, sekundární řád č. 3



Obr. 25. Výrobce KM Mitutoyo – TESA , graf M – T pro sekundární řád č. 3

Koncové měrky od výrobce Mitutoyo a Zeiss

O shodě mezi hodnotami odchylek střední délky KM mezi jednotlivými roky kalibrace – driftu mezi výrobcem Mitutoyo a Zeiss vypovídá tab. 25.

Na základě výsledné P – hodnoty z provedených testů, plyne, že na hladině významnosti 0,05 nezamítáme, že oba výrobci se shodují se svými hodnotami pro druhý a šestý rok.

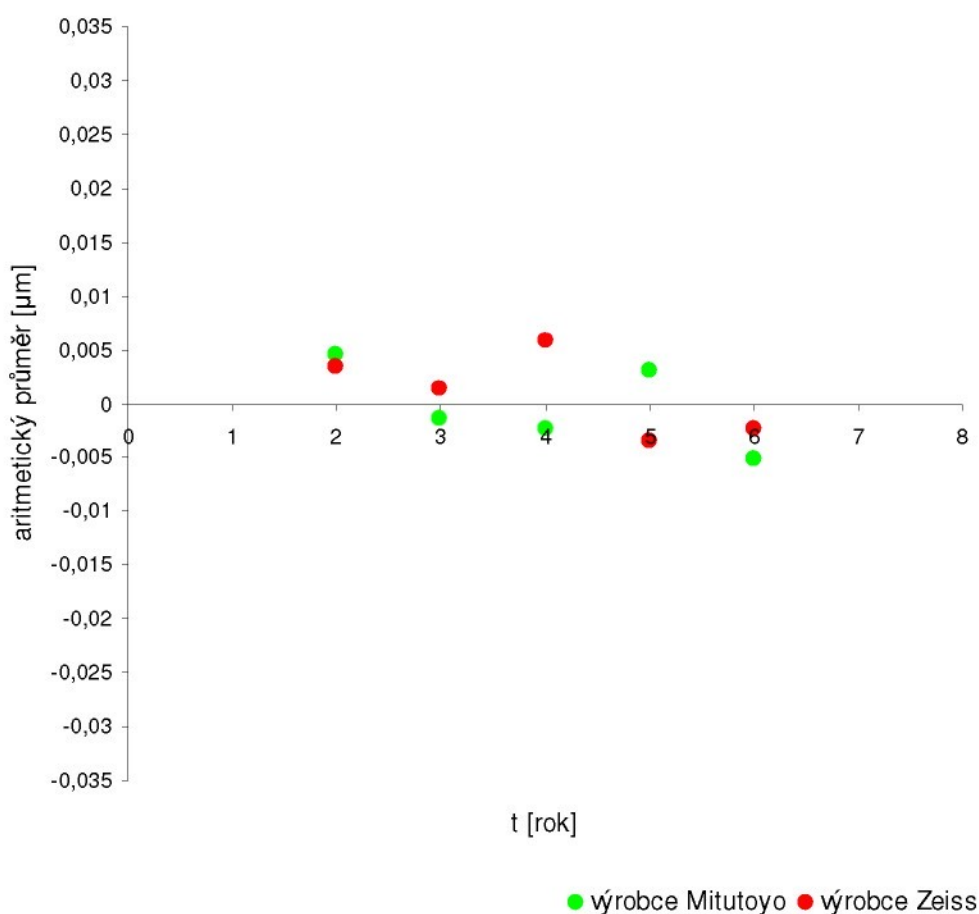
hladina významnosti $\alpha = 0,05$					
výrobce KM: Mitutoyo - Zeiss					
rok					
2	3	4	5	6	7
P – hodnota					
0,411	0,026	$9,560 \cdot 10^{-12}$	$9,646 \cdot 10^{-5}$	0,107	

Tab. 26. Výrobce KM Mitutoyo – Zeiss, P – hodnoty pro posouzení shody mezi výrobci

výrobce KM: Mitutoyo – Zeiss					
rok					
2	3	4	5	6	
výrobce KM: Mitutoyo					
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
0,004	-0,001	-0,002	0,003	-0,005	
výrobce KM: Zeiss					
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
0,003	0,001	0,006	-0,003	-0,002	

Tab. 27. Výrobce KM Mitutoyo – Zeiss, hodnoty driftu pro posouzení shody mezi výrobci

Graf Mi - Z, sekundární řád č. 3



Obr. 26. Výrobce KM Mitutoyo – Zeiss, graf M – Z pro sekundární řád č. 3

Zjištěná shoda z numerického výpočtu je také dobře zřejmá na obr. 26 ve formě grafu Mi – Z. Nejmenší vzdálenost bodů, kterými jsou charakterizováni příslušní výrobci od sebe je viditelná u druhého a šestého roku jak bylo numericky prokázáno. Daná shoda by se z grafu Mi – Z mohla zdát také u třetího roku, avšak

nebyla testem na hladině významnosti 0,05 prokázána. Vstupními hodnotami pro grafické znázornění byly data shrnutá v tab. 27.

Z výše uvedených grafů $M_i - S$, $M_i - T$ a $M_i - Z$ vyplývá, že při daném vyhodnocení zda si odpovídají hodnoty driftu u výrobce Mitutoyo s ostatními výrobci KM v daném sekundárním řádu, se podařilo prokázat uspokojivou shodu jen s výrobcem Somet.

O shodě mezi hodnotami driftu, u výrobce Somet s ostatními sledovanými výrobci vypovídají níže uvedené tabulky 28 a 30.

Výrobce Somet byl nejprve porovnáván s výrobcem TESA. Při daném vyhodnocování byly porovnávány hodnoty driftu v časovém záznamem 2 – 6 let. Tato skutečnost vycházela ze zaznamenaného časového intervalu u výrobce KM TESA.

Koncové měrky od výrobce Somet a TESA

hladina významnosti $\alpha = 0,05$					
výrobce KM: Somet - TESA					
rok					
2	3	4	5	6	7
P – hodnota					
0,178	0,013	0,005	0,0004	$4,387 \cdot 10^{-14}$	

Tab. 28. Výrobce KM Somet – TESA, P – hodnoty pro posouzení shody mezi výrobci

Z výsledných statisticky vypočtených P – hodnot, je zřejmé, že pouze jedna hodnota a to 0,178 je větší, než zvolená hladina významnosti 0,05, tj. s jistotou 95%. Dle metodiky vyhodnocování uvedené výše, je zřejmé, že byla prokázána platnost alternativní hypotézy, která předpokládala rozdílnost hodnot mezi výrobci mimo druhého roku, u kterého nebyla prokázána rozdílnost.

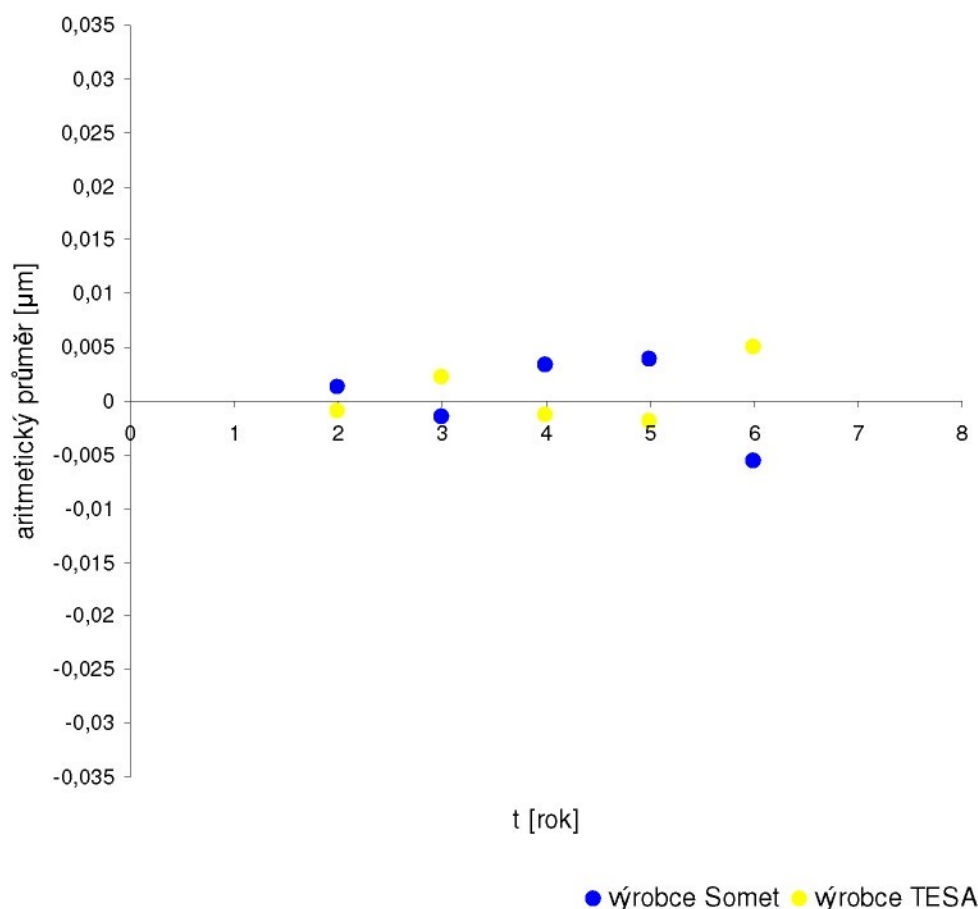
výrobce KM: Somet – TESA					
rok					
2	3	4	5	6	7
výrobce KM: Somet					
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
0,001	-0,001	0,003	0,004	-0,006	
výrobce KM: TESA					
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
-0,001	0,002	-0,001	-0,002	0,005	

Tab. 29. Výrobce KM Somet – TESA, hodnoty driftu pro posouzení shody mezi výrobci

Z grafu na obr. 27, pro jehož sestavení byly použity výsledné hodnoty

aritmetického průměru $\bar{x}$ vypočítané k jednotlivým rokům z tab. 29, je patrné, že mezi sledovaným výrobcem Somet a TESA nebyla nalezena uspokojivá shoda mimo druhý rok. Tato neuspokojivá shoda doložila výše uvedené vyhodnocení.

Graf S - T, sekundární řád č. 3



Obr. 27. Výrobce KM Somet – TESA , graf S – T pro sekundární řád č. 3

Koncové měřky od výrobce Somet a Zeiss

Při posuzování vzájemné shody mezi výrobcí KM Somet a Zeiss pro sekundární řád č. 3 pomocí testu hypotézy, nebyla zamítnuta nulová hypotéza se zvoleným rizikem 5% u druhého a sedmého roku, která předpokládala shodu mezi hodnotami driftu u testovaných výrobců KM jak plyne z tab. 30.

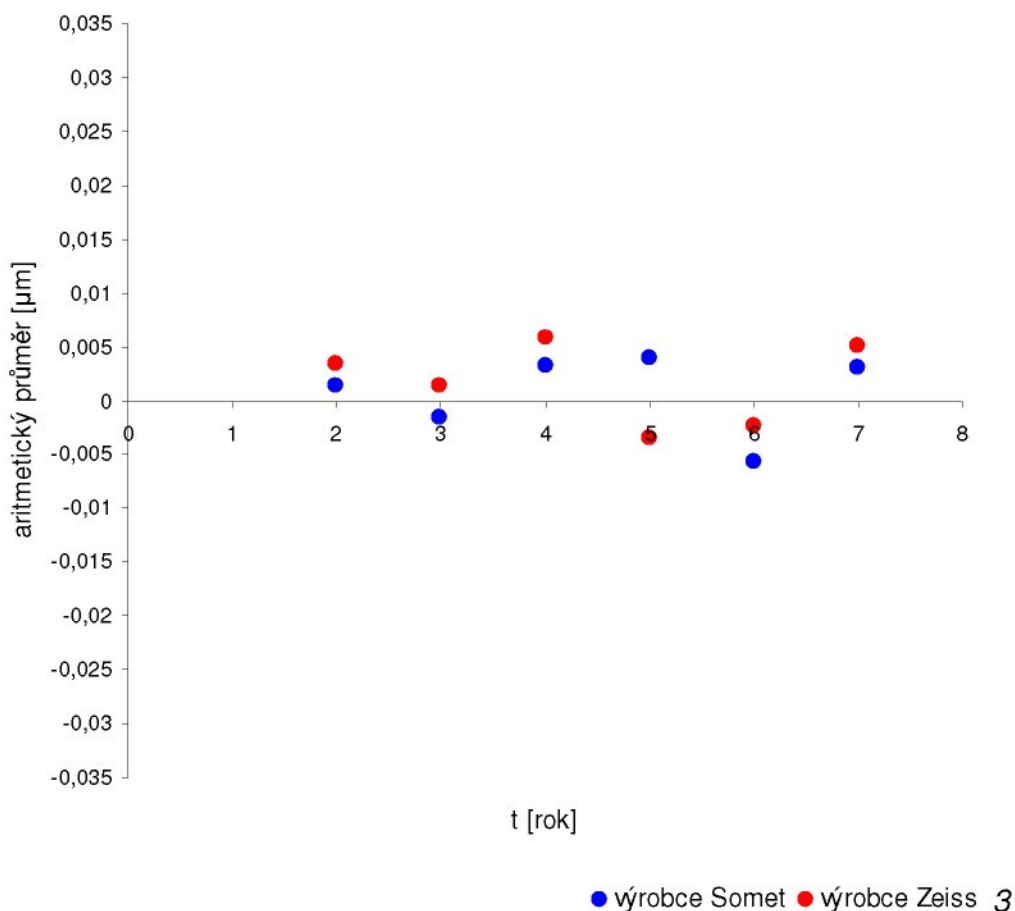
hladina významnosti $\alpha = 0,05$					
výrobce KM: Somet - Zeiss					
rok					
2	3	4	5	6	7
P – hodnota					
0,091	0,006	0,020	$6,674 \cdot 10^{-12}$	0,001094	0,077

Tab. 30. Výrobce KM Somet – Zeiss, P – hodnoty pro posouzení shody mezi

výrobce KM: Somet – Zeiss					
rok					
2	3	4	5	6	7
výrobce KM: Somet					
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
0,001	-0,001	0,003	0,004	-0,006	0,003
výrobce KM: Zeiss					
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
0,003	0,001	0,006	-0,003	-0,002	0,005

Tab. 31. Výrobce KM Somet – Zeiss, hodnoty driftu pro posouzení shody mezi výrobci

Graf S - Z, sekundární řád č. 3



Z grafu S – Z na obr. 28, jehož vstupní hodnoty vycházely z tab. 31, by se na první pohled mohlo zdát, že bylo dosaženo poměrně uspokojivé shody mezi hodnotami driftu u sledovaných výrobců. Vzdálenost bodů, kterými jsou charakterizováni příslušní výrobci od sebe nebyla příliš velká. Avšak numerickým testem byla prokázána shoda jen k druhému a sedmému roku.

Daný obrázek je také velice zajímavý z hlediska průběhu hodnot. Lze si povšimnout

stejného způsobu kolísání hodnot dokumentující dané výrobce KM mimo pátého a šestého roku, ve kterém se odlišují.

Koncové měrky od výrobce TESA a Zeiss

Přehledným způsobem lze opět porovnat shodu hodnot driftu u výrobce TESA a Zeiss z výsledné tabulky 32 a grafu T – Z na obr. 29.

hladina významnosti $\alpha = 0,05$					
výrobce KM: TESA - Zeiss					
rok					
2	3	4	5	6	7
P – hodnota					
0,002	0,546	$1,632 \cdot 10^{-8}$	0,158	$3,664 \cdot 10^{-11}$	

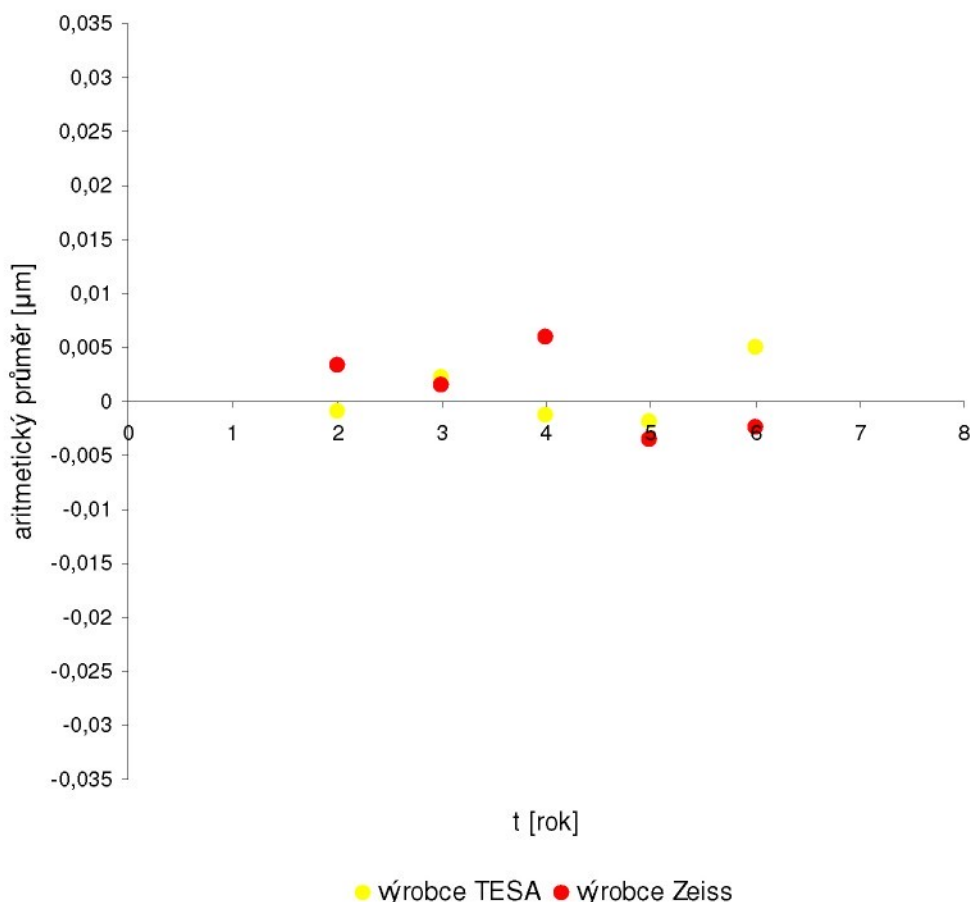
Tab. 32. Výrobce KM TESA – Zeiss, P – hodnoty pro posouzení shody mezi výrobci

Z vyhodnocení plyne, že pouze hodnoty 0,546 a 0,158 jsou větší než předem předpokládaná pravděpodobnost zamítnutí nulové hypotézy tj. hladina významnosti 0,05. Lze tedy vyslovit tvrzení, že testem nebyla prokázána rozdílnost hodnot mezi výrobci, ale pouze k třetímu a pátému roku. U ostatních roků byla prokázáno, že na zvolené hladině významnosti lze tvrdit, že sledované hodnoty jsou různé.

výrobce KM: TESA – Zeiss					
rok					
2	3	4	5	6	7
výrobce KM: TESA					
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
-0,001	0,002	-0,001	-0,002	0,005	
výrobce KM: Zeiss					
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
0,003	0,001	0,006	-0,003	-0,002	

Tab. 33. Výrobce KM TESA – Zeiss, hodnoty driftu pro posouzení shody mezi výrobci

Graf T - Z, sekundární řád č. 3



Obr. 29. Výrobce KM TESA – Zeiss , graf T – Z pro sekundární řád č. 3

Prostřednictvím grafu T – Z, který dokládá tvrzení z testování hypotéz lze také vypočítat shodu pro výše uvedené roky. Jednotlivé body dokumentující míru shody jež vycházejí z tab. 33 leží v poměrně úzkém pásu u pátého roku a mnohem větší shodu nalezneme k třetímu roku, kde se body překrývají.

5.2.3 Koncové měřky sekundárního řádu č. 4

Koncové měřky od výrobce Somet a Zeiss

K porovnání vzájemné shody hodnot odchylky střední délky KM mezi jednotlivými roky kalibrace – driftu pro výrobce Somet a Zeiss pro sekundární řád č. 4 bylo použito výsledných P – hodnot z provedených testů hypotéz, numericky uvedených v tab. 34.

Z uvedených výsledků je zřejmé, že pouze jedna hodnota a to 0,136 u posledního roku byla větší než předem zvolená hodnota hladiny významnosti 0,05. Je tedy zřejmé, že test neprokázal s 95% pravděpodobností, že soubor hodnot výrobce Somet a soubor hodnot výrobce Zeiss jsou u sedmého roku různé.

hladina významnosti $\alpha = 0,05$					
výrobce KM: Somet - Zeiss					
rok					
2	3	4	5	6	7
P – hodnota					
$6,510 \cdot 10^{-13}$	$6,657 \cdot 10^{-9}$	0,045	0,004	0,009	0,136

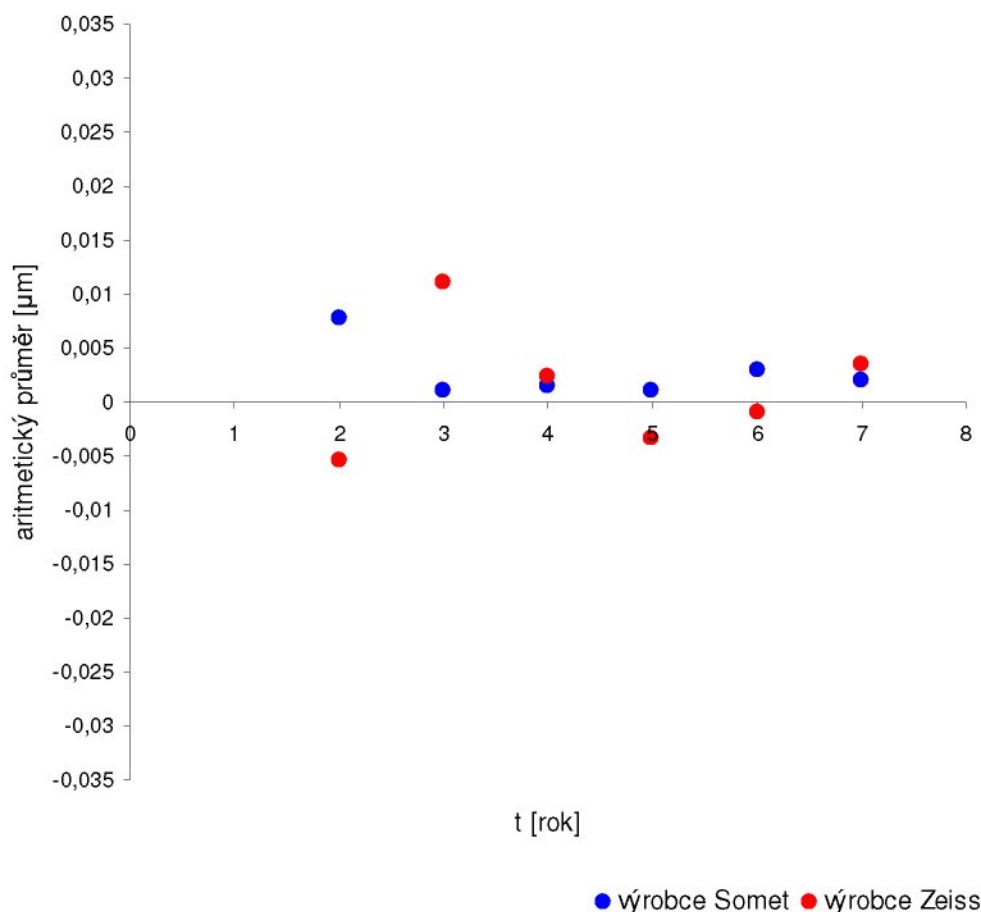
Tab. 34. Výrobce KM Somet – Zeiss, P – hodnoty pro posouzení shody mezi výrobci

Z grafického vyjádření formou S – Z grafu, je na první pohled zřejmé, že se poloha bodů, charakterizující daného výrobce vycházející z tab. 35, pro sledované roky neblíží ideální poloze, představující vzájemné překrytí těchto bodů. Následně z daných skutečností vyplývá, že se neprokázala potvrdit vzájemná shoda hodnot mezi výrobcem Somet a Zeiss.

výrobce KM: Somet - Zeiss					
rok					
2	3	4	5	6	7
výrobce KM: Somet					
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
0,008	0,001	0,005	0,001	0,003	0,001
výrobce KM: Zeiss					
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
-0,005	0,011	0,002	-0,003	-0,001	0,003

Tab. 35. Výrobce KM Somet – Zeiss, hodnoty driftu pro posouzení shody mezi výrobci

Graf S - Z, sekundární řád č. 4



Obr. 30. Výrobce KM Somet – Zeiss , graf T – Z pro sekundární řád č. 4

Jak již bylo uvedeno výše, cílem bylo zjistit, do jaké míry si vzájemně odpovídají hodnoty driftu u jednotlivých sledovaných výrobců v rámci sekundárních řádů.

Z provedených vyhodnocení je zřejmé, že prokázání uspokojí shody, která představovala více jak 4 shodné roky, se podařilo naleznout pouze mezi výrobcem Mitutoyo a Somet u sekundárního řádu č. 3.

5.3 Dodržení rozměrové stability koncových měrek z hlediska porovnání s hodnotou driftu

Cílem následujícího vyhodnocování řady 3 bylo vyšetřit, do jaké míry splňují KM od jednotlivých výrobců nejvyšší dovolenou změnu délky za rok mezi dvěma kalibracemi dle ČSN EN ISO 3650 – hodnota driftu vycházející z tab. 1 uvedené v kapitole 3.2.

Pro dané vyhodnocení bude znovu níže uvedena již zmiňovaná tabulka č. 1.

třída	největší dovolená změna délky za rok
K 0	$\pm(0,02 \mu\text{m} + 0,25 \cdot 10^{-6} \cdot l_n)$
1 2	$\pm(0,05 \mu\text{m} + 0,5 \cdot 10^{-6} \cdot l_n)$
kde: l_n jmenovitá délka KM [mm]	

Vyhodnocování bylo realizováno dle výše uvedené metodiky. Porovnání výsledných hodnot bylo formou grafů % splňujících – t.

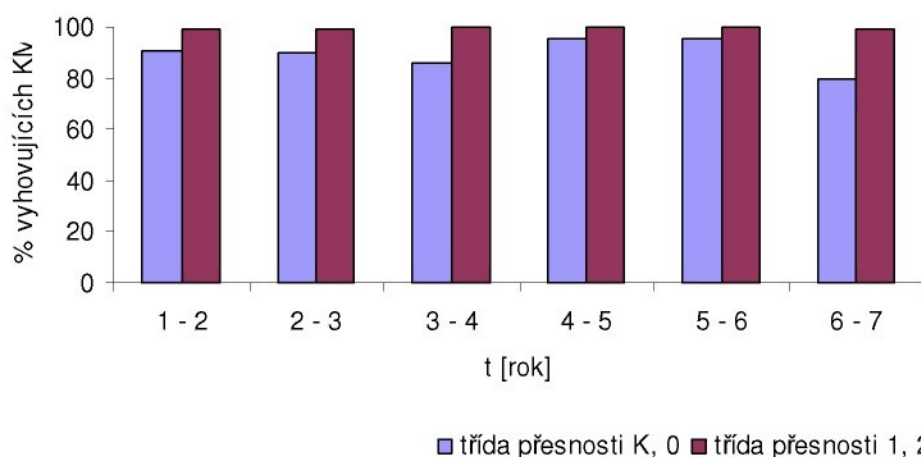
Pro lepší přehlednost nebyly zaznamenány výsledné hodnoty z jednotlivých sad od sledovaných výrobců, ale pouze celkové vyhodnocení vyplývající ze všech sad od daného výrobce. Tento způsob vyhodnocení měl stejnou vypovídající schopnost, jako by byly vyhodnocovány sady samostatně.

Výchozím předpokladem bylo, že pro sekundární řád č. 2 bude odpovídat největší dovolená změna za rok kalibrační třídě K, 0 a pro sekundární řady č. 3 a č. 4 bude odpovídat kalibrační třídě 1, 2.

5.3.1 Koncové měrky sekundárního řádu č. 2

Koncové měrky od výrobce Mahr

Porovnání zda hodnoty driftu odpovídají největší dovolené změně délky za rok u výrobce Mahr shrnuje tab. 36 a obrázek 31 graficky znázorněný ve formě grafu % splňujících – t.



Obr. 31. Výrobce KM Mahr – největší dovolená změna délky za rok dle třídy přesnosti, sekundární řád č. 2

výrobce Mahr						
rok	2	3	4	5	6	7
třída K, 0	90,98%	90,16%	86,06%	95,08%	95,08%	79,50%
třída 1, 2	99,59%	99,59%	100%	100%	100%	99,18%

Tab. 36. Výrobce Mahr, % vyhovujících KM dle třídy přesnosti

Při hodnocení dosažených výsledků je třeba mít na zřeteli, že daný výrobce byl prezentován pouze dvěma sadami. Tuto okolnost je nutno zohlednit také při posuzování výsledků.

Z tab. 36 a zejména z grafu % splňujících – t na obr. 31, je zřejmé, že v daném sekundárním řádě č. 2, výrobce Mahr, pro třídu přesnosti K, 0 měl hodnoty vyjadřující procentuální podíl splňující daný interval $\pm(0,02 \mu\text{m} + 0,25 \cdot 10^{-6} \cdot l_n)$ dle ČSN EN ISO 3650 nevyrovnané, pohybující se kolem hodnoty 90%. V posledním zaznamenaném časovém intervalu měl ještě mnohem nižší hodnotu 79,50, která vypovídá o značném poklesu dodržení výše uvedeného intervalu. Jinak je tomu při posuzování dodržení intervalu $\pm(0,05 \mu\text{m} + 0,5 \cdot 10^{-6} \cdot l_n)$ charakterizující třídu přesnosti 1, 2. Zde byla téměř na 100% dodržena požadovaná rozměrová stabilita za rok sledovaná mezi kalibracemi do sedmého roku.

Koncové měrky od výrobce Somet

Vyhodnocení dosažených výsledků u výrobce Somet shrnuje tabulka 37 a graficky jsou výsledky znázorněny na obr. 32.

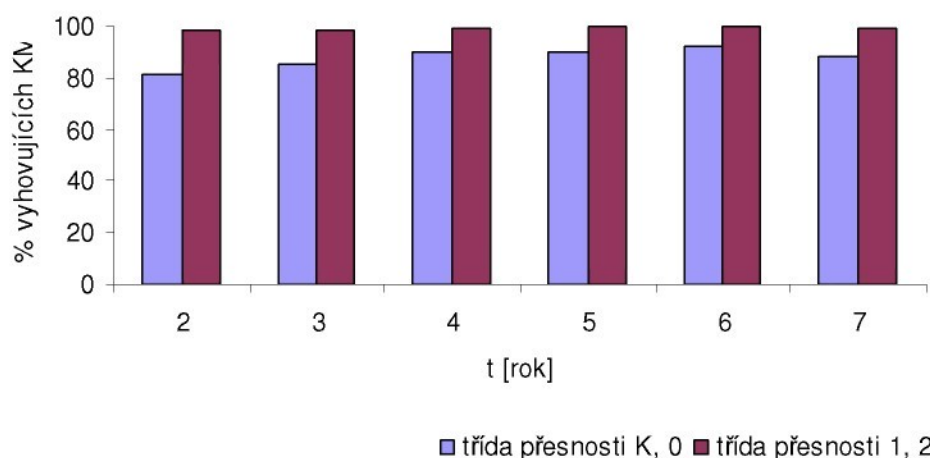
Při porovnání velikosti hodnot vyhovujících danému intervalu pro třídu přesnosti K, 0 je na první pohled zřejmé, že ani tento výrobce v daném sekundárním řádě nedosahuje počtem vyhovujících hodnot driftu, charakterizující velikosti odchylky střední délky KM, mezi jednotlivými roky kalibrace, hodnoty 100%. Velikost hodnot se pohybuje kolem průměrné hodnoty 88%. Třída přesnosti 1, 2 charakterizovaná intervalem $\pm(0,05 \mu\text{m} + 0,5 \cdot 10^{-6} \cdot l_n)$. Vykazuje hodnoty pohybující se mezi 98 – 100%.

výrobce Somet						
rok	2	3	4	5	6	7
třída K, 0	81,78%	85,30%	89,72%	89,96%	92,09%	88,22%
třída 1, 2	98,44%	98,44%	98,93%	99,79%	99,79%	99,18%

Tab. 37. Výrobce Somet, % vyhovujících KM dle třídy přesnosti

Jestliže porovnáme hodnoty graficky znázorněné na obr. 32 obou sledovaných intervalů, tak je zřejmé, že výrobce Somet, pro sekundární řád č. 2 splňuje dané hodnoty nejvyšší dovolené změny délky KM za rok – drift u kalibrační třídy 1, 2 velice uspokojivě.

Dle uvedených skutečností vyplývá, že nejlépe vychází počet vyhovujících hodnot pro nižší kalibrační třídu. Což je logické, jelikož představuje mnohem širší interval pro hodnocení, tudíž je méně „přísný“ oproti třídě K, 0.



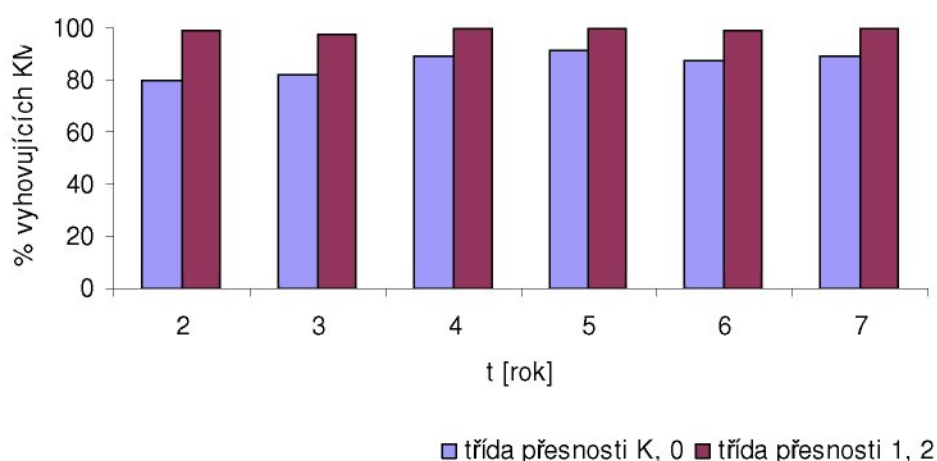
Obr. 32. Výrobce KM Somet – největší dovolená změna délky za rok dle třídy přesnosti, sekundární řád č. 2

Koncové měřky od výrobce Zeiss

U výrobce KM Zeiss lze názorně pozorovat velikost vyhovujících dat, které byly stanoveny pro vyhodnocení rozměrové stability v tabulce 38 a na obr. 33. Z grafického vyjádření je zřejmé, že nejlépe vycházejí sledované hodnoty pro třídu přesnosti 1, 2. U této třídy je nejvyšší počet vyhovujících dat pro dané sledování. Naopak oproti třídě přesnosti 1,2 má třída K,0 menší % vyhovujících hodnot. Z toho lze usuzovat, že stabilita pro daný sekundární řád č. 2 u daného výrobce je nejvíce vyhovující pro třídu přesnosti 1,2, tedy pro interval $\pm(0,05 \mu\text{m} + 0,5 \cdot 10^{-6} \cdot I_n)$ jak tomu bylo i u předešlých výrobců.

výrobce Zeiss						
rok	2	3	4	5	6	7
třída K, 0	79,90%	82,37%	88,96%	91,20%	87,48%	89,29%
třída 1, 2	99,18%	97,86%	99,84%	99,66%	99,34%	100%

Tab. 38. Výrobce Zeiss, % vyhovujících KM dle třídy přesnosti

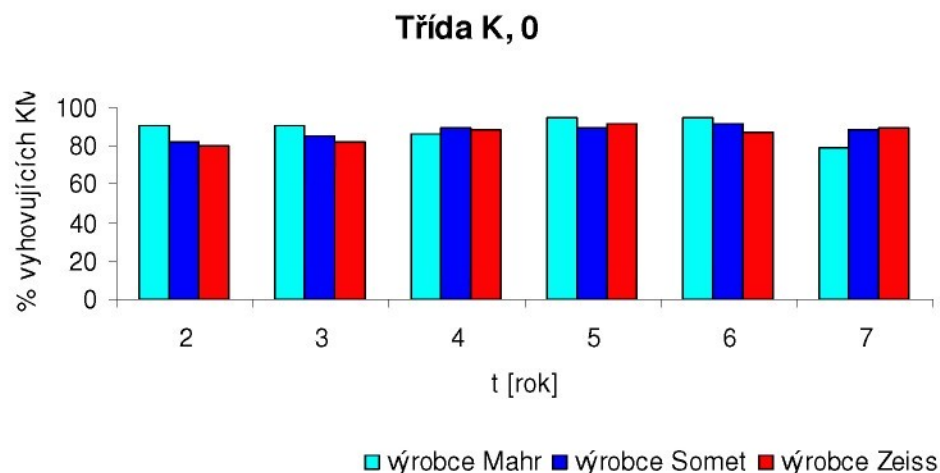


Obr. 33. Výrobce KM Zeiss – největší dovolená změna délky za rok dle třídy přesnosti, sekundární řád č. 2

Z celkového vyhodnocení výrobce Zeiss bylo zjištěno, že opět jako u výrobce Somet v daném sekundárním řádě vychází nejlépe počet vyhovujících hodnot pro nižší kalibrační třídu a to z důvodu, jak již bylo výše uvedeno, širšího intervalu pro hodnocení.

Vyhodnocení sekundárního řádu č. 2

Z výsledků celkového vyhodnocení na obr. 34 a obr. 35 vyplývá, že se rozsahy hodnot změny délky KM pro třídu přesnosti 1, 2 u sledovaných výrobců v sekundárním řádě č. 2 zásadně neodlišují. Jinak je tomu při celkovém zhodnocení u třídy K, 0, kde je na první pohled zřejmé, že procento vyhovujících KM, z hlediska nejvyšší dovolené změny délky rok, u výrobce Somet a Zeiss je jen málo odlišné. Kdežto výrobce Mahr, oproti již výše uvedeným výrobcům, se prezentuje větším počtem vyhovujících KM dle ČSN EN ISO 3650.



Obr. 34. Výrobci KM – největší dovolená změna délky za rok pro třídu přesnosti K, 0, sekundární řád č. 2



Obr. 35. Výrobci KM – největší dovolená změna délky za rok pro třídu přesnosti 1, 2, sekundární řád č. 2

Z rozboru výsledných hodnot je tedy zřejmé, že původní předpoklad, že pro sekundární řád č. 1 bude odpovídat největší dovolená změna za rok kalibrační třídě K, 0 nebyl milný. Počet vyhovujících hodnot se pohybuje mezi 80 – 90%.

5.3.2 Koncové měrky sekundárního řádu č. 3

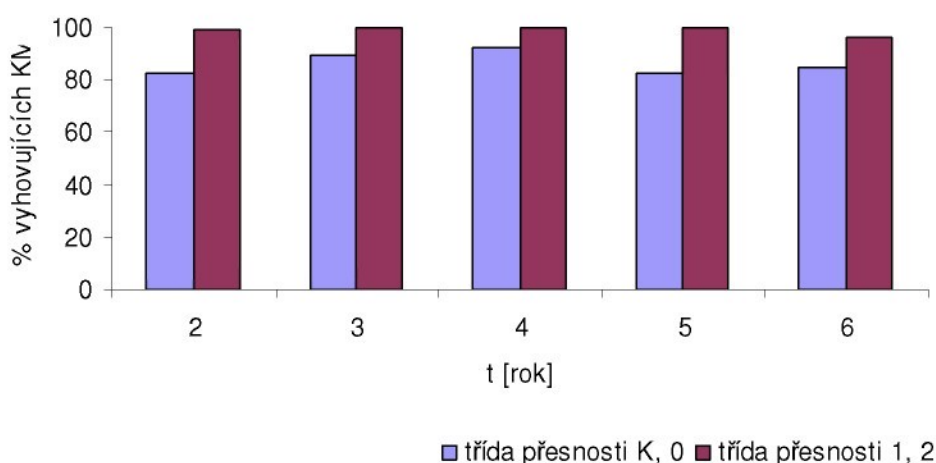
Koncové měrky od výrobce Mitutoyo

Výrobce KM Mitutoyo byl reprezentován dvěma sadami, následně při celkové zhodnocení musíme mít na zřeteli tuto danou skutečnost. Dle výše uvedené metodiky byly vyhodnoceny údaje charakterizující procentuální podíl vyhovujících hodnot, vůči celkovému počtu hodnot, vypovídajících o rozměrové stabilitě v rámci předepsané ČSN EN ISO 3650, a shrnuty v tab. 39 s grafickým znázorněním na obr. 36.

výrobce Mitutoyo						
rok	2	3	4	5	6	7
třída K, 0	82,30%	89,47%	92,34%	82,76%	85,06%	
třída 1, 2	99,52%	100%	100%	100%	96,55%	

Tab. 39. Výrobce Mitutoyo, % vyhovujících KM dle třídy přesnosti

Ze souhrnné tabulky vypočtených hodnot je patrné, že průměrná hodnota pro třídu K, 0 je 86,4%. Při posouzení třídy K 1, 2 z grafu na obr. o...je na první pohled zřejmé, že s dovoleným intervalem $\pm(0,05 \mu\text{m} + 0,5 \cdot 10^{-6} \cdot l_n)$ pro třídu 1, 2 se počet vyhovujících hodnot jednoznačně zlepšuje.



Obr. 36. Výrobce KM Mitutoyo – největší dovolená změna délky za rok dle třídy přesnosti, sekundární řád č. 3

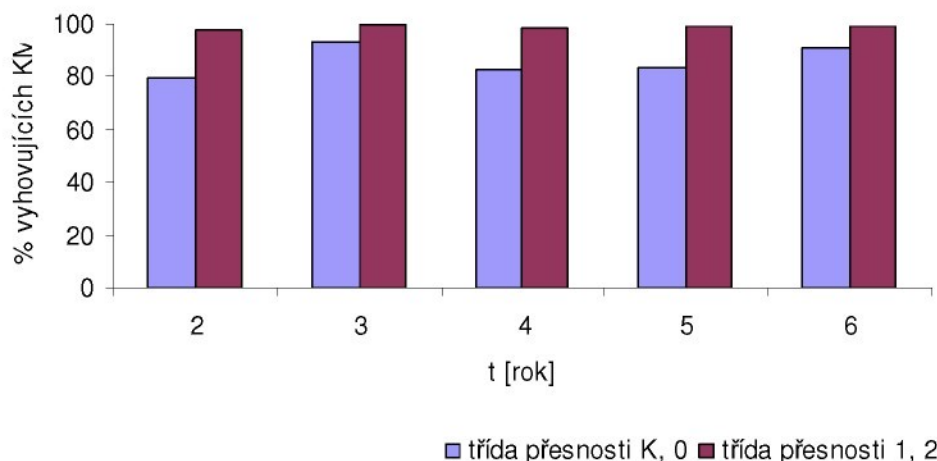
Koncové měrky od výrobce Somet

Porovnáme-li výsledné hodnoty u výrobce Somet při vyhodnocení rozměrové stability KM, pak je z tabulky 40 a zejména z obrázku 37 opět zřejmé, že počet vyhovujících hodnot splňujících interval $\pm(0,02 \mu\text{m} + 0,25 \cdot 10^{-6} \cdot l_n)$ klesá, pro kalibrační třídu K, 0. Průměrná hodnota vyhovujících dat zaujímá 80% z celkového počtu 100%.

výrobce Somet						
rok	2	3	4	5	6	7
třída K, 0	81,97%	80,49%	80,16%	78,85%	83,93%	75,08%
třída 1, 2	97,54%	98,03%	97,70%	97,87%	98,85%	97,21%

Tab. 40. Výrobce Somet, % vyhovujících KM dle třídy přesnosti

Nejpříznivější hodnoty byly opět zjištěny pro „širší“ interval $\pm(0,05 \mu\text{m} + 0,5 \cdot 10^{-6} \cdot I_n)$, který charakterizuje třídu 1, 2.



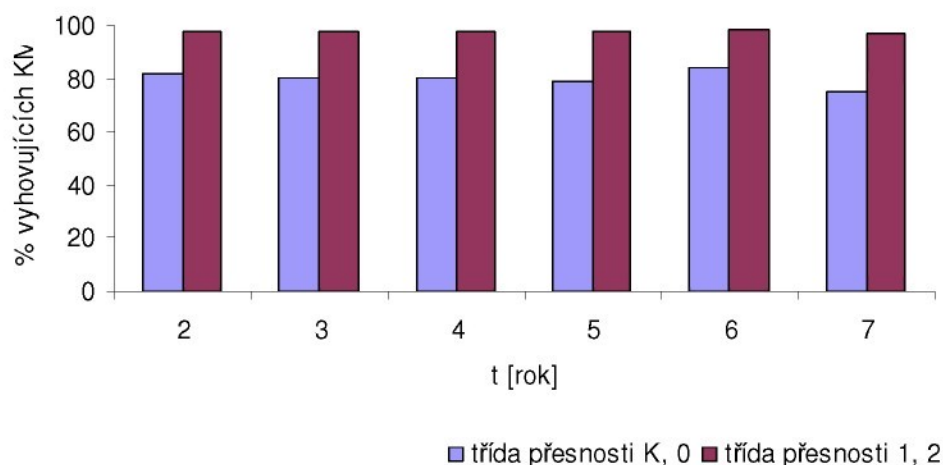
Obr. 37. Výrobce KM Somet – největší dovolená změna délky za rok dle třídy přesnosti, sekundární řád č. 3

Koncové měřky od výrobce TESA

Výrobce KM TESA byl reprezentován také dvěma sadami jako výše uvedený výrobce Mitutoyo. Ze souhrnné tabulky 41 vypočtených hodnot a také grafického vyjádření na obrázku 38 je opět patrné, že počet vyhovujících hodnot uvedených v % vychází nejlépe pro interval $\pm(0,05 \mu\text{m} + 0,5 \cdot 10^{-6} \cdot I_n)$, který charakterizuje třídu 1, 2.

výrobce TESA						
rok	2	3	4	5	6	
třída K, 0	79,92%	93,44%	82,79%	83,20%	90,57%	
třída 1, 2	97,95%	100%	98,36%	99,59%	99,59%	

Tab. 41. Výrobce TESA, % vyhovujících KM dle třídy přesnosti



Obr. 38. Výrobce KM TESA – největší dovolená změna délky za rok dle třídy přesnosti, sekundární řád č. 3

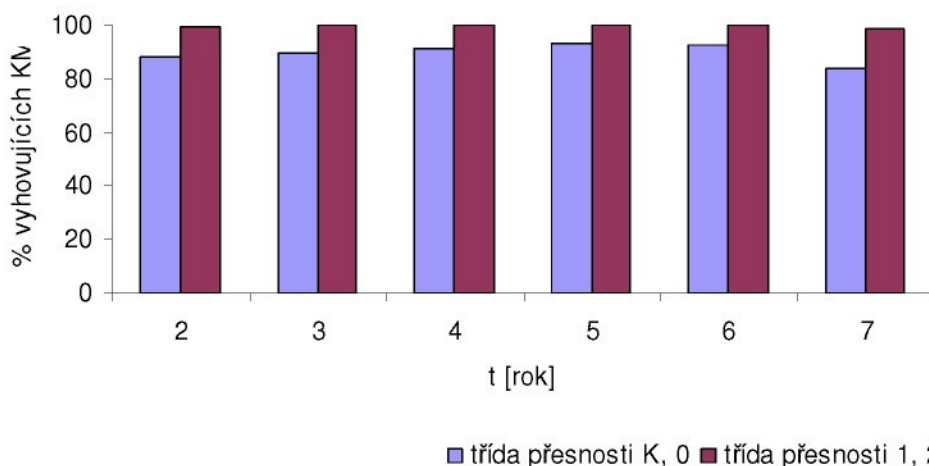
Koncové měřky od výrobce Zeiss

Porovnání vyhovujících hodnot při posouzení největší dovolené změny délky koncových měrek za rok, u výrobce Zeiss ve formě % vyhovujících KM – t je uvedeno na obrázku 39.

výrobce Zeiss						
rok	2	3	4	5	6	7
třída K, 0	88,05%	89,33%	91,41%	93,43%	92,76%	83,72%
třída 1, 2	99,45%	99,84%	99,66%	99,84%	99,84%	98,19%

Tab. 42. Výrobce Zeiss, % vyhovujících KM dle třídy přesnosti

Z detailního rozboru obrázku a vzájemného vyhodnocení s ostatními výrobci KM v daném sekundárním řádě č. 3 vyplývá, že průměrný počet vyhovujících hodnot pro třídu K, 0 vyplývající z tab. 42, zaujímá 89,78%. Tato hodnota patří k nejvyšší z celkového počtu vypočtených hodnot ve všech sledovaných sekundárních řádech.



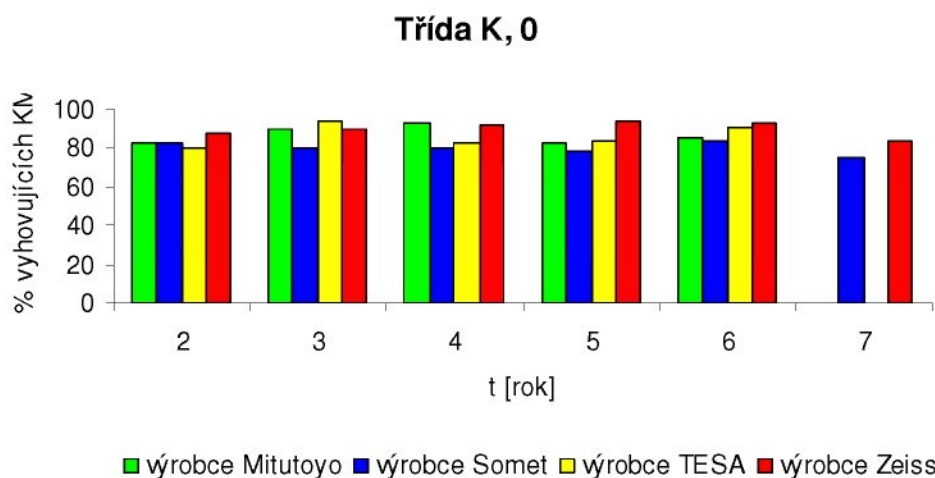
Obr. 39. Výrobce KM Zeiss – největší dovolená změna délky za rok dle třídy přesnosti, sekundární řád č. 3

Pro třídu 1, 2 splňují KM od výrobce Zeiss v plné míře interval daný příslušnou třídou $\pm(0,05 \mu\text{m} + 0,5 \cdot 10^{-6} \cdot l_n)$.

Sekundární řád č. 3

Porovnáme – li dosažené výsledné hodnoty od jednotlivých výrobců pro třídu K, 0 na obrázku 40, pak je patrné, že nejzajímavěji vyšel výrobce Zeiss, který dosáhl nejvyššího počtu vyhovujících KM v daném sekundárním řádě. Tato hodnota byla zároveň také nejvyšší hodnotou dosaženou ve vyhodnocení č. 2. Výrobce Zeiss svým dosaženým výsledkem, prokázal, že kvalita KM z hlediska rozměrové stálosti daného výrobce odpovídá i pro vyšší řády.

Z uvedeného obrázku 40 je také patrné, že nejvyšší pokles vyhovujících hodnot byl zaznamenán u výrobce Somet. Z hlediska posouzení vyhovujících hodnot pro sledované časové intervaly vyplývá, že nejnižší hodnoty byly zaznamenány v posledním sledovaném časovém intervalu u výrobců Somet a Zeiss. Výrobci Mitutoyo a TESA vykazovali v průměru podobné hodnoty.



Obr. 40. Výrobci KM – největší dovolená změna délky za rok pro třídu přesnosti K, 0, sekundární řád č. 3

Při posouzení výsledných hodnot pro třídu 1, 2, charakterizující interval $\pm(0,05 \mu\text{m} + 0,5 \cdot 10^{-6} \cdot l_n)$ pro splnění největší dovolené změny délky KM za rok, uvedených na obr. 41 je první pohled zřejmé, že byl v nejvyšší možné míře splněn pro všechny výrobce v daném intervalu.



Obr. 41. Výrobci KM – největší dovolená změna délky za rok pro třídu přesnosti 1, 2, sekundární řád č. 3

Nejvyšší hodnota počtu vyhovujících KM byla u všech sledovaných výrobců v odlišných časových intervalech, tudíž nebyla nalezena žádná souvislost. Při celkovém zhodnocení všech uvedených informací je zřejmé, že původní předpoklad, který přisuzoval k danému řádu nižší třídu 1, 2 nebyl milný.

5.3.3 Koncové měrky sekundárního řádu č. 4

Koncové měrky od výrobce Somet

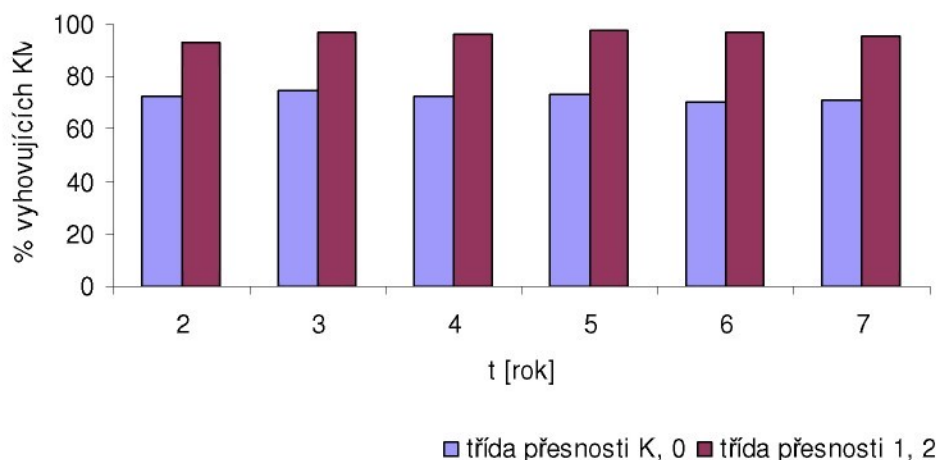
Přehledným způsobem lze opět porovnat množství splňujících hodnot výrobce Somet pro vyhodnocení dodržení rozměrové stability dle ČSN EN ISO 3650 z tabulky 43 a grafu na obr. 42. Z uvedené tabulky i grafu je na první pohled hned zřejmé, že třídu přesnosti K, 0 nesplňuje 30% hodnot. Dané zjištění, lze dle výše uvedené metodiky hodnotit jako nevyhovující pro daný interval.

Toto vyhodnocení bylo spíše informativní a mělo ilustrovat původní předpoklad, že s nižším sekundárním řádem bude největší dovolená změna délky koncových měrek za rok stanovena větším intervalem, tj. intervalem $\pm(0,05 \mu\text{m} + 0,5 \cdot 10^{-6} \cdot l_n)$, který je dán pro třídu 1, 2.

výrobce Somet						
rok	2	3	4	5	6	7
třída K, 0	72,33%	74,51%	72,17%	73,54%	70,15%	71,15%
třída 1, 2	93,38%	96,79%	96,32%	97,86%	96,58%	95,48%

Tab. 43. Výrobce Somet, % vyhovujících KM dle třídy přesnosti

Déle z výsledků vyplývá, že pro třídu 1, 2 vychází průměrná hodnota počtu vyhovujících KM 96%, což je příznivý výsledek, informující o splnění dané tolerance největší dovolené změny délky KM za rok i pro nižší řády. Nejnižší hodnota byla vypočítána u prvního sledovaného intervalu a vykazovala hodnotu 93,38%.



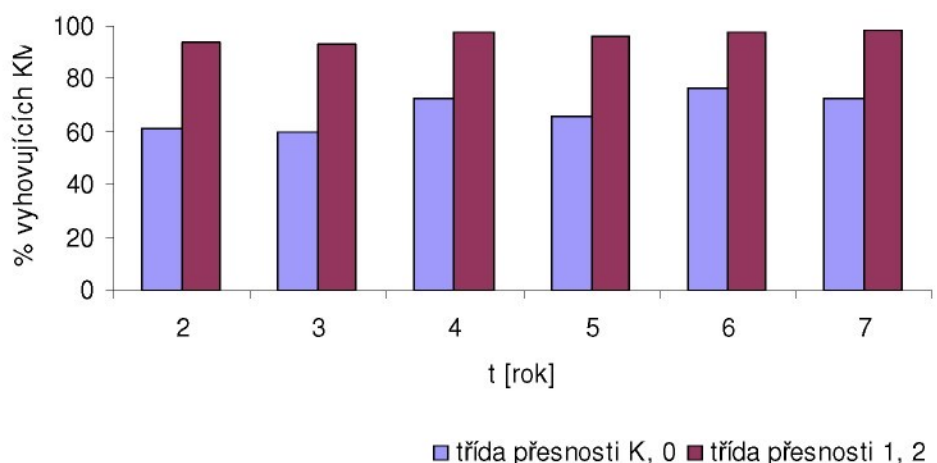
Obr. 42. Výrobce KM Somet – největší dovolená změna délky za rok dle třídy přesnosti, sekundární řád č. 4

Koncové měřky od výrobce Zeiss

Výrobce Zeiss pro daný sekundární řád č. 4 vykazoval také, že hodnoty třídy přesnosti K, 0, příliš nesplňují počtem vyhovujících hodnot jak je patrné z tab. 44. Procento nevyhovujících bylo více jak 30%. Opět je nutné uvést, že dané údaje pro třídu K, 0 jsou pouze informativní a mají poukázat na potvrzení původního předpokladu.

výrobce Zeiss						
rok	2	3	4	5	6	7
třída K, 0	61,63%	59,76%	72,52%	65,91%	76,70%	72,37%
třída 1, 2	93,92%	93,55%	97,39%	96,00%	98,09%	98,50%

Tab. 44. Výrobce Zeiss, % vyhovujících KM dle třídy přesnosti



Obr. 43. Výrobce KM Zeiss – největší dovolená změna délky za rok dle třídy přesnosti, sekundární řád č. 4

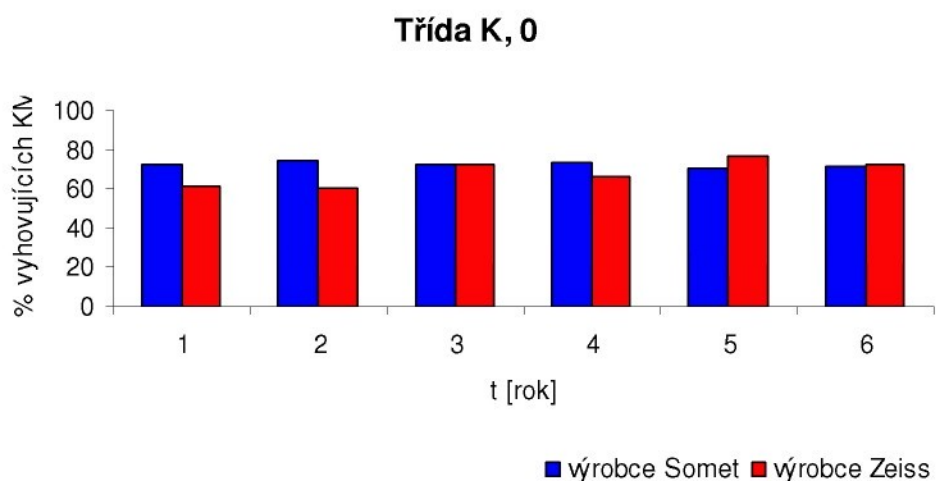
U vyhodnocení třídy 1, 2 je opět na první pohled zřejmé, že bylo dosaženo slibného výsledku. Procento vyhovujících hodnot se drželo v průměru kolem hodnoty

96%. Tato hodnota odpovídá také hodnotě dosažené u výrobce Zeiss v sekundárním řádu č. 4.

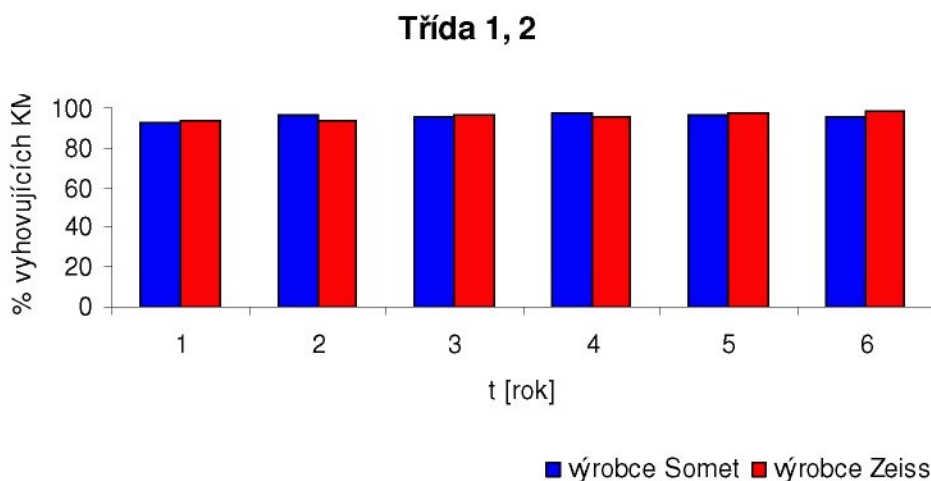
Vyhodnocení sekundárního řádu č. 4

Z celkových dosažených výsledků jež shrnují tabulky 42 , 43 a níže uvedené výsledné obrázky obr. 44 pro třídu K, 0 a obr. 45 pro třídu 1, 2 zřetelně vyplývá, že % vyhovujících hodnot pro třídu K, 0 bylo jednoznačně menší než % vyhovujících hodnot pro třídu 1, 2.

Jak již bylo uvedeno výše, cílem vyhodnocení řady 2 bylo zjistit zda KM od příslušných sledovaných výrobců splňují předepsanou dovolenou změnu délky KM za rok.



Obr. 44. Výrobci KM – největší dovolená změna délky za rok pro třídu přesnosti K, 0, sekundární řád č. 4



Obr. 45. Výrobci KM – největší dovolená změna délky za rok pro třídu přesnosti 1, 2, sekundární řád č. 4

Pro dané vyhodnocení sekundárního řádu č. 4, bylo prokázáno, že daní výrobci splnili ve větší míře pro třídu 1, 2, v mnohem menší míře pro třídu K, 0, avšak zároveň byl potvrzen původní předpoklad, který přisuzoval k danému řádu č. 4 nižší třídu 1, 2.

Další část vyhodnocování řady 3 byla zaměřena na vyšetření dané problematiky z hlediska porovnání jednotlivých sekundárních řádů tzn. do jaké míry splňují KM od vybraných výrobců z hlediska sekundárních řádů nejvyšší dovolenou změnu délky za rok mezi dvěma kalibracemi dle ČSN EN ISO 3650.

K vyhodnocování byly vybráni dva výrobci KM Somet a Zeiss, kteří se plně prezentovali ve všech sledovaných sekundárních řádech.

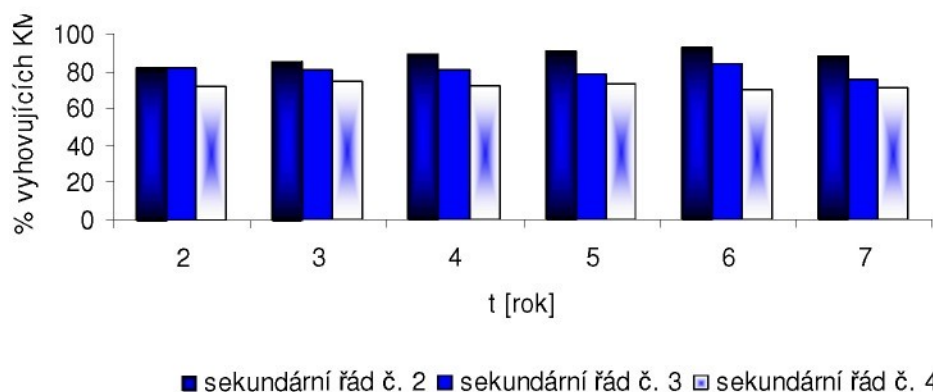
Celkové vyhodnocení jednotlivých sekundárních řádů

Ze souhrnné tabulky 45 vypočtených hodnot pro třídu K, 0 a uvedeného obrázku 46 pro výrobce Somet je patrné, že nejvyšší dovolenou změnu driftu za rok dle ČSN pro třídu K, 0 nejlépe splňují KM sekundárního řádu č. 2. S nižším řádem dochází k poklesu počtu vyhovujících hodnot driftu z hlediska normy. Porovnáme – li dosažené výsledné hodnoty pro třídu 1, 2 graficky zobrazené na obr. 47 je na první pohled zřejmé, že danou třídu ve velké míře všechny řády.

výrobce Somet						
třída K, 0						
rok	2	3	4	5	6	7
sekundární řád č. 2	81,78%	85,30%	89,72%	89,96%	92,09%	88,22%
sekundární řád č. 3	81,97%	80,49%	80,16%	78,85%	83,93%	75,08%
sekundární řád č. 4	72,33%	74,51%	72,17%	73,54%	70,15%	71,15%
třída 1, 2						
rok	2	3	4	5	6	7
sekundární řád č. 2	98,44%	98,44%	98,93%	99,79%	99,79%	99,18%
sekundární řád č. 3	97,54%	98,03%	97,70%	97,87%	98,85%	97,21%
sekundární řád č. 4	93,92%	93,55%	97,39%	96,00%	98,09%	98,50%

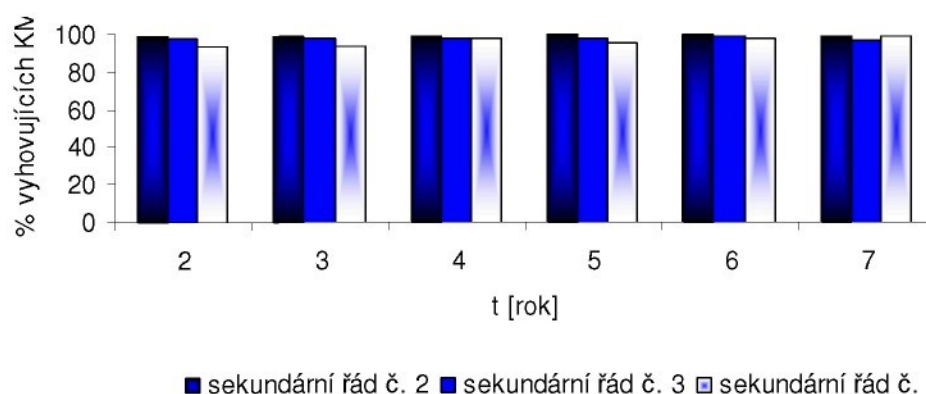
Tab. 45. Výrobce Somet, % vyhovujících KM pro třídy přesnosti z hlediska sekundárních řádů

Třída K, 0 - výrobce Somet



Obr. 46. Výrobce KM Somet – největší dovolená změna délky za rok pro třídu přesnosti K, 0, sekundární řád č. 2, 3, 4

Třída 1, 2 - výrobce Somet



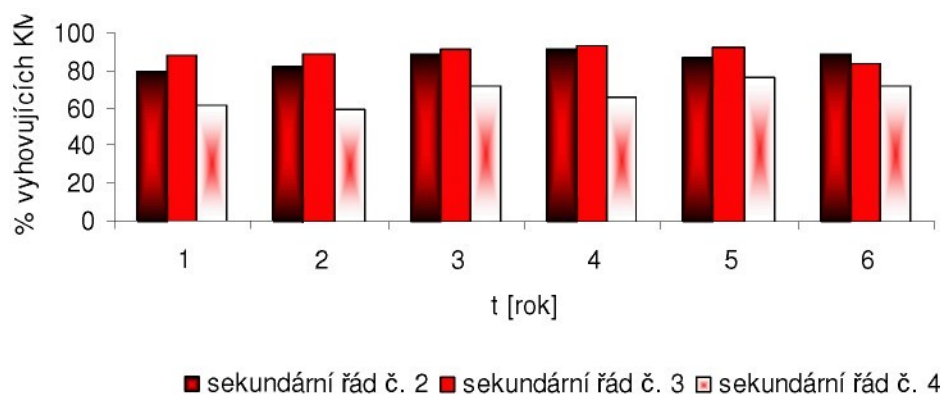
Obr. 47. Výrobce KM Somet – největší dovolená změna délky za rok pro třídu přesnosti 1, 2, sekundární řád č. 2, 3, 4

Velmi zajímavě se jeví výsledné porovnání vycházející ze souhrnné tabulky 46 vypočtených hodnot pro třídu K, 0 a uvedeného obrázku 48 pro výrobce Zeiss. Z tohoto obrázku je dobře patrné, že nejvyšší dovolenou změnu driftu za rok dle ČSN pro třídu K, 0 nejlépe splňují KM sekundárního řádu č. 3, a ne řádu č. 2 jak se původně předpokládalo. Zjištěnou skutečnost si lze pravděpodobně vysvětlit tím, že pro nižší řády jsou používány kvalitnější KM z hlediska rozměrové stálosti, které by odpovídaly spíše vyššímu řádu.

výrobce Zeiss						
třída K, 0						
rok	2	3	4	5	6	7
sekundární řád č. 2	79,90%	82,37%	88,96%	91,20%	87,48%	89,29%
sekundární řád č. 3	88,05%	89,33%	91,41%	93,43%	92,76%	83,72%
sekundární řád č. 4	61,63%	59,76%	72,52%	65,91%	76,70%	72,37%
třída 1, 2						
rok	2	3	4	5	6	7
sekundární řád č. 2	99,18%	97,86%	99,84%	99,66%	99,34%	100%
sekundární řád č. 3	99,45%	99,84%	99,66%	99,84%	99,84%	98,19%
sekundární řád č. 4	93,92%	93,55%	97,39%	96,00%	98,09%	98,50%

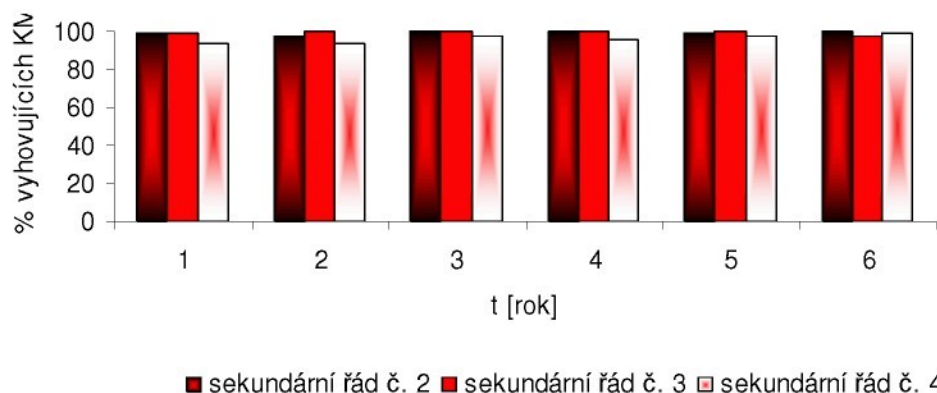
Tab. 46. Výrobce Zeiss, % vyhovujících KM pro třídy přesnosti z hlediska sekundárních řádů

Třída K, 0 - výrobce Zeiss



Obr. 48. Výrobce KM Zeiss – největší dovolená změna délky za rok pro třídu přesnosti K, 0, sekundární řád č. 2, 3, 4

Třída 1, 2 - výrobce Zeiss



Obr. 49. Výrobce KM Zeiss – největší dovolená změna délky za rok pro třídu přesnosti 1, 2, sekundární řád č. 2, 3, 4

Porovnáme – li dosažené výsledné hodnoty pro třídu 1, 2 výrobce Zeiss graficky zobrazené na obr. 49 je na první pohled zřejmé, že danou třídu ve velké míře všechny řády.

5.4 Vliv času na hodnotu driftu koncových měrek

Při vyhodnocení řady 2 byl zkoumán vliv času t na velikost driftu. Snahou bylo vysledovat, jak se chová drift pro zaznamenávaný časový interval u jednotlivých výrobců, prezentujících se sadami obsahujícími více jak 50 naměřených hodnot, mezi výrobcí daného sekundárního řádu a mezi jednotlivými řády.

Výchozím předpokladem bylo, že mezi sledovanými proměnnými bude závislost a že s časem bude docházet k poklesu hodnoty driftu.

Výpočty a vyhodnocení byly realizovány dle výše uvedené metodiky.

5.4.1 Koncové měrky sekundárního řádu č. 2

Koncové měrky od výrobce Mahr

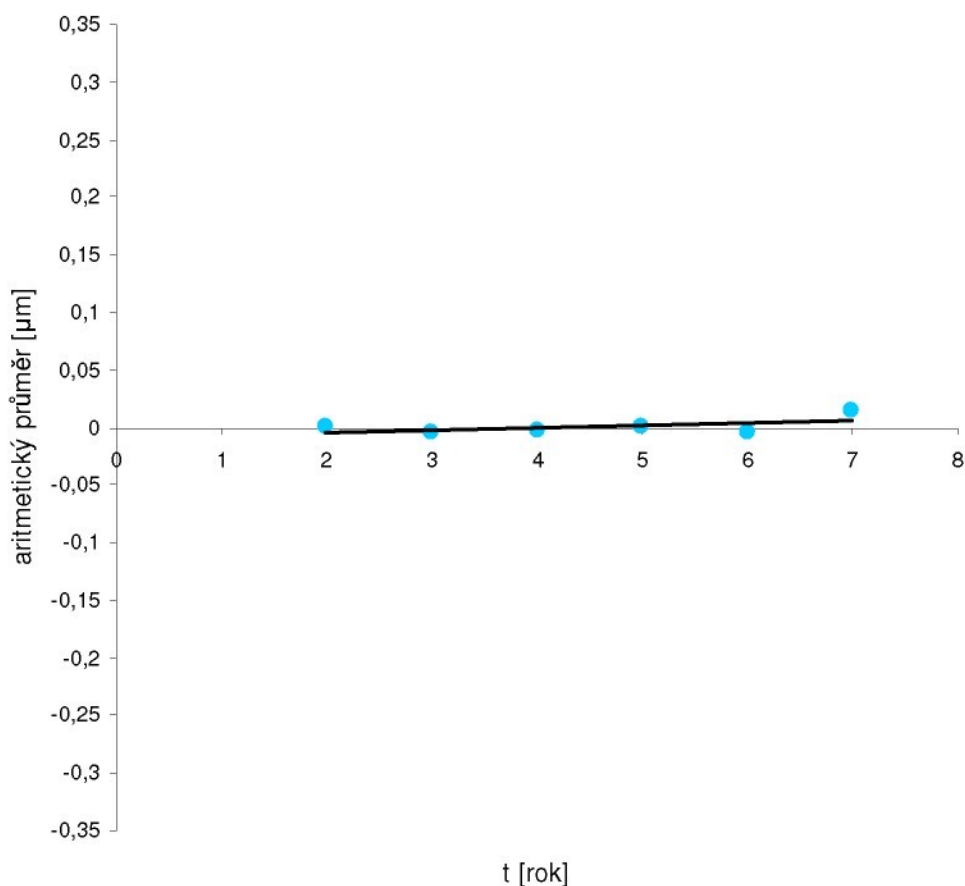
Výrobce KM Mahr byl reprezentován pouze dvěma sadami. Sady byly prověřeny pomocí t – testu, zda je parametr b_1 , který je směrnici přímky a udává její sklon, statisticky významný ke zkoumání. K posouzení statistické významnosti daného vlivu bylo použito výsledných P – hodnoty z provedeného testu. Výsledkem bylo, že t – test neprokázal statistickou významnost daného parametru b_1 při zvolené hladině významnosti $\alpha = 0,05$, tj. s 95% jistotou pravděpodobnosti, jelikož výsledná P – hodnota 0,275 je větší jak zvolená hladina významnosti $\alpha = 0,05$.

výrobce KM: Mahr					
rok					
2	3	4	5	6	7
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
0,001	-0,004	-0,002	0,0002	-0,005	0,014
počet měření					
244	244	122	122	122	122

Tab. 47. Výrobce Mahr – hodnoty driftu pro posouzení závislosti na čase

Graf M – t ukazuje vztah mezi průměrnou hodnotou driftu a časem. Prokazuje výše uvedené vyhodnocení, že regresní přímka má nulovou směrnici a závislá proměnná udávající hodnotu driftu nabývá stále stejné hodnoty bez ohledu na hodnoty nezávisle proměnné udávající čas. Pro grafické znázornění sledované závislosti byly použity hodnoty uvedené v tab. 47.

Graf M - t, sekundární řád č. 2



Obr. 50. Výrobce KM Mahr, graf M – t pro sekundární řád č. 2

Koncové měřky od výrobce Somet

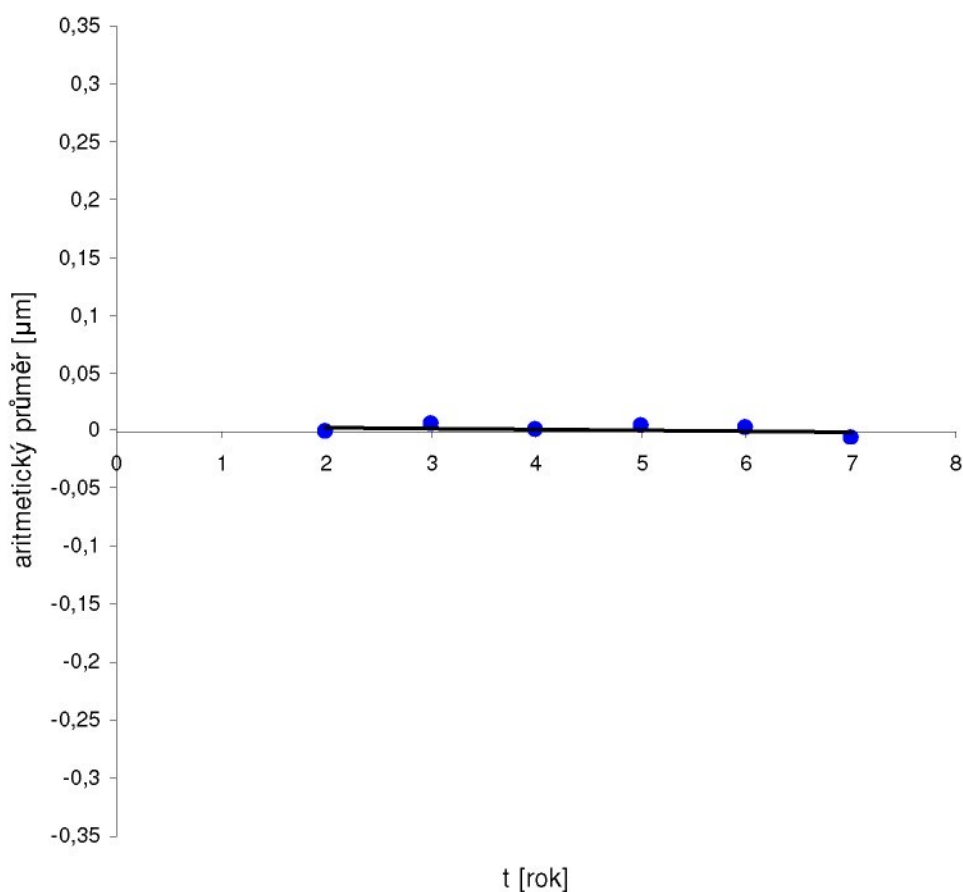
Testem hypotézy o nulovém regresním koeficientu byla testována významnost vztahu mezi driftem a časem. Hypotéza $H_0: b_1 = 0$ vyjadřovala, že proměnná x – čas neovlivňuje y – drift. Alternativní hypotézou bylo $H_A: b_1 \neq 0$.

Na základě minimální hladiny významnosti $\alpha = 0,05$ z výstupu procedury pro regresní analýzu nebyla zamítnuta hypotéza H_0 . Znamená to, že nebyla prokázána statisticky významná závislost y na x , tedy hodnoty driftu na čase.

výrobce KM: Somet					
rok					
2	3	4	5	6	7
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
-0,001	0,006	0,001	0,004	0,002	-0,005
počet měření					
469	469	486	487	487	365

Tab. 48. Výrobce Somet – hodnoty driftu pro posouzení závislosti na čase

Graf S - t, sekundární řád č. 2



Obr. 51. Výrobce KM Somet, graf S – t pro sekundární řád č. 2

Grafické zobrazení studovaného vztahu spolu s tvarem regresní přímky je znázorněn na obr. 51 pomocí grafu $S - t$. Vstupními hodnotami pro grafické znázornění byly data uvedená v tab. 48, která vycházela z celkového statistického vyhodnocení daného výrobce ve výše uvedené metodice.

Opět byl také graficky prokázán výsledek statistického testu o nezávislosti zkoumaných hodnot. Z grafu $S - t$ je na první pohled zřejmý nulový sklon regresní přímky tudíž i její směrnice udávající průběh zjištěné nezávislosti.

Koncové měřky od výrobce Zeiss

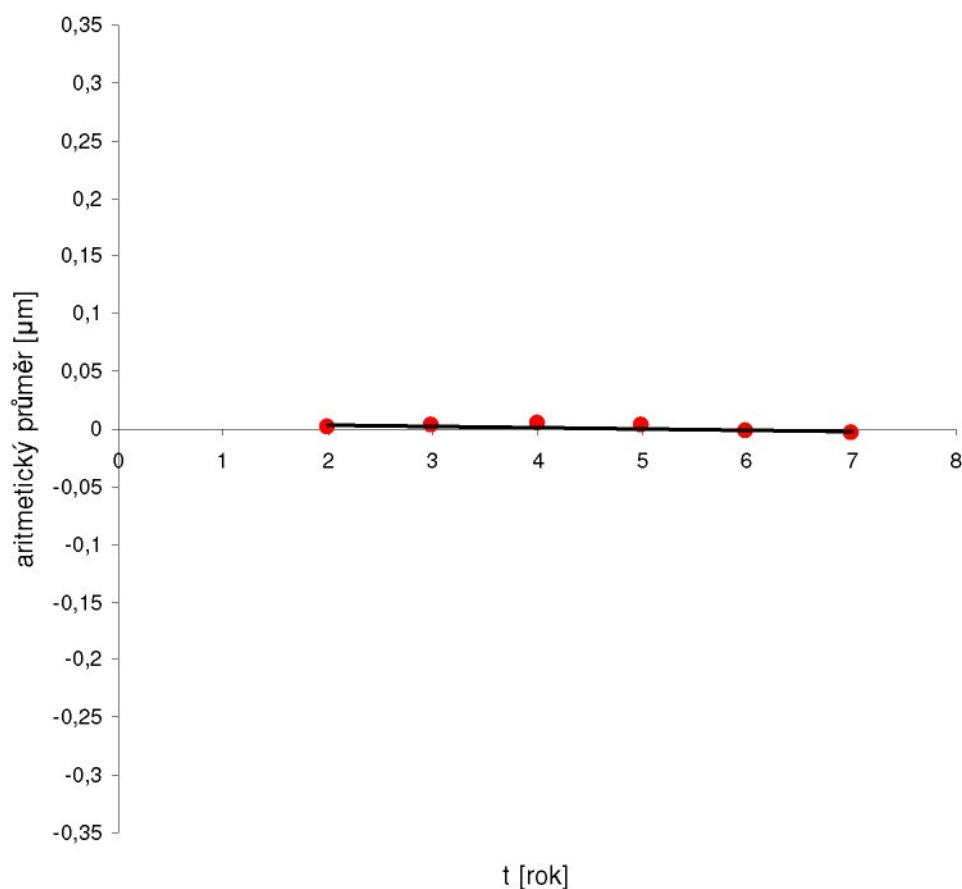
Otázkou daného vyhodnocení je zda regresní koeficient b_1 udávající o kolik se změní drift při změně času o jednotku se průkazně liší od nuly, zda existuje statistická závislost mezi hodnotou driftu a časem. Numerickým výpočtem pomocí t -testu nebyla prokázána alternativní hypotéza, že regresní koeficient je odlišný od nuly, tzn. že mezi zkoumanými vlivy je závislost. Vyhodnocení vyplývá z velikosti P – hodnoty 0,191 t – testu, která je větší než zvolená hladina 0,05.

Graf $Z - t$ na obr. 52 vyjadřuje lineární regresi sledovaných proměnných se zobrazeným přímkovým modelem a dokládá výsledek t – testu. Pro zobrazení daného modelu byly využity data uvedená v tab. 49. Z grafu je zřejmé, že regresní přímka má nulový sklon, který lze posoudit oproti ose x udávající hodnoty času. Zjištěný nulový sklon již vypovídá o vzájemné nezávislosti driftu a času.

výrobce KM: Zeiss					
rok					
2	3	4	5	6	7
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
0,001	0,003	0,005	0,004	-0,002	-0,004
počet měření					
607	607	607	591	607	607

Tab. 49. Výrobce Zeiss – hodnoty driftu pro posouzení závislosti na čase

Graf Z - t, sekundární řád č. 2



Obr. 52. Výrobce KM Zeiss, graf Z – t pro sekundární řád č. 2

5.4.2 Koncové měřky sekundárního řádu č. 3

Koncové měřky od výrobce Mitutoyo

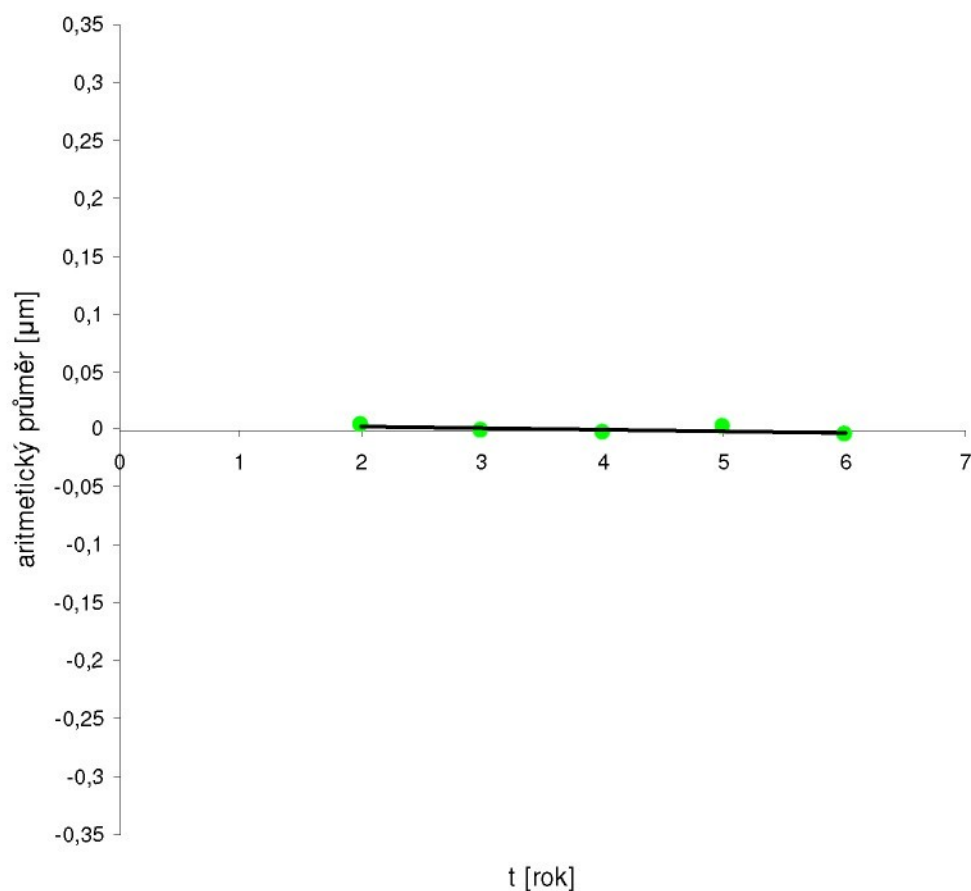
Testem hypotézy o nulovém regresním koeficientu byla testována významnost vztahu mezi zkoumaným driftem a časem. Dle provedeného t – testu byla zjištěna P – hodnota, odpovídající hodnotě testové statistiky při testu nulové hypotézy proti alternativní 0,283. Uvedená hodnota není menší než předem zvolená hladina významnosti $\alpha = 0,05$ proto se nepodařilo na zvolené hladině α prokázat závislost mezi zkoumanými parametry.

Z obrázku 53 graficky znázorněného pomocí grafu $M_i - t$ je opět dobře patrný nulový sklon regresní přímky což vystihuje výše uvedené zjištění dané nezávislosti zkoumaných vlivů. Hodnoty vynesené do grafu pocházely z tab. 50.

výrobce KM: Mitutoyo					
rok					
2	3	4	5	6	7
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
0,004	-0,001	-0,002	0,003	-0,005	
počet měření					
209	209	209	87	87	

Tab. 50. Výrobce Mitutoyo – hodnoty driftu pro posouzení závislosti na čase

Graf $M_i - t$, sekundární řád č. 3



Obr. 53. Výrobce KM Mitutoyo, graf $M_i - t$ pro sekundární řád č. 3

Koncové měřky od výrobce Somet

Jak plyne z výše uvedené metodiky vyhodnocení regresní koeficient (směrnice), tangens úhlu, který svírá regresní přímka s osou x , vyjadřuje o kolik se v průměru změní závislá proměnná, jestliže se nezávisle proměnná změní o jednu svoji jednotku. K vyhodnocení uvedené závislosti u výrobce Somet, byl využit daný t – test, jehož výsledkem bylo zjištění neprokázání statistické významnosti závislosti hodnoty driftu na čase s jistou pravděpodobností 95%.

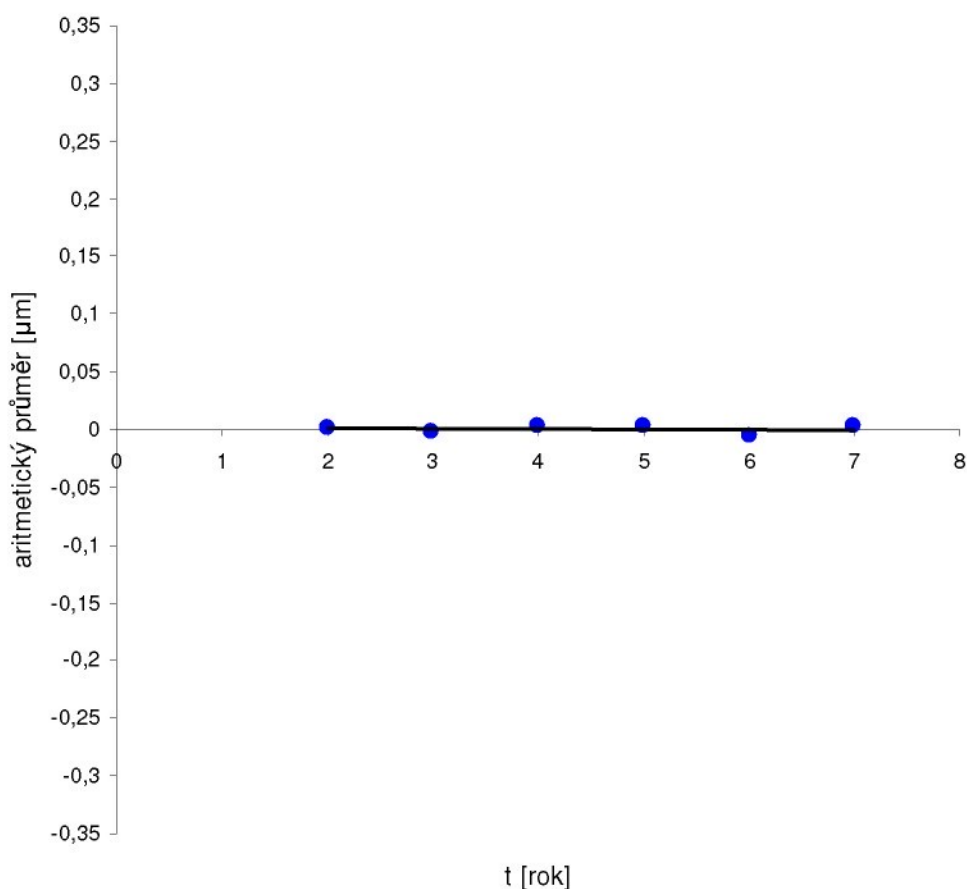
O zjištěné nezávislosti také vypovídá uvedený graf $S - t$ na obrázku 54, kde je

opět sklon regresní přímky nulový. Hodnoty driftu vynesené do grafu vycházely z tab. 51.

výrobce KM: Somet					
rok					
2	3	4	5	6	7
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
0,001	-0,001	0,003	0,004	-0,006	0,003
počet měření					
610	610	610	610	610	610

Tab. 51. Výrobce Somet – hodnoty driftu pro posouzení závislosti na čase

Graf S - t, sekundární řád č. 3



Obr. 54. Výrobce KM Somet, graf S – t pro sekundární řád č. 3

Koncové měřky od výrobce TESA

Výrobce KM TESA byl reprezentován také dvěma sadami stejně jako výrobce Mitutoyo. Numerickým výpočtem pomocí t – testu dle výše uvedené metodiky nebylo prokázáno, že regresní koeficient je odlišný od nuly, tzn. že mezi zkoumanými vlivy je závislost. Výsledné vyhodnocení zkoumané závislosti plyne z velikosti P – hodnoty

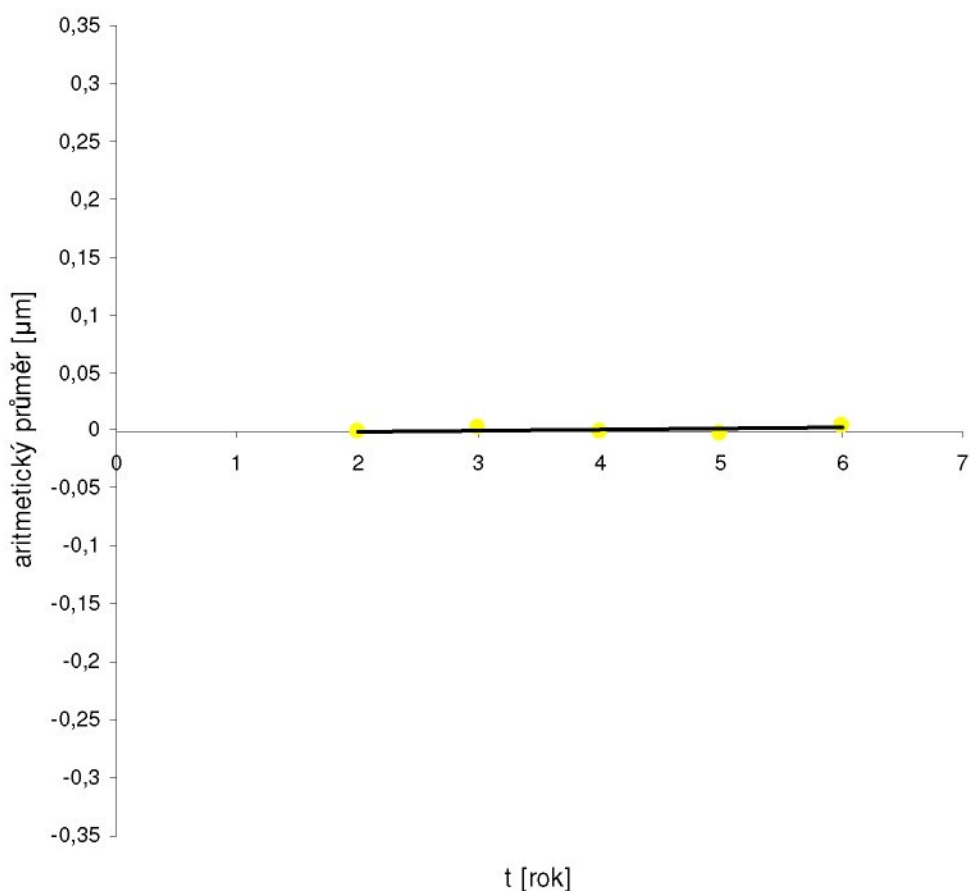
0,924 t – testu, která je větší než zvolená hladina významnosti $\alpha = 0,05$.

výrobce KM: TESA					
rok					
2	3	4	5	6	7
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
-0,001	0,002	-0,001	-0,002	0,005	
počet měření					
244	244	244	244	244	

Tab. 52. Výrobce TESA – hodnoty driftu pro posouzení závislosti na čase

O daném zjištění, že proměnné nejsou závislé vypovídá také obr. 55 ve formě T – t grafu, jehož vstupní hodnoty shrnuje tabulka 52. Graf znázorňuje nulový sklon regresní přímky, jež je na první pohled zřejmý při porovnání s osou x, který potvrzuje vyhodnocení t – testu.

Graf T - t, sekundární řád č. 3



Obr. 55. Výrobce KM TESA, graf T – t pro sekundární řád č. 3

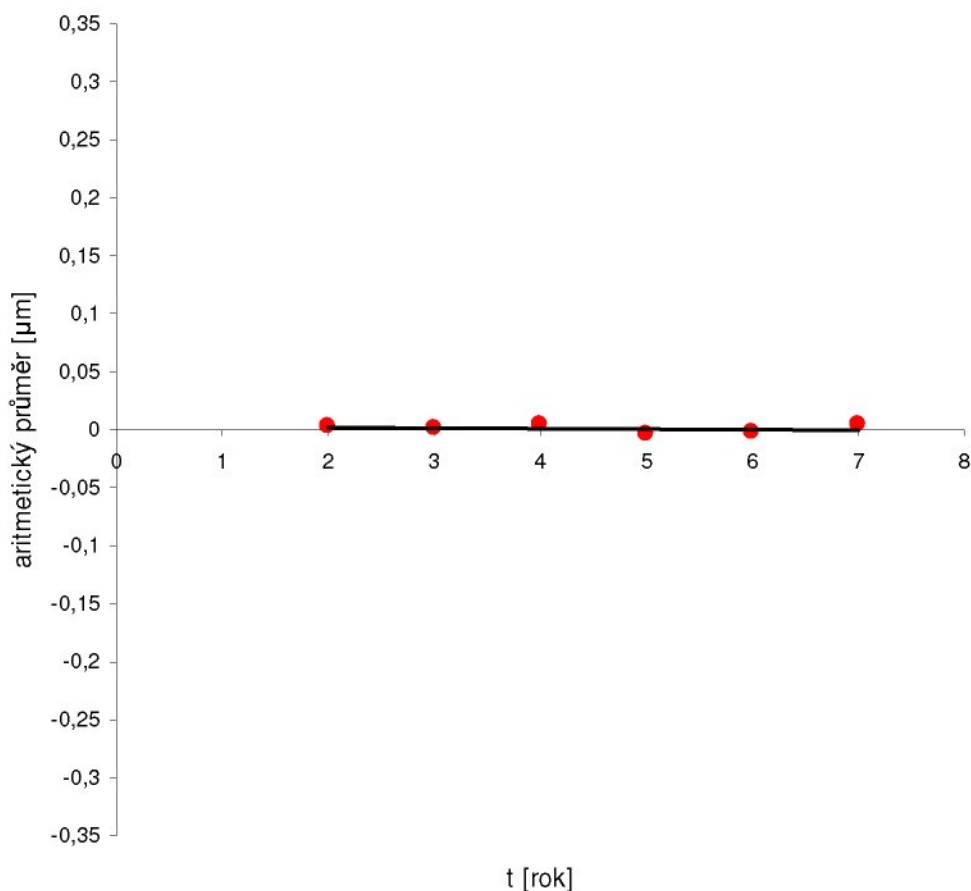
Koncové měrky od výrobce Zeiss

Na základě minimální hladiny významnosti $\alpha = 0,05$ z výstupu statistické procedury vyhodnocované prostřednictvím t – testu pro regresní analýzu nebyla zamítnuta hypotéza H_0 , jež předpokládala, že mezi proměnnými nebude prokázána závislost. P – hodnota, která byla stanovená ve výše uvedené metodice vyhodnocování jako nejnižší možná hladina významnosti určená na základě hodnoty testového kritéria, při které lze ještě zamítnout nulovou hypotézu byla 0,753. Tato hodnota byla vyšší jak hladina významnosti 0,05.

výrobce KM: Zeiss					
rok					
2	3	4	5	6	7
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
0,003	0,001	0,006	-0,003	-0,002	0,005
počet měření					
544	609	594	609	608	608

Tab. 53. Výrobce Zeiss – hodnoty driftu pro posouzení závislosti na čase

Graf $Z - t$, sekundární řád č. 3



Obr. 56. Výrobce KM Zeiss, graf $Z - t$ pro sekundární řád č. 3

Grafické vystihnutí zjištěné nezávislosti a příslušná regresní přímka je zobrazena na obr. 56 ve formě $Z - t$ grafu na kterém je dobře patrný nulový sklon přímky. Vstupní data pro grafické zobrazení shrnuje tab. 53.

5.4.3 Koncové měřky sekundárního řádu č. 4

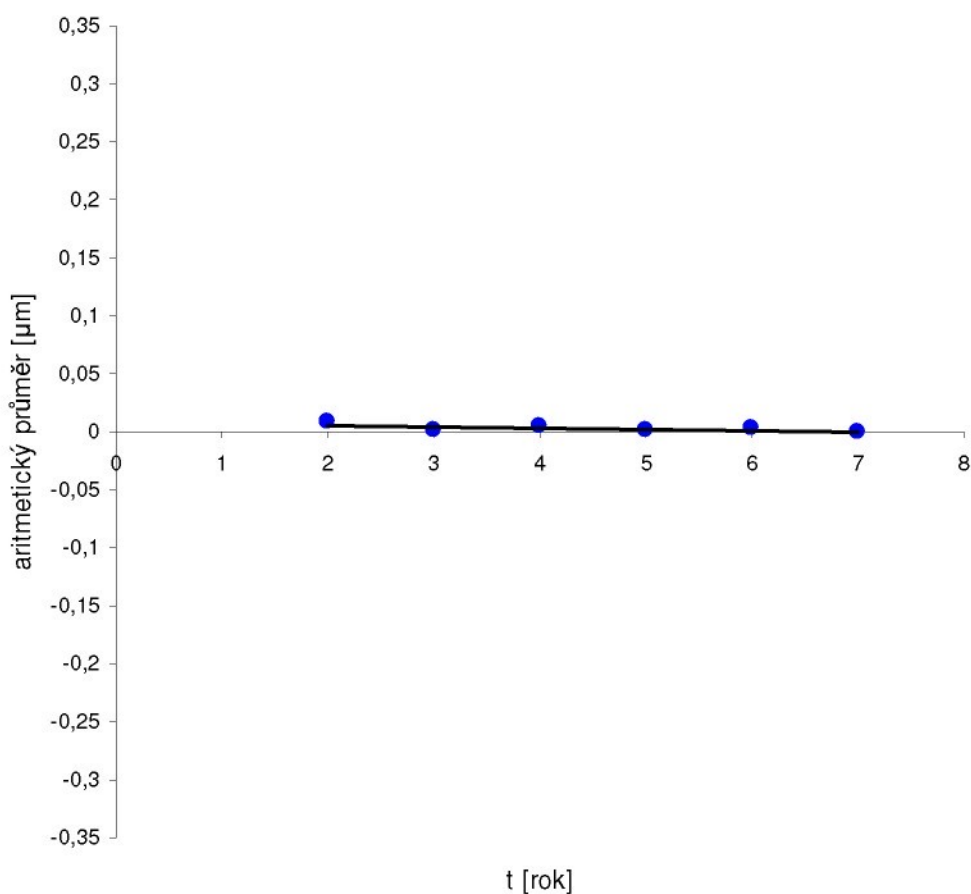
Koncové měřky od výrobce Somet

Regresní koeficient byl dle statistického $t -$ testu vypočten nulový.

výrobce KM: Somet					
rok					
2	3	4	5	6	7
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
0,008	0,001	0,005	0,001	0,003	0,001
počet měření					
468	468	462	468	468	465

Tab. 54. Výrobce Somet – hodnoty driftu pro posouzení závislosti na čase

Graf S - t, sekundární řád č. 4



Obr. 57. Výrobce KM Somet, graf $S - t$ pro sekundární řád č. 4

Z daného vyhodnocení následně vyplývá, že regresní přímka má nulovou směrnici a závislá proměnná vyjadřující hodnoty driftu nabývá stále stejné hodnoty bez ohledu na sledované roky.

Graf S – t na obrázku 57 prokazuje výše uvedené vyhodnocení. Pro grafické zobrazení byly použity hodnoty uvedené v tab. 54.

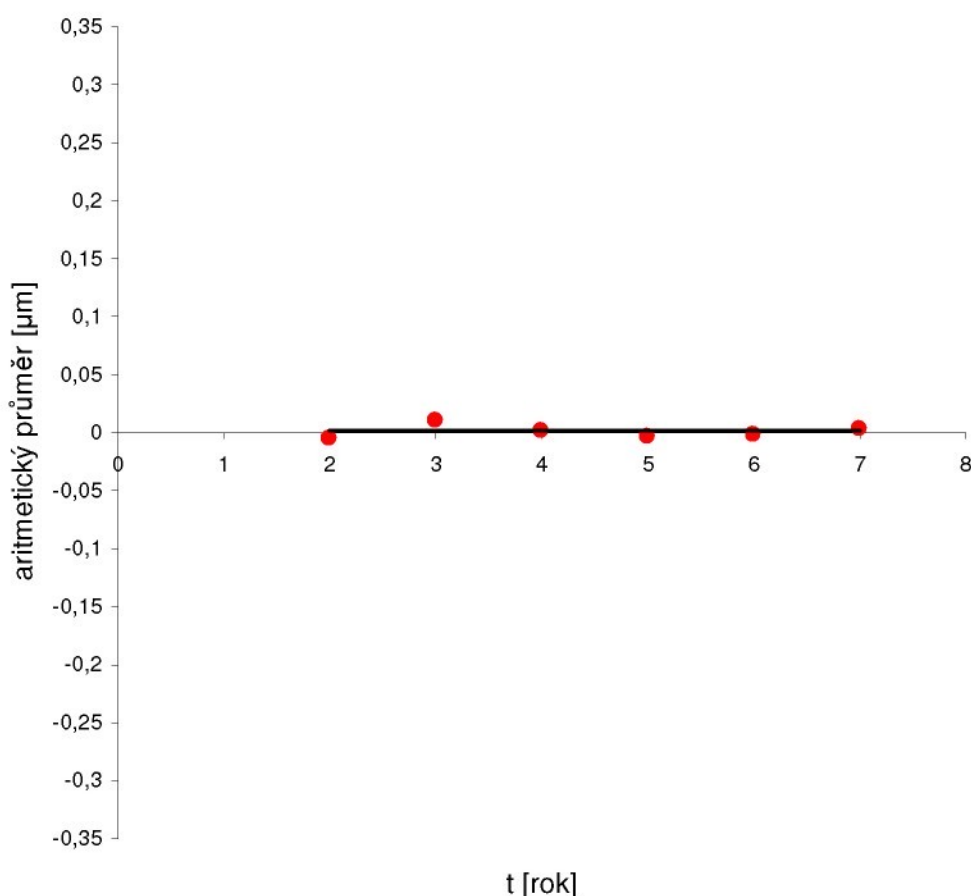
Koncové měřky od výrobce Zeiss

Numerickým výpočtem opět prostřednictvím t – testu nebylo prokázáno že mezi zkoumanými vlivy je závislost.

výrobce KM: Zeiss					
rok					
2	3	4	5	6	7
hodnota aritmetického průměru driftu $\bar{x}$ [μm]					
-0,005	0,011	0,002	-0,003	-0,001	0,003
počet měření					
576	575	574	575	575	333

Tab. 55. Výrobce Zeiss – hodnoty driftu pro posouzení závislosti na čase

Graf Z - t, sekundární řád č. 4



Obr. 58. Výrobce KM Zeiss, graf Z – t pro sekundární řád č. 4

Vyhodnocení vyplývá z velikosti P – hodnoty 0,963 t – testu, která je větší než zvolená hladina významnosti 0,05. Doložení daného vyhodnocení předkládá obr. 58 ve formě $Z - t$ grafu, kde přímkou opisuje nulový sklon osy x v daném grafu. Pro grafické zobrazení byla použita data uvedená v tab. 55.

Jak už bylo uvedeno, otázkou daného vyhodnocení je zda regresní koeficient b_1 udávající o kolik se změní drift při změně času o jednotku se průkazně liší od nuly, zda existuje statistická závislost mezi hodnotou driftu a časem. Původním předpokladem bylo, že s časem bude docházet ke změnám hodnot driftu KM. Z provedeného rozsáhlého vyhodnocení však bylo zjištěno, že čas nemá vliv na velikost hodnoty driftu.

V první fázi řešení práce bylo provedeno celkem pět vyhodnocení (řady 0, 1, 2, 3, 4), které by mohly lépe charakterizovat zkoumaný drift. Pro souhrnný přehled dosažených výsledků z jednotlivých provedených vyhodnocení mimo vyhodnocení řady 0 byla zpracována tab. 56.

Ze souhrnného přehledu výsledných hodnot je zřejmé, že při vyhodnocení řady 1, zaměřené na nalezení shody sad KM mezi sebou, nebyla prokázána shoda ani u jednoho výrobce KM v daném časovém pásmu. Jak již bylo uvedeno v příslušné kapitole zabývající se daným vyhodnocením, odůvodnění nenalezené shody lze hledat pravděpodobně v rozdílnosti technologického zpracování každé sady či způsobem zacházení se sadami KM. Výsledné zjištění dokládá také původní předpoklad odbornice v oboru metrologie ČMI OI v Liberci [4], se kterou byla konzultovaná daná problematika. Ta se domnívala, že nebude nalezena shoda vlivem výše uvedených vlivů. Daná domněnka byla také zvolena jako výchozí předpoklad pro vyhodnocování dané řady.

Vyhodnocení řady 2 bylo provedeno s cílem vyšetřit do jaké míry si navzájem odpovídají hodnoty driftu výrobců KM v daném časovém pásmu. Tento návrh vyhodnocování plynul z možnosti snadnějšího stanovování hodnoty driftu při výpočtu nejistoty měření, kterou se zabývá následující kapitola dané problematiky. Mezi soubory výsledných údajů sledovaných výrobců se nepodařilo najít uspokojivou shodu, pouze u jednoho případu jak je vidět z tab. 56, tj. Mitutoyo a Somet.

Zjišťování dodržení dovolené rozměrové stability za rok mezi dvěma po sobě jdoucími kalibracemi dle ČSN 3650 patřilo do vyhodnocování řady 3 (posuzovala se skutečná velikost hodnoty driftu vůči stanovené hodnotě dle ČSN). Vyhodnocením bylo zjištěno, že uspokojivé shody dle výchozích předpokladů bylo dosaženo pro oba intervaly stanovené ČSN 3650. Výchozím předpokladem bylo, že pro sekundární řád č. 2 bude odpovídat největší dovolená změna za rok kalibrační třídy K, 0 odpovídající intervalu uvedeného v tab. 1 kapitoly 3.2 a pro sekundární řady č. 3 a č. 4 bude odpovídat kalibrační třídě 1, 2. V celkovém hodnocení však % vyhovujících hodnot, stanovených hranicí nad 70%, pro kalibrační třídu K, 0, splnili

všichni výrobci prezentující se ve druhém a třetím sekundárním řádě. Potvrdil se tím i předpoklad, že pro sledovaný nejnižší řád bude daný interval již malý, jak je uvedeno výše v kapitole vyhodnocení řady 3.

Shrnutí výsledků				
sekundární řád č. 2				
výrobce	shoda sad	shoda mezi výrobci	rozměrová stabilita za rok - pro třídu K, 0 - pro třídu 1, 2	vliv času
Mahr	nebyla prokázána	M – S neprokázána	- byla splněna - byla splněna	nebyl prokázán
Somet	nebyla prokázána	S – Z neprokázána	- byla splněna - byla splněna	nebyl prokázán
Zeiss	nebyla prokázána	Z – M neprokázána	- byla splněna - byla splněna	nebyl prokázán
sekundární řád č. 3				
Mitutoyo	nebyla prokázána	Mi – S prokázána	- byla splněna - byla splněna	nebyl prokázán
Somet	nebyla prokázána	S – T neprokázána S – Z neprokázána	- byla splněna - byla splněna	nebyl prokázán
TESA	■ byla prokázána	T – Z neprokázána T – Mi neprokázána	- byla splněna - byla splněna	nebyl prokázán
Zeiss	nebyla prokázána	Z – Mi neprokázána	- byla splněna - byla splněna	nebyl prokázán
sekundární řád č. 4				
Somet	nebyla prokázána	S – Z neprokázána	- nebyla splněna - byla splněna	nebyl prokázán
Zeiss	nebyla prokázána		- nebyla splněna - byla splněna	nebyl prokázán
Poznámka: ■ Byly sledovány pouze dvě sady. Použité zkratky: M – výrobce Mahr, Mi – výrobce Mitutoyo, S – výrobce Somet, T – výrobce TESA, Z – výrobce Zeiss.				

Tab. 56. Souhrnná tabulka vyhodnocení řady 1, 2, 3, 4

Při vyhodnocení řady 4 zaměřených na zjištění závislosti velikosti driftu na čase bylo ve všech případech dosaženo neprokázání dané závislosti. Statisticky vypočtené hodnoty vykazovaly u všech výrobců KM nulovou závislost na čase.

Dané zjištění potvrdilo opět tvrzení z konzultací [Macháčková V., 2009], které mělo za to, že čas nebude mít vliv na drift, tzn. že nebudeme moci předpovídat výsledek driftu dopředu. Uvedené tvrzení však nebylo zvoleno jako výchozí předpoklad k danému vyhodnocování. Autorka zvolila předpoklad, že mezi sledovanými bude závislost a že s časem bude docházet k poklesu hodnoty driftu. Což nebylo prokázáno. Z vyhodnocení tedy plyne, že nelze dopředu odhadovat výsledek driftu, což v případě opačného výsledku mohlo být zajímavé z hlediska řešení stanovování rekalibračních intervalů (interval následného ověření měřidla).

Výše uvedená vyhodnocení byly navržena tak, aby vyhovovaly problematice a poskytly důležité informace o hodnotě driftu. Na základě těchto vyhodnocení bude v následující kapitole 5.5 aplikována do nejistoty měření vhodně zvolená hodnota driftu jako jeden z příspěvků, které mohou ovlivnit, tzn. způsobit nepřesné stanovení výsledné nejistoty měření.

5.5 Nejistota měření se zohledněním velikosti driftu

Do jaké míry ovlivňuje hodnota driftu etalonové KM výslednou rozšířenou nejistotu měření při kalibraci koncových měrek porovnávací metodou je zřejmé z tabulek a grafů, které shrnují výsledky vyhodnocení řady 5. Snahou bylo efektivně vyšetřit oblast možných případů výpočtu celkové nejistoty měření KM s aplikací nebo bez aplikace navržené velikosti driftu a jejího pravděpodobnostního rozdělení u jednotlivých výrobců KM v daných sekundárních řádech. Součástí daného vyhodnocení je porovnání možných případů výpočtu hodnoty celkové nejistoty měření.

Jak již bylo zmíněno výše, na ČMI OI Liberec je velikost vlivu driftu etalonové KM započítávána, ale jeho velikost i rozdělení pravděpodobnosti jsou pouze odhadovány s tím, že hodnota je předpokládána raději vyšší, aby byla vyšší jistota, že skutečná hodnota bude nižší nebo rovna odhadu s pravděpodobností 95%.

Pro následující vyhodnocení byly podstatné výsledky z vyhodnocení řady 0 a 4, že velikost driftu není závislá na velikosti koncové měrky a ani na čase, resp. roku kalibrace. Pro níže uvedené vyhodnocování to prakticky znamená, že je možné sloučit data daného výrobce v rámci daného sekundárního řádu a počítat s nimi vždy jako s jedním souborem hodnot. Uvedené sjednocení hodnot přispívá k výraznému zvýšení přesnosti statistického zkoumání dat.

Pro potřeby výpočtu nejistoty měření KM je důležitá velikost, nikoliv směr driftu (záporný, kladný), proto pro vyhodnocování dané řady 5 se pracuje s absolutními hodnotami velikostí driftů.

Současný způsob vyhodnocování nejistoty měření koncových měrek je popsán v kapitole 3. Jak již bylo uvedeno v úvodu, smyslem předložené práce je, zda jeden z dosud neprošetřených pouze přibližně odhadnutý příspěvek nejistoty měření

u koncových měrek – drift (vzorec 3.3 v kapitole 3) tvořící jeden ze zdrojů nejistoty měření má podstatný vliv na velikost celkové nejistoty měření U.

Hodnota driftu je v současné době určována ke konkrétním etalonovým sadám KM se kterými se nejvíce pracuje v ČMI OI v Liberci. Tyto etalonové sady jsou zastoupeny výrobci uvedenými v předložené práci, kteří se prezentují ve sledovaných řádech. U etalonové sady sekundárního řádu č. 2, používané pro kalibrace KM 3. řádu, je v současné době odhadnutá velikost driftu 0,03 μm . U etalonové sady sekundárního řádu č. 3, používané pro kalibrace KM 4. řádu, je odhadnutá velikost driftu 0,05 μm . U etalonové sady sekundárního řádu č. 4, používané pro kalibrace KM 5. řádu se pracuje s velikostí driftu 0,08 μm . Pro přehlednost jsou uvedené velikosti driftu shrnuty do tab. 57.

řád	sekundární řád č. 2	sekundární řád č. 3	sekundární řád č. 4
hodnota driftu [μm]	0,03	0,05	0,08

Tab. 57. Hodnoty driftu pro současný způsob výpočtu výsledné nejistoty měření

Způsob stanovení „současně“ využívaných hodnot driftu pro uvedené sekundární řády uvedené v tab. 57, vychází z techniky odhadu té „nejhorší“ situace (odchylka mezi maximální a minimální hodnotou). Vychází se zde ze zkušenosti a opírá se o skromné podkladové zpracování dat.

Nejistota driftu etalonové KM je počítána na základě rovnoměrného rozdělení ($k = \sqrt{3}$).

Pro dané vyhodnocení řady 5 bylo nejprve nutné provést statistické vyhodnocení o rozdělení pravděpodobnosti. Statistické vyhodnocování bylo provedeno dle výše uvedené metodiky pomocí MS Excel s využitím funkce – histogram, uvedené v nabídce analýza dat. Posuzovalo se grafické zobrazení – tvar křivky, ze kterého bylo odvozeno statistické rozdělení pravděpodobnosti driftu. Bylo zjištěno, že hodnota driftu δL_D , u všech výrobců KM v daných sekundárních řádech, odpovídá normálnímu rozdělení pravděpodobnosti. Zde vzniká první rozpor se současným způsobem výpočtu nejistoty, kde bylo předpokládáno rovnoměrné rozdělení pravděpodobnosti.

Byly určeny nové hodnoty driftu (zaokrouhlené na dvě desetinná místa, uvedeno v kapitole 5.4 „Vyhodnocování jednotlivých řad“) pro každého výrobce KM příslušného sekundárního řádu, které budou započítány do nejistot vyhodnocované způsobem B. Tyto hodnoty vycházely z množiny hodnot driftu sloučených dat ze všech sad i roků daného výrobce v rámci daného sekundárního řádu. Tyto hodnoty byly určeny tak, aby se s pravděpodobností minimálně 95% každá zjištěná hodnota driftu z celkového souboru dat výrobce KM se nacházela pod touto mezí nebo jí byla rovna. Pro zpřesnění navržených hodnot driftu (zaokrouhlení na čtyři desetinná místa) bylo využito regresní analýzy, pomocí níž byly stanoveny přesné hodnoty uvedené v tab. 58.

řád	sekundární řád č. 2	sekundární řád č. 3	sekundární řád č. 4
výrobce KM	hodnota driftu [μm]		
Mahr	0,0306		
Mitutoyo		0,0290	
Somet	0,0322	0,0409	0,0500
TESA		0,0317	
Zeiss	0,0307	0,0289	0,0489

Tab. 58. Nově navržené hodnoty driftu pro výpočet výsledné nejistoty měření

Při porovnání s tabulkou 57 uvedenou výše je na první pohled zřejmé, že u sekundárního řádu č. 2 byla nalezena shoda hodnot driftu. Pro řád č. 3 ani jedna z navrhovaných hodnot pro jednotlivé výrobce nedosahuje hodnoty 0,05. V tomto případě tedy dochází k mírnému nadhodnocení driftu aplikovaného do nejistoty měření v ČMI Ol v Liberci v daném řádě. Porovnáme – li navrhované hodnoty driftu pro sekundární řád č. 4 s hodnotou 0,08, která se používá v ČMI, je zřejmé, že došlo k silnému nadhodnocení driftu.

Při důkladném rozboru jednotlivých zdrojů nejistot uvedených v kapitole 3 „Kalibrace koncových měrek a stanovení nejistoty měření“, které tvoří kombinovanou standardní nejistotu KM je zřejmé, že převážná většina z nich není závislá na výrobci KM znamená to že, nelinearita komparátoru a nestředovost doteku jsou vlastnostmi měřicího přístroje, teplotní rozdíly závisí na době temperace a stálosti teploty v laboratoři, koeficient lineární teplotní roztažnosti uvádějí všichni sledovaní výrobci ocelových KM $11,5 \pm 1 \mu\text{m}/(\text{m}\cdot^\circ\text{C})$ a výběrová směrodatná odchylka pro stanovení nejistoty způsobem A závisí na náhodných vlivech, které vznikají během opakovaných měření. Z výše uvedeného plyne, že rozdíly velikostí vypočtených nejistot měření budou ovlivňovány systematicky pouze hodnotou driftu, jmenovitou délkou KM a náhodně hodnotou výběrové směrodatné odchylky naměřených hodnot za předpokladu, že měření budou prováděna za stejných podmínek. Pokud tedy budou zmiňované parametry stejné, tzn. hodnota jmenovité délky KM a hodnota výběrové směrodatné odchylky naměřených hodnot, rozdíly mezi nejistotami jsou způsobeny jen rozdíly v hodnotě standardní nejistoty driftu.

Tento předpoklad je velice důležitý pro objektivitu následného porovnání a vyhodnocení celkových nejistot měření vypočtených způsobem kdy hodnota driftu etalonu není uvažována, současným způsobem a nově navrženým způsobem.

V následujících tabulkách 59 a 61 jsou vypočteny výsledné rozšířené nejistoty měření při různých variantách hodnoty driftu dle uvedené metodiky vyhodnocování. Pro lepší přehlednost porovnání výsledných hodnot nejistoty měření byly vytvořeny tabulky 60 a 62 vyjadřující rozdíl výsledných hodnot nejistoty měření mezi jednotlivými způsoby v procentech. Vše je uvedeno nejdříve pro hodnotu KM 0,5 mm, poté pro hodnotu 100 mm.

rozšířená nejistota měření pro KM jmenovité délky 0,5 mm					
sekundární řád kalibrované KM	sekundární řád použitého etalonu KM	etalon KM (výrobce)	výsledná rozšířená nejistota měření U [μ m]		
			bez driftu	používaná hodnota driftu	navrhovaná hodnota driftu
3.	2.	Mahr	0,0522	0,0627	0,0606
		Somet	0,0522	0,0627	0,0614
		Zeiss	0,0522	0,0627	0,0606
4.	3.	Mitutoyo	0,1063	0,1210	0,1102
		Somet	0,1063	0,1210	0,1139
		TESA	0,1063	0,1210	0,1109
		Zeiss	0,1063	0,1210	0,1102
5.	4.	Somet	0,2042	0,2241	0,2102
		Zeiss	0,2042	0,2241	0,2099

Tab. 59. Rozšířená nejistota měření pro KM jmenovité délky 0,5 mm

Z výsledných údajů vyplývá, že při výpočtu nejistoty měření U, pro krátké KM reprezentované KM jmenovité délky 0,5 mm, bez zohlednění driftu se hodnota rozšířené nejistoty U měření liší od dalších dvou výpočtů se zohledněním hodnoty driftu. Z výsledných hodnot uvedených v tab. 59 je zřejmé že, příspěvek ve formě driftu nejvíce ovlivňuje výslednou rozšířenou nejistotu etalonových sad sekundárního řádu č. 2. Pro sekundární řády 3 a 4 nebylo již nalezeno výrazného navýšení výsledné hodnoty nejistoty měření.

Zajímavé je porovnání zjištěných výsledků rozšířené nejistoty měření se zohledněním driftu. Porovnáme – li údaje z tabulky 60, pak je zřejmé, že pokud zohledníme drift při výpočtu nejistoty měření KM nově navrhovanou hodnotou navýší se nejistota při použití etalonu 2. sekundárního řádu cca. o 17%, než kdyby nebyl drift zohledněn. Kdybychom využili používanou hodnotu driftu v ČMI Ol v Liberci je hodnota vyšší cca. o 20% než kdyby drift nebyl uvažován. Následně z výše uvedeného plyne, že nově navrhnutá hodnota cca. 3% upřesnila výslednou nejistotu měření oproti „současně“ používané hodnotě driftu v ČMI Ol v Liberci. Avšak mnohem zajímavější je porovnání rozšířené nejistoty KM se zohledněním driftu u sekundárního řádu č. 3 a 4. U řádu sekundárního řádu č. 3 došlo k navýšení výsledné nejistoty měření s nově navrhovanou hodnotou driftu pouze o cca. o 4 – 7%, kdežto s používanou hodnotou driftu cca. o 14% oproti tomu kdyby nebyl použit drift. U sekundárního řádu č. 4 u nově navrhované hodnoty driftu došlo k navýšení cca. o 3% celkové nejistoty měření, než kdyby nebyl drift zohledněn, kdežto u používané hodnoty driftu cca. o 10% oproti tomu kdyby nebyl použit drift.

vyjádření rozdílu ve výpočtu nejistoty měření jmenovité délky 0,5 mm v %					
sekundární řád kalibrované KM	sekundární řád použitého etalonu KM	etalon KM (výrobce)	výsledná rozšířená nejistota měření U [μm]		
			bez driftu	používaná hodnota driftu	navrhovaná hodnota driftu
3.	2.	Mahr	0,0%	+20,1%	+16,1%
		Somet	0,0%	+20,1%	+17,6%
		Zeiss	0,0%	+20,1%	+16,1%
4.	3.	Mitutoyo	0,0%	+13,8%	+3,7%
		Somet	0,0%	+13,8%	+7,1%
		TESA	0,0%	+13,8%	+4,3%
		Zeiss	0,0%	+13,8%	+3,7%
5.	4.	Somet	0,0%	+9,7%	+2,9%
		Zeiss	0,0%	+9,7%	+2,8%

Tab. 60. Vyjádření rozdílu ve výpočtu nejistoty měření v % pro KM jmenovité délky 0,5 mm

Ze souhrnné tabulky 61 vyplývá, že hodnota výsledné rozšířené nejistoty měření – kalibrace KM, pro delší KM reprezentované KM jmenovité délky 100 mm, bez zohlednění hodnoty driftu se odlišuje od dalších dvou výpočtů se zohledněním hodnoty driftu také pouze minimálně.

rozšířená nejistota měření pro KM jmenovité délky 100 mm					
sekundární řád kalibrované KM	sekundární řád použitého etalonu KM	etalon KM (výrobce)	výsledná rozšířená nejistota měření U [μm]		
			bez driftu	používaná hodnota driftu	navrhovaná hodnota driftu
3.	2.	Mahr	0,1097	0,1150	0,1139
		Somet	0,1097	0,1150	0,1143
		Zeiss	0,1097	0,1150	0,1139
4.	3.	Mitutoyo	0,2518	0,2583	0,2535
		Somet	0,2518	0,2583	0,2551
		TESA	0,2518	0,2583	0,2538
		Zeiss	0,2518	0,2583	0,2535
5.	4.	Somet	0,4284	0,4382	0,4313
		Zeiss	0,4284	0,4382	0,4311

Tab. 61. Rozšířená nejistota měření pro KM jmenovité délky 100 mm

Při porovnání zjištěných výsledků rozšířené nejistoty měření se zohledněním driftu je zřejmé, že hodnota výsledné rozšířené nejistoty nebyla příliš navýšena vůči nezapočítání driftu jak je zřejmé z tab. 62. Zohledníme – li drift při výpočtu nejistoty měření KM nově navrhovanou hodnotou navýší se nejistota u sekundárního řádu č.

2 cca. o 4%, než kdyby nebyl drift zohledněn. Totéž platí kdybychom využili používanou hodnotu driftu v ČMI Ol v Liberci. Opět mnohem zajímavější je porovnání rozšířené nejistoty KM se zohledněním driftu u sekundárního řádu č. 3 a 4.

U sekundárního řádu č. 3 došlo k navýšení výsledné nejistoty měření s nově navrhovanou hodnotou driftu pouze o cca. o 1%, kdežto s používanou hodnotou driftu cca. o 3% oproti tomu kdyby nebyl použit drift. U sekundárního řádu č. 4 u nově navrhované hodnoty driftu téměř nedošlo k navýšení výsledné nejistoty měření, kdežto u používané hodnoty driftu cca. o 2% oproti tomu kdyby nebyl použit drift.

vyjádření rozdílu ve výpočtu nejistoty měření jmenovité délky 100 mm v %					
sekundární řád kalibrované KM	sekundární řád použitého etalonu KM	etalon KM (výrobce)	výsledná rozšířená nejistota měření U [μm]		
			bez driftu	používaná hodnota driftu	navrhovaná hodnota driftu
3.	2.	Mahr	0,0	+4,8	+3,8
		Somet	0,0	+4,8	+4,2
		Zeiss	0,0	+4,8	+3,8
4.	3.	Mitutoyo	0,0	+2,6	+0,7
		Somet	0,0	+2,6	+1,3
		TESA	0,0	+2,6	+0,8
		Zeiss	0,0	+2,6	+0,7
5.	4.	Somet	0,0	+2,3	+0,7
		Zeiss	0,0	+2,3	+0,6

Tab. 62. Vyjádření rozdílu ve výpočtu nejistoty měření v % pro KM jmenovité délky 100 mm

Z provedeného vyhodnocení řady 5 plyne, že velikost nejistoty driftu etalonových KM může významně ovlivnit velikost výsledné nejistoty měření a nelze tento vliv zanedbávat. Potvrdilo se nadhodnocení velikosti příspěvku driftu u výpočtů rozšířené nejistoty měření U, které jsou prováděny současným způsobem, zejména při použití etalonů 3. a 4. řádu. Nejistota driftu etalonových KM nejvíce ovlivňuje velikost celkové rozšířené nejistoty při použití etalonu 2. sekundárního řádu a při kalibraci menších jmenovitých rozměrů KM. Z celkového vyhodnocení je mimo jiné zřejmé, že pro větší jmenovité rozměry KM není nejistota driftu etalonových KM tak výrazná oproti jiným nejistotám započítaných do standardní nejistoty KM vyhodnocované způsobem B.

6. Závěr

Předkládaná disertační práce vznikla jak již bylo v úvodu uvedeno na základě praktických potřeb ČMI. Vyhodnocování driftu koncových měrek z hlediska různých vlivů představuje prvotní řešení dané problematiky, kterým se dosud nikdo nezabýval v oboru metrologie. Cílem vyhodnocování bylo zprostředkovat poznatky jak o driftu, tak o jeho aplikaci v rámci výpočtu nejistoty měření.

6.1 Stručné shrnutí výsledků a další směry rozvoje

Podstatná část práce byla věnována analýze zkoumaného příspěvku k nejistotě měření – driftu, která ho umožnila lépe charakterizovat.

Při vyhodnocování zaměřeném na prozkoumání vlivu jednotlivých jmenovitých délek o rozsahu 0,5 – 100 mm na hodnotu driftu ve sledovaném časovém záznamu bylo ve všech případech zjištěno, že jmenovitá délka KM nemá významný vliv na hodnotu velikosti driftu u zkoumaných výrobců KM. Tento závěr byl velmi důležitý pro celkové zpracování koncepce předložené práce, jelikož prokázal, že jednotlivé KM uspořádané dle jmenovitých délek KM do sady lze zkoumat jako celek. Vyhodnocování řady 1 spočívalo v prozkoumání zda, jsou jednotlivé sady reprezentující daného výrobce KM mezi sebou z hlediska hodnoty driftu shodné či nikoliv. Mezi dosaženými výsledky byla prokázána shoda pouze u jednoho výrobce KM, u ostatních nebyla prokázána vůbec. Vysvětlení pro nenalezení shody mezi jednotlivými sadami lze hledat pravděpodobně v různorodosti technologického zpracování při výrobě jednotlivých KM pro danou sadu. Každá sada je tvořena z jednotlivých KM, které jsou vyrobeny za nestejných podmínek z hlediska času (jednotlivé KM dané sady nejsou vyráběny všechny najednou), použitého materiálu (struktura materiálu nemusí být zcela stabilní), technologie tepelného i mechanického zpracování. Zjištěná různorodost v hodnotách driftu může být také způsobena nekvalitním zacházením KM, či jejich uskladněním i tím, že s délkou používání měřidla se jeho parametry zhoršují. Zda si vzájemně odpovídají hodnoty driftu mezi jednotlivými sledovanými výrobci KM v daném časovém pásmu v rámci sekundárních řádů shrnuje vyhodnocení řady 2. Celkově nebyla nalezena příznivá shoda mezi výrobci KM z hlediska zkoumané hodnoty driftu, pouze u jednoho případu. Dané vyhodnocení prokázalo, že nelze použít jedinou hodnotu driftu jako příspěvek nejistoty do výpočtu celkové nejistoty měření, která by zohlednila všechny sledované výrobce KM. Vysvětlení pro nenalezení shody mezi jednotlivými výrobci KM lze opět hledat pravděpodobně v různorodosti technologického zpracování KM výrobcem. Zjišťování dodržení dovolené rozměrové stability pro jednotlivé třídy přesnosti KM za rok mezi dvěma po sobě jdoucími kalibracemi dle ČSN 3650 patřilo do vyhodnocování řady 3 (posuzovala se skutečná velikost hodnoty driftu vůči stanovené hodnotě dle ČSN). Vyhodnocením bylo zjištěno, že uspokojivé shody bylo

dosaženo pro všechny třídy přesnosti dle stanovené ČSN. Při vyhodnocení řady 4 zaměřené na zjištění závislosti hodnoty driftu na čase bylo ve všech případech dosaženo neprokázání dané závislosti. Z daného vyhodnocení tedy plynulo, že nelze dopředu odhadnout hodnotu driftu, což v případě opačného výsledku mohlo významně přispět k řešení problematiky stanovování rekalibračních intervalů (intervalů následného ověření měřidla).

Výše stručně uvedené výsledky jednotlivých vyhodnocení významně upřesnily způsob vyhodnocování zkoumaného příspěvku δL_D k výsledné nejistotě měření U zahrnuté v řadě 5.

Na základě statistické analýzy byly stanoveny hodnoty driftu pro každého výrobce KM příslušného sekundárního řádu, které vycházely z množiny hodnot driftu sloučených dat ze všech sad i roků daného výrobce. Tyto hodnoty byly určeny tak, aby se s pravděpodobností minimálně 95% každá zjištěná hodnota driftu z celkového souboru dat výrobce KM nacházela pod touto mezí nebo jí byla rovna.

Zpětnou vazbou, která představovala porovnání hodnot výsledné nejistoty měření U bez zohlednění příspěvku driftu, se zohledněním driftu ve formě „stávající“ hodnoty používané ČMI OI v Liberci i nově navržené hodnoty pro jednotlivé sledované sekundární řády bylo zjištěno, že příspěvek k nejistotě měření je významný. Dané konstatování o významnosti příspěvku driftu k nejistotě měření vycházelo z toho, že hodnota výsledné nejistoty měření ve které byl zanedbán příspěvek driftu byla pro oba případy výsledné nejistoty měření se zohledněním driftu vždy menší. Výrazný pokles výsledné nejistoty měření ve které byl zanedbán příspěvek driftu byl pro oba případy výsledné nejistoty měření se zohledněním driftu zaznamenán u sekundárního řádu č. 2. Pro ostatní sledované sekundární řády nebyl již zaznamenán takový pokles.

Dané vyhodnocení bylo také zaměřeno na přezkoumání „stávajících“ hodnot driftu pro jednotlivé sledované sekundární řády aplikované do výpočtu nejistoty KM. Přezkoumání spočívalo v porovnání výsledných hodnot nejistoty měření jehož výsledkem bylo, že hodnoty driftu používané v ČMI OI V Liberci pro jednotlivé sledované sekundární řády aplikované do výpočtu nejistoty KM jsou nadhodnocené. Výrazné nadhodnocení bylo zaznamenáno zejména u sekundárního řádu č. 3 a 4. Pro sekundární řád č. 2 nebylo již zaznamenáno příliš významné nadhodnocení. Vyhodnocování řady 5 bylo aplikováno na dvě KM jmenovitých velikostí 0,5mm i 100mm v daných sadách, které byly nejvhodnějšími ukazateli z hlediska krátkých a dlouhých KM. Prostřednictvím těchto dvou reprezentantů délky KM, bylo zjištěno mimo již výše uvedené, že při výpočtu nejistoty měření má příspěvek driftu u krátkých jmenovitých délek větší význam než u dlouhých KM. Vysvětlení pro nižší význam příspěvku driftu při výpočtu nejistoty měření u dlouhých KM lze hledat v mnohem větším vlivu ostatních příspěvků k nejistotě měření.

Z výsledků vyhodnocení provedených v rámci této práce bylo prokázáno, že při výpočtu nejistoty měření U u KM patří hodnota driftu mezi významné příspěvky, které ji ovlivňují.

Jak již bylo uvedeno drift je jeden z několika příspěvků podílející se na velikosti nejistoty měření U .

Postup stanovování významných příspěvků k nejistotě musí být určován principem vhodnosti pro daný účel není cílem vyhodnocovat do detailů všechny možné složky, ale určit rozbořením několik zdrojů nejistot, které mají šanci se významně uplatňovat. Prošetření a upřesnění ostatních příspěvků z hlediska jejich vlivu na nejistotu měření KM by mělo být doporučením pro další výzkum v dané oblasti. S tím souvisí také stanovení rozdělení pravděpodobnosti u ovlivňujících příspěvků nejistoty měření na které by bylo vhodné se zaměřit. V praxi je u některých příspěvků známo nebo předpokládáno pouze určité rozmezí hodnot (horní a dolní hodnota, nejvyšší dovolená odchylka). Pak se stanoví odhad nejistoty z hodnot tohoto intervalu a z předpokladu rozdělení hodnot dané veličiny na tomto intervalu. Obvykle se z důvodu smysluplného zjednodušení usuzuje, že rozložení je buď rovnoměrné (rektangulární) nebo trojúhelníkové což nemusí být vždy pravdivé. Prvním krokem by mělo být tedy důkladné prošetření všech příspěvků zahrnovaných do výpočtu nejistoty měření KM.

V rámci práce byly navrženy statistická vyhodnocení, které významně přispěly ke stanovení driftu k výsledné nejistotě měření. Tyto způsoby vyhodnocení lze využít pro další realizaci stanovení hodnoty driftu pro jiné než v práci sledované výrobce KM a tím rozšířit databázi hodnot driftu.

6.2 Přínosy

Předložená práce představuje jednu z prvních dílčích výzkumných zpráv v tomto smyslu, přičemž se předpokládá, že myšlenky zde formulované, stejně jako pořízená dokumentace vyhodnocení, budou moci být využity v praxi pro stanovování nejistot měření koncových měrek v ČMI Ol v Liberci.

Stanovení hodnoty driftu uvedené v této práci představuje novou metodu zkoumání nejistoty měření.

Vědecké přínosy

Vědecké přínosy prezentované práce, spočívají především v tom, že otvírají novou cestu poznání koncových měrek, jako měřidel pro přenos jednotky délky na další měřidla. V rámci řešení této práce byla vytvořena metodika statistického vyhodnocování, jejíž koncepce umožňuje zpřesnění hodnoty driftu započítávané do nejistoty měření.

Řešení této práce napomohlo ke vzniku nové spolupráce katedry obrábění a montáže s Českým metrologickým institutem, která bude dále rozvíjena v rámci plánované vědeckovýzkumné činnosti na řešení mnohých problémů spojených nejen s danou problematikou nejistot měření.

Přínosy pro praxi

Přínos prezentované práce, je zejména v oblasti praktického výzkumu metrologie a to především proto, že významně přispěl k bližšímu poznání a zpřesnění příspěvku k nejistotě měření – driftu.

Konkrétní hodnoty driftu u sledovaných výrobců KM, kterými se zabývá předložená disertační práce, příslušných sekundárních řádů budou sloužit jako jeden z údajů, pro výpočet nejistoty měření KM v ČMI OI v Liberci.