

ŠKODA AUTO Vysoká škola o.p.s.

DIPLOMOVÁ PRÁCE

ŠKODA AUTO Vysoká škola o.p.s.

Studijní program: N6208 Ekonomika a management

Studijní obor: 6208T088 Podniková ekonomika a management provozu

STATISTICKÁ KONTROLA DODÁVEK DÍLŮ AIRBAGŮ SPOLUJEZDCE

Bc. Petr HAVELKA

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



ŠKODA AUTO Vysoká škola

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Autor práce: Bc. Petr Havelka
Studijní program: Ekonomika a management
Obor: Podniková ekonomika a management provozu

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

Název práce: **Statistická kontrola dodávek dílů airbagu spolujezdce**

Cíl: Porovnat dodavatele airbagů spolujezdce jednak z hlediska spolehlivosti, jednak z hlediska doby naplnění vaku a zároveň analyzovat výsledky vývojových testů, sériových testů a sériových testů před ukončením výroby s ohledem na očekávané změny kvality v průběhu vývoje a výroby.
Navrhnout metodiku pro kontrolu doby naplnění vaků v rámci sériových testů .

Rámcový obsah:

1. Seznámit se s různými typy regulačních diagramů a vybrat vhodný typ pro sledování stability procesu dodávek.
2. Využít dat získaných z předchozích zkoušek a pomocí analýzy rozptylu zkoumat vliv teploty a obsahu pyrotechnické směsi na dobu naplnění.
3. Seznámit se s technikami navrhování experimentů a zohlednit je při návrhu metodiky sériového přezkušování.

Rozsah práce: 60

Literatura:

1. JAROŠOVÁ, E. *Statistické metody řízení jakosti pro kombinovanou formu studia*. 1. vyd. Mladá Boleslav: Škoda Auto a. s., 2011. 204 s. ISBN 978-80-87042-37-3.
2. KŘEPELA, J. -- FABIAN, F. -- HORÁLEK, V. *Statistické metody řízení jakosti*. Praha: ČSJ, 2007. 390 s. ISBN 978-80-02-01897-1.
3. MONTGOMERY, D. *Statistical quality control. A modern introduction*. 6. vyd. Hoboken: John Wiley and Sons, 2009. 734 s. ISBN 978-0-470-23397-9.

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

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

V Mladé Boleslavi, dne 29. 03. 2015

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

Obsah

Seznam použitých zkratk a symbolů.....	7
Úvod.....	9
1 Bezpečnost vozu	11
1.1 Prvky zádržného systému	11
1.2 Základní požadavky na prvky systému.....	12
1.3 Cíl zádržného systému.....	13
2 Statistická přejímka.....	16
2.1 Přejímka srovnáváním.....	17
2.2 Přejímka měřením	17
2.3 Operativní charakteristika.....	20
2.4 Přejímky s přejímacím číslem nula.....	22
2.5 Aplikace statistické přejímky u komponent airbagu spolujezdce	24
2.6 Aplikace přejímky srovnáváním.....	24
2.7 Aplikace přejímky měřením	28
2.8 Hospodárnost přejímek	33
3 Statistická regulace procesu	34
3.1 Etapy statistické regulace.....	34
3.2 Typy regulace.....	35
3.3 Regulační diagram	35
3.4 Klasický Shewhartův regulační diagram.....	37
3.5 Regulační diagram EWMA	40
3.6 Regulace srovnáváním při dohledu nad airbagem spolujezdce	42
3.7 Aplikace \bar{x} -diagramu a MR -diagramu.....	45
4 Způsobilost procesu.....	55
4.1 Ukazatele způsobilosti procesu.....	55
4.2 Nenormální rozdělení regulovatelné veličiny	56
4.3 Specifikace pro airbag spolujezdce	57
4.4 Výpočet ukazatelů způsobilosti	58
4.5 Souhrn vypočtených ukazatelů.....	63
5 Navrhování experimentů.....	65

5.1	Experimentální proměnné a nekontrolovatelné vlivy	65
5.2	Základní techniky experimentování	66
5.3	Způsob vyhodnocení experimentu s jedním faktorem	66
5.4	Způsob vyhodnocení experimentu s více faktory	69
5.5	Využití experimentů při vývoji a výrobě airbagu spolujezdce	72
5.6	Porovnání laboratoří	73
5.7	Porovnání dodavatelů za provozních teplot	77
5.8	Přístrojová deska, typ generátoru	83
5.9	Vzduchový vak, teplota, množství pyrotechnické složky	86
	Závěr	90
	Seznam literatury	93
	Seznam obrázků a tabulek	95
	Seznam příloh	97

Seznam použitých zkratk a symbolů

Ac	Přejímací číslo
AOQ	Průměrná výstupní kvalita
AOQL	Nejhorší průměrná výstupní kvalita
AQL	Přípustný podíl (%) neshodných jednotek v dávce
AQL	Přípustná mez kvality
ARL	Průměrná délka přeběhu
AUTOLIV	Dodavatel airbagu spolujezdce - Německo
B uvolnění	Uvolnění sériových nástrojů do výroby
BMG	Uvolnění zvláštního zástavbového vzorku se specifickými požadavky na výrobek
CL	Centrální přímka
COP	Označení pro sériové přezkušování
COP Katalog	Seznam postupu, požadavků a vyhodnocení pro sériové přezkušování
EU28+	Evropská unie, 28 států plus ostatní evropské země.
EURONCAP	Společnost pro nezávislé hodnocení bezpečnosti vozů v Evropě
g	Přetížení
HIC	Kritické poranění hlavy
JCI	Johnson Controls – výrobce přístrojových desek
kN	Jednotka SI kilo-newton
KSS	Key Safety Systems, dodavatel airbagu spolujezdce - Německo
LQ	Nepřípustný podíl (%) neshodných jednotek v dávce
m/s	Jednotka zrychlení
NF	Následník
OC	Operační křivka
P uvolnění	Uvolnění plánování projektu
Re	Zamítací kritérium, nepřípustný počet neshodných jednotek ve výběru
SK251	Interní označení pro Škoda Rapid
SK316	Interní označení pro Škoda YETI
SK35	Interní označení pro Škoda Octavia II

SK46	Interní označení pro Škoda Superb
SK48	Interní označení pro Škoda Superb NF
SOP	Začátek produkce vozu
SPC	Statistická kontrola procesu
TAKATA	Dodavatel airbagu spolujezdce - Německo, (domicil Japonsko)
TRW	Dodavatel airbagu spolujezdce - Německo
TÜV SÜD	Mezinárodní firma zabývající se certifikací procesů včetně testování
VL	Úroveň ověřování

Úvod

V technickém vývoji Škoda AUTO a.s. je při každém novém projektu detailně sledováno téma pasivní bezpečnosti. Bezpečnost je platným nástrojem společnosti v rámci marketingové komunikace s potenciálními zákazníky. V oddělení vývoje volantu, airbagů a integrace přístrojové desky (TKC) je úsilí věnováno mimo jiné vývoji funkce systému přístrojové desky a airbagu spolujezdce. Po uvolnění tohoto systému do sériové výroby je důležitým faktorem spolehlivost airbagů, resp. spolehlivost jejich dodavatelů. Diplomová práce je zaměřena jak na fázi vývoje, tak na fázi sledování stability procesu dodávek v sérii.

Téma bezpečnost vozu, funkce airbagu spolujezdce a jeho okolí bude stručně představeno v první kapitole.

Airbag musí splňovat bezpečnostní požadavky od prvního vyrobeného kusu až do konce produkce, proto je průběžně kontrolována úroveň jeho kvality. Řízení jakosti se věnují producenti airbagu spolujezdce již při přejímkách jednotlivých dílů, z nichž je airbag sestaven. Tématu statistické přejímky proto bude věnována druhá kapitola.

Současně probíhá ověřování požadované kvality a spolehlivosti produkce pomocí testování vzorků z jednotlivých dodávek dílů, tzv. sériové přezkušování. Při sériovém přezkušování je ročně v rámci dohledu nad jedním modelem vozu provedeno zhruba 100 testů. Pomocí dat, nasbíraných během těchto testů, budou ve třetí části práce stanoveny regulační meze. Pro vybrané případy jsou zkonstruovány regulační diagramy. Navazující, čtvrtá kapitola, se zabývá způsobilostí jednotlivých procesů. Tato kapitola si klade za cíl, u vybraných dodavatelů airbagů, porovnat a analyzovat výkonnost výrobních procesů. Tímto srovnáním bude zhodnoceno, zda jsou produkty od jednotlivých dodavatelů vhodné pro použití i do budoucna a který z procesů je v současné době nejvýkonnější.

Poslední, pátá, část práce analyzuje výsledky experimentů s výstřely airbagu v průběhu vývoje. V rámci vývojových prací je provedeno přibližně 250 testů.¹ Experimenty jsou prováděny za různých vstupních podmínek. Proměnnými parametry jsou různé typy přístrojových desek, množství pyrotechnické složky

¹ Uvažujeme-li jeden projekt, tedy vývoj jedné přístrojové desky, resp. jednoho airbagu.

v airbagu, teplotní podmínky nebo rozdílné typy konstrukce generátorů. V této kapitole bude pomocí analýzy výsledků vyhodnocena váha a relevantnost jednotlivých parametrů (faktorů) potřebných k naplnění airbagu, a tímto bude následně definováno, kterým z faktorů, či jejich kombinací, bude věnována zvýšená pozornost při provádění budoucích vývojových testů. V diplomové práci jsou použita data získaná při testování přístrojové desky a airbagu v TKC, u dodavatelských firem a v nezávislé zkušebně v časovém rozmezí od ledna 2012 do dubna 2013. Testování probíhalo na vozech SK35 – Octavia, SK316 – YETI, SK46 – Superb, SK251 – Rapid. Místa zkoušení byla ve zkušebně TÜV Mladá Boleslav, u výrobců airbagů: firmy KSS, TRW a TAKATA a u výrobce přístrojových desek: Johnson Control.

1 Bezpečnost vozu

Cílem této kapitoly je stručné technické představení problematiky pasivní a aktivní bezpečnosti vozu. Pasivní bezpečností se rozumí souhrnné pojmenování funkce prvků, které mají za úkol chránit posádku v okamžiku nehody. Oproti tomu aktivní bezpečnost je skupina prvků, které mají za cíl nehodě předcházet. Například lze zmínit osvětlení vozu, brzdy, elektronické asistenční systémy, ale i komfort posádky. V dalších odstavcích jsou popsány prvky pasivní bezpečnosti.

1.1 Prvky zádržného systému

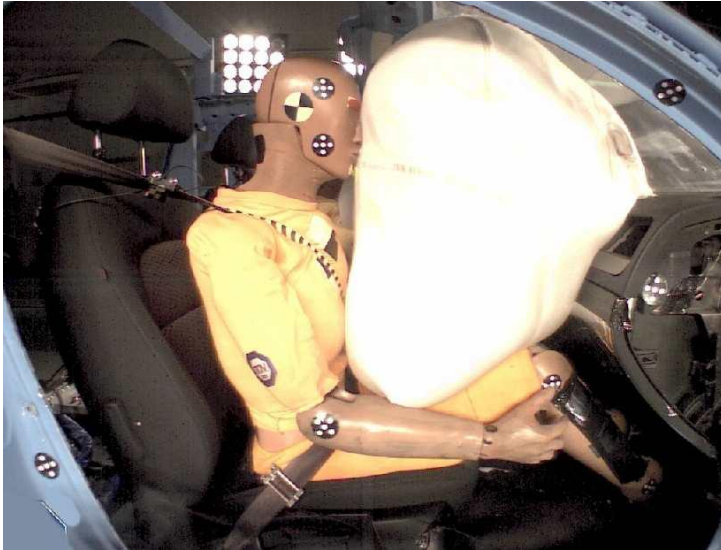
Posádka je chráněna od okamžiku nehody mnoha prvky zádržného systému. Princip ochrany spolujezdce spočívá v zachycení těla, které během nehody pokračuje v pohybu vpřed. Tři základní prvky zádržného systému, činné při čelním nárazu a montované do vozu na základě zákonných požadavků platných v roce 2015 pro země EU28+, jsou například: airbag spolujezdce, bezpečnostní pás a sedačka, včetně hlavové opěry.

Existují ještě další mechanismy nehod, např. boční nárazy nebo nárazy na kůl, a také jiné zákonné požadavky, např. požadavky na bezpečnost automobilů v Severní Americe nebo v Číně. Bezpečnostní požadavky se v jednotlivých teritoriích zásadně liší. Nároky na bezpečí všech účastníků provozu se zpřísňují v pravidelných intervalech. V současnosti se pravidla hodnocení výsledků dosažených v crash-testech změnila v lednu 2015. Tyto změny hodnocení výsledků nutí producenty automobilů rozšířit nabídku základních bezpečnostních prvků v oblasti spolujezdce o airbagy hlavové, boční a kolenní.

Dále je systém tvořen komponentami pasivními, které nejsou v interakci s posádkou, ale které musí v okamžiku nárazu vozu fungovat stejně bezchybně jako prvky aktivní. Jsou to řídicí jednotka, přístrojová deska, zámky pasů, podlaha vozu.

Funkci všech prvků zádržného systému je věnována významná péče při vývoji, konstrukci a testování vozu.

Obr. 1 zachycuje situaci při aktivaci zádržného systému. Hlava spolujezdce je zobrazena těsně před dopadem do nafouknutého airbagu spolujezdce. Aktivován je také bezpečnostní pás, který pomáhá brzdít kinetickou energii figuríny.



Obr. 1 Aktivace zádržného systému ve voze SK35
Zdroj: Interní materiály Škoda

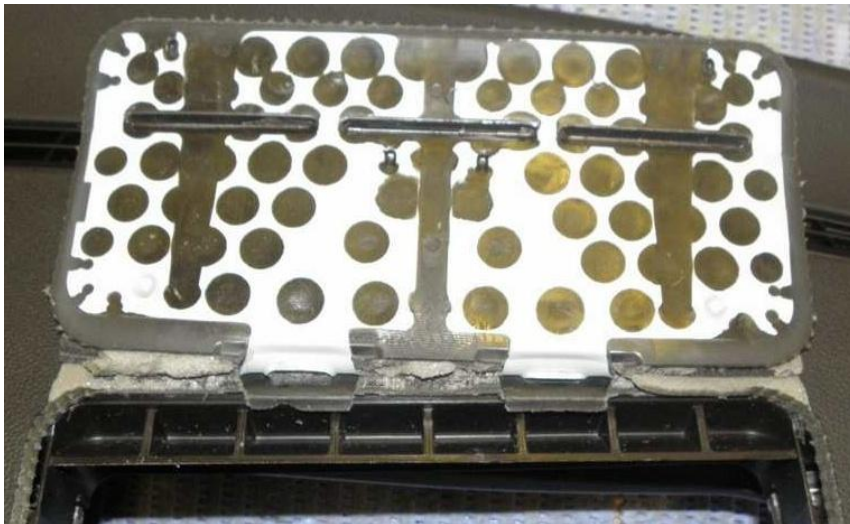
1.2 Základní požadavky na prvky systému

Selhání kterékoli z komponent znamená nefunkčnost celého systému. V našem případě je pozornost zaměřena na airbag spolujezdce a přístrojovou desku. V přístrojové desce jde konkrétně o víčko, které se při výstřelu otevírá, a o výstřelový kanál, který má za úkol vytvořit pro rozbalující se vzduchový vak airbagu spolujezdce prostor pro správné rozbalení. Sleduje se míra namáhání výstřelového kanálu a víčka. Je nepřípustné, aby tyto části přístrojové desky ohrozily posádku. Nepřípustné jsou například praskliny ve výstřelovém kanálu, které mohou zapříčinit roztržení vzduchového vaku nebo uvolnění celého airbagu. Na obr. 2 je výsledek zkoušky, kde je výstřelový kanál zcela v pořádku.



Obr. 2 Výstřelový kanál bez prasklin
Zdroj: Interní materiály Škoda

Víčko a jeho míra poškození jsou sledovány zejména kvůli riziku oddělení celého víčka nebo jeho částí a případného odletu směrem do prostoru posádky. Na obr. 3 je znázorněn výborný výsledek testu, kdy víčko zafungovalo, a výsledek je bez jakýchkoli připomínek.



Obr. 3 Víčko přístrojové desky po aktivaci airbagu spolujezdce
Zdroj: Interní materiály Škoda

Kritéria hodnocení správné funkce airbagu spolujezdce budou podrobně zmíněna v další části této práce.

1.3 Cíl zádržného systému

Prvním předpokladem správné funkce zádržného systému je zodpovědné používání bezpečnostních pásů. Nejsou-li pásy použity, airbag je schopen posádku zranit. Při čelním nárazu je pasažér chráněn do rychlosti 64 km/h. Při této rychlosti je výrobcem garantováno, že případná zranění nebudou ohrožovat život. Je empiricky dokázáno, že k čelnímu nárazu dochází v 60 % případů (Kovanda 1999). Nezávislé hodnocení bezpečnosti vozů provádí nezávislá zkušební společnost EuroNCAP. Na jejich webových stránkách² lze nalézt schematické znázornění všech zátěžových stavů, které jsou na vozech zkoušeny. Každý vůz je hodnocen podle počtu získaných bodů. Zákazník pak má možnost porovnávat jednotlivá hodnocení vozů a také na základě těchto informací se rozhodnout pro nákup vybraného vozu. Znázornění čelního nárazu včetně hodnocení stupně ochrany je zobrazeno na obr. 4.

²www.euroncap.com



Obr. 4 Čelní náraz

Zdroj: upraveno dle www.euroncap.com

Ochrana při čelním nárazu je primárně určena hlavě, hrudníku a břichu spolujezdce, resp. vnitřním orgánům (mozek, srdce, játra, ledviny atp.) a kostře (lebka, páteř, žebra, pánev atp.). Pro namáhání těchto částí těla existují limitní hodnoty zatížení, které jsou sledovány při dynamických testech pomocí snímačů. Zatížení se udávají jako zrychlení v m/s^2 , např. zrychlení hlavy, nebo jako posun v mm, např. stlačení hrudníku. Významným ukazatelem je pak bezrozměrný ukazatel HIC. Maximální přípustná hodnota HIC je 1000. Důležitý je časový test. Na hlavu nesmí působit HIC větší než 1000 déle než 15 ms. Po patnácté milisekundě hrozí vážná poranění. V tabulce 1 je výčet některých zatížení, která jsou při testech sledována. Hodnoty zatížení dosažené při zkoušce určí konečný výsledek testu. ŠKODA AUTO a.s. stanovuje cílové hodnoty zatížení přísněji, než určuje norma EHK E/ECE/324.

Tabulka 1 Výsledky testů zatížení

<i>Impaktor</i>	<i>Kritérium</i>	Dobré	Dostatečné	Nedostatečné
Hlava	HIC (1)	650	766,4	1000
	Zrychlení (g)	80	80	80
Hrudník	Stlačení (mm)	22	31,3	50
Krk	Střih (kN)	1,9	2,3	3,1

Zdroj: Interní materiály Škoda

Jak již bylo zmíněno v úvodu, bezpečnost je často používaným argumentem v marketingové komunikaci. Aby celý systém fungoval, jsou během vývoje a během dohledu nad sérií vynakládány významné prostředky na konstrukci, testování a kontrolu. S testováním airbagu se začíná již v rané fázi projektu. Nejdříve se testují prototypy, následně pak díly ze sériového nástroje. Tyto díly jsou posléze uvolněny pro sériovou produkci. Jakmile se vůz dostane na trh, začíná se s kontrolním sériovým testováním, které pokračuje až do ukončení výroby vozu. Jedna zkouška v rámci sériového přezkušování vyjde zhruba na 500 eur. Jedna ověřovací dynamická zkouška celého vozu před spuštěním sériové výroby (Crash) stojí přibližně 80 000 eur. Producenti osobních vozů nemohou brát téma bezpečnosti před svými zákazníky na lehkou váhu. Proto také dodavatelé bezpečnostních komponent představují svůj cíl v oblasti bezpečnosti jako „Target Zero“. Představa je taková, že se v roce 2020 budou do všech nově vyráběných vozů montovat tak kvalitní systémy aktivní a pasivní bezpečnosti, že i počet obětí nehod bude prakticky nulový. Tento záměr vyžaduje od dodavatelů airbagů, aby dodávali bezchybné produkty. Protože skládají své konečné produkty z jednotlivých komponent dodávaných subdodavateli, sledují jejich kvalitu. Nástroji, zaručujícími přijetí dodaných dávek v předepsané kvalitě, se bude zabývat následující kapitola.

2 Statistická přejímka

Statistická přejímka je široce používaný nástroj ve výrobních a zpracovatelských podnicích, a to nejen ve vztahu mezi dodavatelem a odběratelem, ale také na různých stupních interní kontroly v podniku. Statistická přejímka probíhá podle určitého plánu a při dodržení předepsaných pravidel umožní objektivně rozhodnout, zda je dávka výrobků vyhovující a lze ji přijmout s ohledem na předem požadovanou úroveň kvality (Jarošová 2011, str. 5).

Statistická přejímka probíhá podle plánu, který stanoví rozsah výběru a kritérium přijetí, resp. zamítnutí dávky. Při určování přejímacího plánu se vychází z dohodnutých požadavků na kvalitu. Požadavek na kvalitu může být definován prostřednictvím přípustné meze kvality AQL (*acceptable quality limit*), tedy nejhoršího průměrného procenta neshodných jednotek v procesu, které je odběratel ochoten akceptovat. V poslední době se stále více rozšiřuje strategie založená na prevenci včetně úplného systému řízení kvality, neustálého zlepšování a těsné spolupráci mezi odběratelem a dodavatelem, kdy obě strany disponují nezbytnou pravomocí v oblasti interních procesů a jsou schopny trvale poskytovat vysokou kvalitu produktů a služeb. Cílem je na základě oboustranné dohody vytvářet atmosféru, v níž jakýkoliv nesoulad je příležitostí pro opatření k nápravě a zlepšení (ČSN ISO 21247, 2005).

Stěžejní pro aplikaci statistické přejímky je rozlišení dvou skupin, a sice přejímky srovnáváním a přejímky měřením. Typ znaku kvality určuje, kterou přejímku zvolit. Při přejímce srovnáváním vybrané kusy pouze třídíme na shodné a neshodné, případně počítáme neshody. Při přejímce měřením se měří sledovaný znak na spojité stupnici a na základě naměřených hodnot můžeme odhadnout podíl neshodných. Tato přejímka je časově náročnější. Při její aplikaci je nižší rozsah výběru. Používá se u časově a finančně nákladných zkoušek. Může se stát, že bude dávka zamítnuta i přes to, že jsou všechny naměřené hodnoty uvnitř tolerančních mezí.

Postup, jak se bude zacházet se zamítnutými dávkami, je potřeba zohlednit také při stanovení způsobu přejímky. Aplikovat se dá buď opravná přejímka, kdy jsou vadné kusy nahrazeny shodnými a dávka je podrobena stoprocentní kontrole, nebo přejímka bezopravná, kdy je celá dávka vrácena dodavateli, který ji nahradí

novou dávkou. V případě opravné přejímky je hodnotícím znakem kvality procesu již přijatých dávek průměrná výstupní úroveň kvality AOQ (*Average Outgoing Quality*). Křivka AOQ zobrazuje u daného přejímací plánu závislost očekávané průměrné výstupní kvality produktu (průměrný výstupní podíl neshodných jednotek v dávce) na kvalitě produktu na vstupu. Maximum této křivky AOQ přes všechny možné úrovně jakosti na vstupu kontroly udává nejhorší průměrnou výstupní mez jakosti AOQL (*Average Outgoing Quality Limit*).

2.1 Přejímka srovnáním

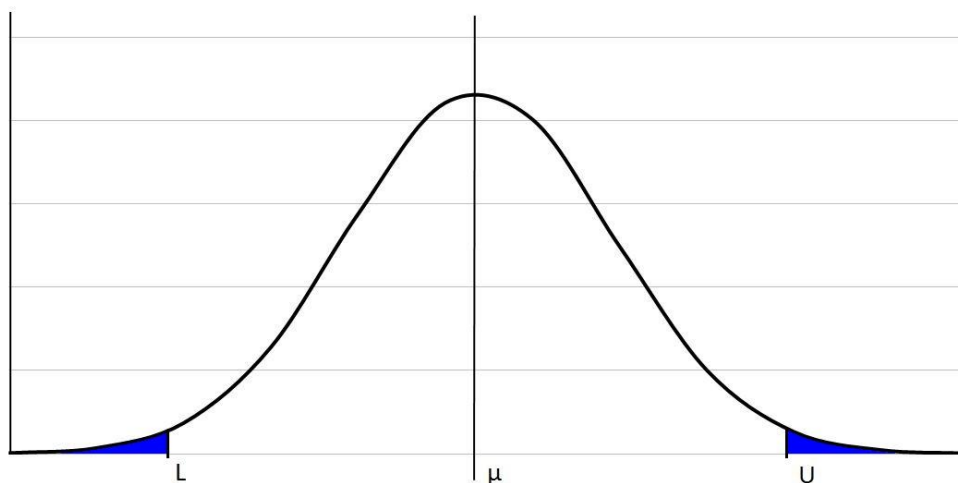
Při tomto typu přejímky je důležité, jak jsou dávky předávány. Na tom závisí také výpočet operativní charakteristiky. V případě, že jsou dávky dodávány v sérii, od jednoho dodavatele, výroba probíhá za neměnných podmínek a dávky jsou předkládány často, jde o dávky spojitě. Jednotky vybrané ke kontrole představují výběr z nekonečného základního souboru a určují požadovanou kvalitu celého procesu. Naopak, o izolovaných dávkách hovoříme, jsou-li dávky předkládány s delším časovým odstupem. V tomto případě je zkoumána kvalita konkrétní dávky. Systém přejímacích plánů při kontrole srovnáním pro kontrolu každé dávky v sérii stanovuje norma ČSN ISO 2859-1.

U přejímky srovnáním je kritériem přijetí přejímací číslo (A_c). Přejímací číslo odpovídá maximálnímu přípustnému počtu neshodných jednotek ve výběru. Je-li počet neshod menší nebo roven přejímacímu číslu, dávku přijmeme jako vyhovující. Dosáhne-li počet neshod čísla zamítacího (R_e) nebo je-li počet neshod vyšší, je dávka zamítnuta. Přejímka dodávek dle normy ČSN ISO 21247 definuje přejímací číslo nula. Tuto strategii uplatňují odběratelé (výrobci airbagů) z toho důvodu, že jejich konečné produkty musí mít nejvyšší možnou úroveň kvality a spolehlivosti. Předpokladem pro úspěšnou aplikaci přejímek s přejímacím číslem nula je spolupráce s ověřenými a kvalitativně stabilními subdodavateli.

2.2 Přejímka měřením

Statistickou přejímku měřením lze použít, má-li sledovaný znak kvality normální rozdělení a je-li to z důvodu hospodárnosti výhodné. Model normálního rozdělení umožňuje odhadnout podíl neshodných jednotek v základním souboru na základě naměřených hodnot sledovaného znaku na vybraných kontrolovaných jednotkách (Jarošová 2011 str. 26). Mezní hodnoty pro sledovaný znak mohou být definovány

následujícími třemi způsoby. Pro sledovaný znak X je předepsána horní mezní hodnota U . V tomto případě považujeme jednotku za neshodnou, platí-li $X \geq U$. Druhý případ je, je-li pro sledovaný znak X předepsána dolní mezní hodnota L . Jednotku považujeme za neshodnou, platí-li $X \leq L$. Na obr. 5 je znázorněn podíl neshodných jednotek plochou pod křivkou hustoty normálního rozdělení pro první případ vpravo od mezní hodnoty U , resp. vlevo od mezní hodnoty L pro případ druhý. Třetí možnost nastane, jsou-li pro sledovaný znak X předepsány obě mezní hodnoty L a U . Jednotku považujeme za neshodnou, platí-li $X \leq L$ nebo $X \geq U$. Podíl neshodných odpovídá součtu ploch pod křivkou vlevo od bodu L a vpravo od bodu U .



Obr. 5 Model normálního rozdělení

Zdroj: Vlastní zpracování

V této diplomové práci jsou pro sledovaný znak stanoveny obě mezní hodnoty L a U . K určení uvedených podílů využijeme distribuční funkci normálního rozdělení pro oboustranné mezní hodnoty. Celkový podíl neshodných je dán vztahem:

$$1 - F(U) + F(L) = 1 - \Phi\left(\frac{U - \mu}{\sigma}\right) + \Phi\left(\frac{L - \mu}{\sigma}\right) \quad (2.1)$$

kde výrazy

$$\left(\frac{\mu - L}{\sigma}\right); \left(\frac{U - \mu}{\sigma}\right) \quad (2.2)$$

jsou dolní a horní ukazatel kvality

Nejhorší přípustný podíl neshodných AQL je obvykle stanoven specifikací produktu, hospodářskou smlouvou, nebo odpovědnou autoritou. Pro stanovené AQL se v normě určí přijímací konstanta k . Ke splnění kritéria k musí být ukazatele kvality dostatečně velké. Tedy větší nebo rovny přijímací konstantě k . Čím větší je jejich hodnota, tedy vzdálenost střední hodnoty μ od meze, tím menší je podíl neshodných jednotek. V reálných podmínkách nebývají charakteristiky procesu známy. U tzv. s-metody není známa ani střední hodnota, ani rozptyl a oba parametry je nutno odhadnout. Je-li proces sledován již delší dobu a kolísání je stabilní, považujeme směrodatnou odchylku za známou a odhadujeme pouze střední hodnotu, jedná se o σ -metodu.

Přijímku měřením aplikujeme pomocí přijímacího plánu, který určuje přijímací konstantu k dle zvolené hodnoty AQL a kódové písmeno dle rozsahu dávky N a požadované kontrolní úrovně. Přijímací konstantu k porovnáme s hodnotami ukazatelů kvality vypočtených z hodnot sledovaného znaku x_i . Z naměřených hodnot vypočteme průměr

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (2.3)$$

výběrovou směrodatnou odchylku

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

a odhady ukazatelů kvality

$$Q_U = \frac{U - \bar{x}}{s}; \quad Q_L = \frac{\bar{x} - L}{s} \quad (2.5)$$

Na základě výsledků výpočtu rozhodujeme o přijetí, resp. o zamítnutí dávky. Cílem metody přijímky měřením popsané normou ČSN ISO 3951 je zabezpečit, aby dávky přijatelné kvality měly vysokou pravděpodobnost přijetí a aby pravděpodobnost nepřijetí dávek horší kvality byla tak vysoká, jak je to možné. Toho se, pro stanovené AQL, dosahuje vhodně zvoleným plánem, pro který rozsah dávky určuje rozsah výběru vzorků ke kontrole. Norma dále popisuje

používání přechodových pravidel, která poskytují automatickou ochranu odběrateli (pomocí přechodu na zpřísněnou kontrolu, nebo přerušení výběrové kontroly) při zhoršení kvality nebo podnět ke snížení kontrolních nákladů (přechodem na nižší rozsahy výběru) při trvalém dosahování dobré kvality. ČSN ISO 3951-1 je určena pro použití v případě jediného znaku kvality, který je měřitelný ve spojitém rozsahu. Pro dva nebo více nezávislých znaků kvality se odkazuje na normu ČSN ISO 3951-2 (ČSN ISO 3951-1:2008).

Použití přejímacích plánů je spojeno s rizikem chybného rozhodnutí na obou stranách obchodního vztahu dodavatel odběratel. Pro odběratele, že přijme dávku, která obsahuje větší podíl neshodných, než bylo dohodnuto, a pro dodavatele, že bude odmítnuta dávka, která splňuje dohodnutou úroveň kvality. Ke snížení rizika odběratele může přispět zpřísnění přejímky v podobě aplikace jiného přejímacího plánu znamenajícího zvýšení rozsahu kontrol; tím se však zvyšují náklady jak u odběratele, tak i u dodavatele. Dodavatelé ovšem mohou snížit rizika zavedením účinných procesů s vhodnými formami jejich řízení. Riziko je řízeno, a tudíž kontrola a zkoušení mohou být sníženy do té míry, do jaké jsou tyto metody řádně aplikovány a jsou účinné (ČSN ISO 21247, str. 6). Důsledkem zavedení takových procesů a forem řízení může být možnost aplikovat přejímku s přejímacím číslem nula. O přejímce s přejímacím číslem nula pojednává odstavec 2.4.

2.3 Operativní charakteristika

Operativní charakteristika je závislostí pravděpodobnosti přijetí dávky P_a , resp., po vynásobení této pravděpodobnosti stem, závislostí očekávaného procenta přijatých dávek na úrovni kvality dávky či procesu. Je-li totiž série dávek dostatečně dlouhá a předpokládáme-li, že se úroveň kvality procesu nemění, lze pak pravděpodobnost přijetí izolované dávky P_a interpretovat také jako očekávaný podíl přijatých dávek v jejich dostatečně dlouhé sérii.

Sestrojený graf operativní charakteristiky na jedné straně zobrazuje pravděpodobnost přijetí dávky v plynulé sérii dodávek dle různých úrovní kvality dávky, na straně druhé lze z grafu vyčíst, jaká úroveň kvality odpovídá zvolené pravděpodobnosti přijetí, resp. zvolenému procentu přijatých dávek.

Parametry přejímacího plánu ovlivňují průběh operativní charakteristiky. Znázornění více operativních charakteristik v jednom grafu poskytuje možnost

porovnání účinností definovaných přijímacích plánů a tímto současně zhodnocení výhodnosti a rizik nastavených podmínek přijímky pro dodavatele a odběratele.

Při přijímce srovnáním je pravděpodobnost přijetí P_a rovna pravděpodobnosti že, počet neshodných jednotek d ve výběru rozsahu n nepřekročí přijímací číslo Ac , tedy $P_a = P(d \leq Ac)$. Jedná-li se o spojitou sérii dávek od jednoho dodavatele, řídí se počet neshodných jednotek binomickým rozdělením s parametry n a p , kde p je podíl neshodných. Pravděpodobnost P_a určíme pomocí distribuční funkce binomického rozdělení:

$$P_a = P(d \leq Ac) = F(Ac) = \sum_{d=0}^{Ac} \binom{n}{d} p^d (1-p)^{n-d} \quad (2.6)$$

Operativní charakteristika při přijímce měřením v případě s oboustrannými mezemi, při plánu se stejným kódovým písmenem je podobná operativní charakteristice srovnáváním. V případě oboustranných mezí není znám poměr podílu neshodných nad horní a pod dolní mezí. Není-li známa směrodatná odchylka, nelze ani jednoznačně horní a dolní mez stanovit. V tomto případě existuje svazek možných operativních charakteristik. Studie Resnikoffa (Duncan 1986 str. 283) ukazuje, že OC křivka odvozená z přijímacího plánu s jednou mezí a dohodnutými podíly neshodných p_1 a p_2 , resp. riziky odběratele α a dodavatele β , je spodní mezí ze svazku OC křivek přijímacího plánu s oboustrannými mezemi se stejnými p_1 , p_2 , α , a β a pro většinu praktických případů může být použita jako OC pro přijímku měřením s oboustrannými mezemi. Při výpočtu OC se předpokládá, že znak kvality má normální rozdělení. Postupuje se následujícím způsobem: pro rozsah výběru n a přijímací konstantu k určené normou se hledá pro daný podíl neshodných p kvantil normálního rozdělení $Z_{1-p} = (1-p)$ pomocí funkce NORMSINV v Excelu. Vyjádřenou hodnotu Z_{1-p} pak použijeme v následujícím vztahu pro výpočet z_A :

$$z_A = \frac{k - z_{1-p}}{\sqrt{\frac{1}{n} + \frac{k^2}{2n}}} \quad (2.7)$$

kde k je přijímací konstanta a n je rozsah výběru. Z určeného z_A se vypočte pomocí funkce NORMDIST v Excelu pravděpodobnost přijetí $P_a = 1 - \Phi(z_A)$ (Duncan 1986).

2.4 Přejímky s přijímacím číslem nula

Tento systém statistických přejímek lze použít ve všech typech procesů, kde se využívá kontrola srovnáváním nebo kontrola měření, kde má proces charakter sériové nebo plynulé výroby a je statisticky regulován. Při aplikaci přejímky s přijímacím číslem nula má regulace procesu primární důležitost a statistická přejímka sekundární. Regulace procesu je nezbytná pro stabilizování, monitorování a zlepšování procesu. Je výhodná jak pro odběratele (statisticky regulovaný proces), tak i pro dodavatele, který nemusí čelit případnému nadměrnému zamítání.

Základním předpokladem pro aplikaci přejímky s přijímacím číslem nula je identifikovatelná dávka, která splňuje požadavky vytváření dávek (jediný typ výrobku, vyroben za stejných podmínek a ve stejném čase). Dle důležitosti sledovaného znaku kvality zařadíme znak do jedné ze tří kategorií. Kritický znak musí vyhovět požadavkům, aby zajistil výkon hlavní funkce produktu, nebo musí být splněn, aby se předešlo vzniku rizikového nebo nebezpečného stavu pro uživatele produktu. Hlavní znak je jiný než kritický. Jeho nesplnění znamená poruchu, nebo podstatné snížení využitelnosti produktu. Vedlejší znak je jiný než kritický nebo hlavní. Jeho případná odchylka od specifikace nezpůsobuje zásadní snížení použitelnosti jednotky a měla by jen malý vliv na využití či funkci. Při stanovení přijímacího plánu se berou v úvahu následující hlediska: úroveň ověřování VL, u které obecně platí, že čím důležitější je znak, tím vyšší je úroveň VL. Pro kritické znaky se použije vždy VL-7, pro hlavní znaky se mají používat úrovně VL od 3 do 6. Pro vedlejší znaky se použijí úrovně VL od 1 do 3. Obecně lze o nižší úrovni uvažovat tam, kde jsou nutné malé rozsahy výběru, například z důvodu vysokých nákladů na kontrolu. Rozhodnutí o aplikaci přejímky s nižší VL a malým rozsahem výběru snižuje účinnost přijímacího plánu. V normě ČSN ISO 21247 je doporučeno použití VL-4 pro hlavní znaky a VL-2 pro vedlejší znaky jako počáteční úroveň kontroly. Dalšími hledisky jsou kódové písmeno CL, které je určeno rozsahem dávky nebo výrobního intervalu a přísností kontroly, kterou rozlišujeme ve třech úrovních: normální, zpřísněná a zmírněná. Dávky, které jsou v úplné shodě s požadavky anebo je převyšují, budou přijímacími plány s vysokou pravděpodobností přijaty a budou se kvalifikovat pro úroveň zmírněné výběrové kontroly. Jedna úroveň ověřování (VL) nalevo/napravo od specifikované

normální úrovně VL představuje příslušný plán pro zmírněnou/zpřísněnou kontrolu. Zpřísněná kontrola pro VL-7 je v normě označena T, zmírněná kontrola pro VL-1 je označena R. Přechodová pravidla mezi úrovněmi pro případ výběrové kontroly jedním výběrem jsou popsána v následujícím odstavci.

Přechod z normální kontroly na zpřísněnou se musí zavést, došlo-li u dvou z posledních pěti nebo méně dávek k odepření přijetí. Provádí-li se zpřísněná kontrola, normální kontrola se může zavést, jakmile byly splněny obě následující podmínky: Došlo k nápravě příčin vzniku neshod ve výrobě a zároveň došlo k přijetí pěti po sobě jdoucích dávek. Provádí-li se normální kontrola, přechází se na zmírněnou kontrolu, jakmile došlo k přijetí deseti po sobě jdoucích dávek, je-li výroba ve stabilizovaném stavu, systém managementu kvality u dodavatele je odpovědnou autoritou považován za uspokojivý, a je-li z pohledu odpovědné autority zmírněná kontrola považována za vhodnou. K normální kontrole je od kontroly zmírněné nutno přejít v případě, je-li naplněna jedna z následujících podmínek: Je odepřeno přijetí, výroba se stává nepravidelnou nebo se zpožďuje, systém managementu kvality u dodavatele se stává nevyhovující nebo se objevují jiné podmínky plně opravňující ke znovuzavedení normální kontroly (ČSN ISO 21247, 2005)

Kromě toho, že při přejímce s přejímacím číslem nula musí být počet neshodných v kontrolovaném výběru roven nule, jsou při přejímce měřením pro dvoustranné mezní hodnoty porovnávány ukazatele kvality přejímané dávky (2.7) s hodnotou přejímací konstanty k . Musí platit

$$Q \geq k \quad ; \quad Q = \min(Q_L, Q_U) \quad (2.8)$$

Pro kontrolu velikosti směrodatné odchylky musí platit

$$\hat{F} \leq F \quad ; \quad (2.9a)$$

kde F je v normě ČSN ISO 21247 tabelované přejímací kritérium při dvoustranné specifikaci

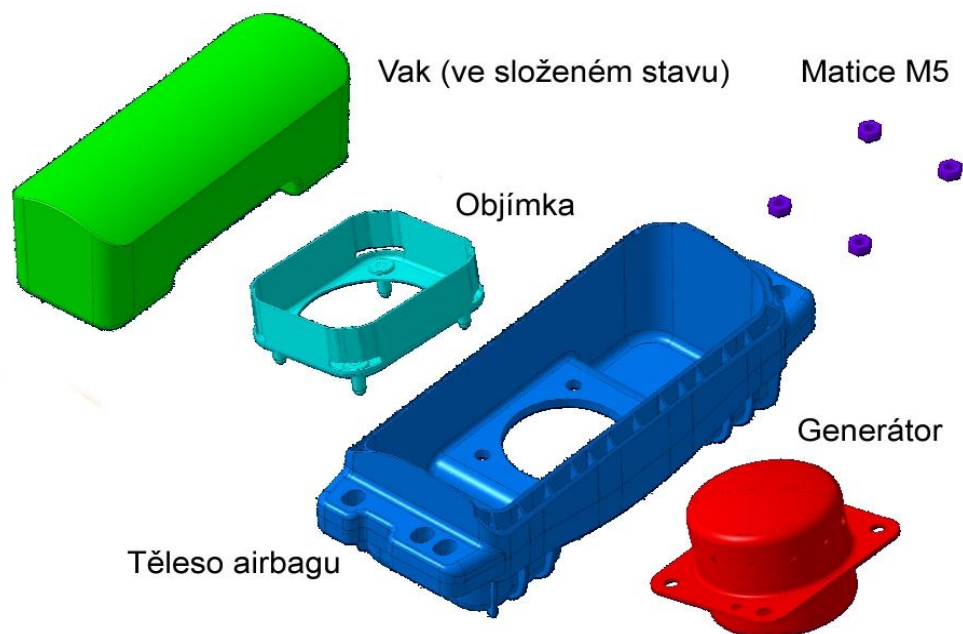
$$\hat{F} = \frac{S}{U - L} \quad (2.9b)$$

kde \hat{F} je normovaná výběrová směrodatná odchylka.

Pro přijetí dávky musí vypočtené hodnoty vyhovět všem přejímacím kritériím. Nesplní-li jedno z nich, musí být dávka zamítnuta.

2.5 Aplikace statistické přejímky u komponent airbagu spolujezdce

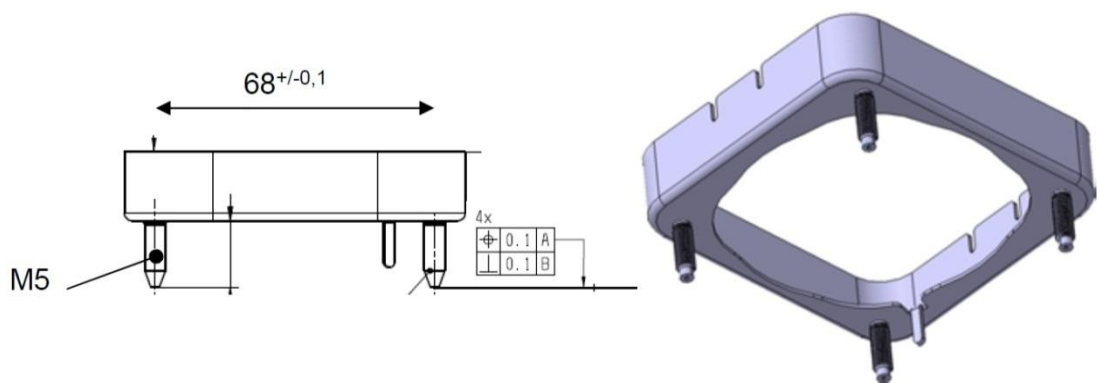
Statistickou přejímku aplikují dodavatelé airbagu spolujezdce při odebrání jednotlivých podkomponent, ze kterých je airbag sestaven. Jednotlivé díly jsou dodávány ve velkém množství kusů v jedné dávce. Stoprocentní kontrola by při takovém rozsahu dávky byla časově a finančně nákladná, proto se vybere a zkontroluje jen náhodně vybraná část výrobků. Jednotlivé komponenty jsou schematicky zobrazeny na obr. 6.



Obr. 6 Airbag spolujezdce - rozpad
Zdroj: Interní materiály Škoda

2.6 Aplikace přejímky srovnáváním

Přejímka srovnáváním se použije pro objímku, těleso airbagu a vzduchový vak. Kontroluje se sice spojitý znak, ale pomocí přípravků a předpisů, které roztřídí kontrolované jednotky na shodné či neshodné. Obr. 7 znázorňuje kontrolované vlastnosti objímky. Kontroluje se kolmost šroubů, jejich rozteč a funkčnost závitu. Kontrola probíhá pomocí přípravku, což je časově výhodné.



Obr. 7 Objímka plynového generátoru

Zdroj: Interní materiály Škoda

Cílem tohoto oddílu je navrhnout pro objímku vhodný přejímací plán a porovnat tento návrh s již prováděnou praxí u firmy KSS. Výchozí situace je následující: objímky pro uchycení plynového generátoru přicházejí v izolovaných dávkách. Jedna dávka obsahuje 500 kusů. Akceptuje se pouze nulový počet neshodných v kontrolovaném vzorku $n = 3$. Odběratel, fa KSS, aplikuje výhradně „jeden výběr“ bez opravné přejímky.

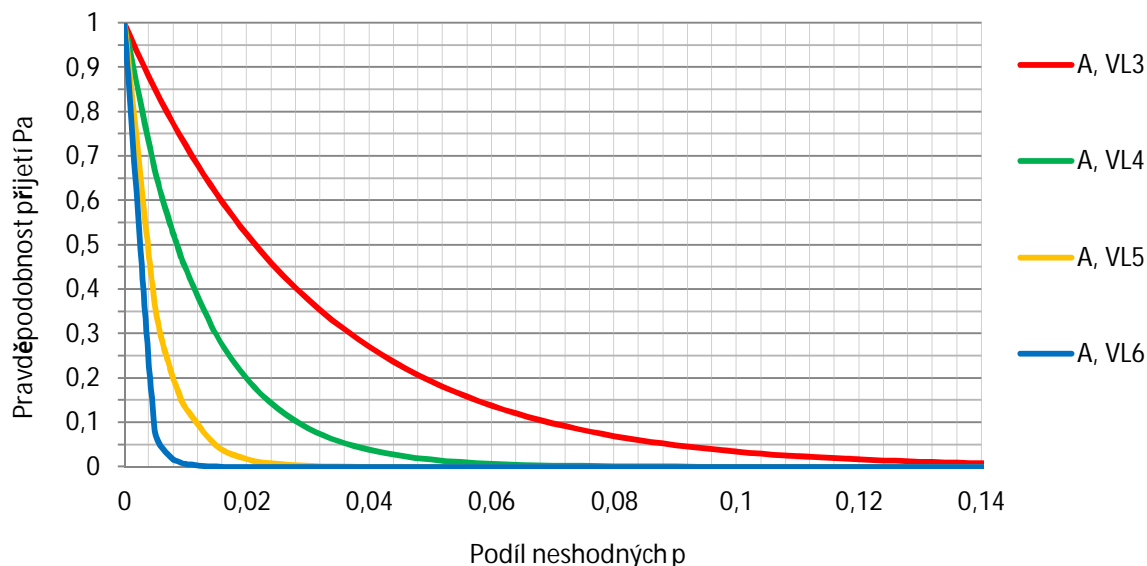
Před samotným návrhem vhodného přejímacího plánu je nutno rozhodnout o důležitosti porovnávaných znaků kvality. Znaky kvality musí splňovat specifikaci, aby se předešlo poruše nebo podstatnému snížení využitelnosti objímky jako podkomponenty modulu airbagu. Proto lze tento znak kvality označit za znak hlavní. Z tabulky přejímacích plánů v normě ČSN ISO 21247, 2005 vyplývá, že kódové písmeno pro hlavní znak kvality (VL3-6) a rozsah dávky $N = 500$ kusů lze volit z alternativ A, B, C. Na straně 17 téže normy tabulka „Přejímací plány pro kontrolu srovnáváním“ určuje v závislosti na úrovni ověřování VL rozsah výběru. V tabulce 2 jsou zeleně zvýrazněny varianty možných přejímacích plánů. Přejímací plány s kódovými písmeny B a C do analýzy nejsou zařazeny, protože pro daný rozsah dávky $N = 500$ nabízejí použití kontrolní úrovně VL2, resp. VL1 a to je pro hlavní znak nedostatečné.

Tabulka 2 Varianty přejímacích plánů ($N = 500$)

Kódové písmeno CL	Úrovně ověřování VL							R
	7	6	5	4	3	2	1	
Rozsah výběru (n_a)								
A	1290	512	200	80	32	12	5	3

Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSN ISO 21247

V grafu na obr. 8 jsou zakresleny operativní charakteristiky přejímacích plánů s rozsahy výběrů vyznačených zeleně v tabulce 2. Operativní charakteristiky byly vypočteny v Excelu pomocí funkce BINOMDIST.



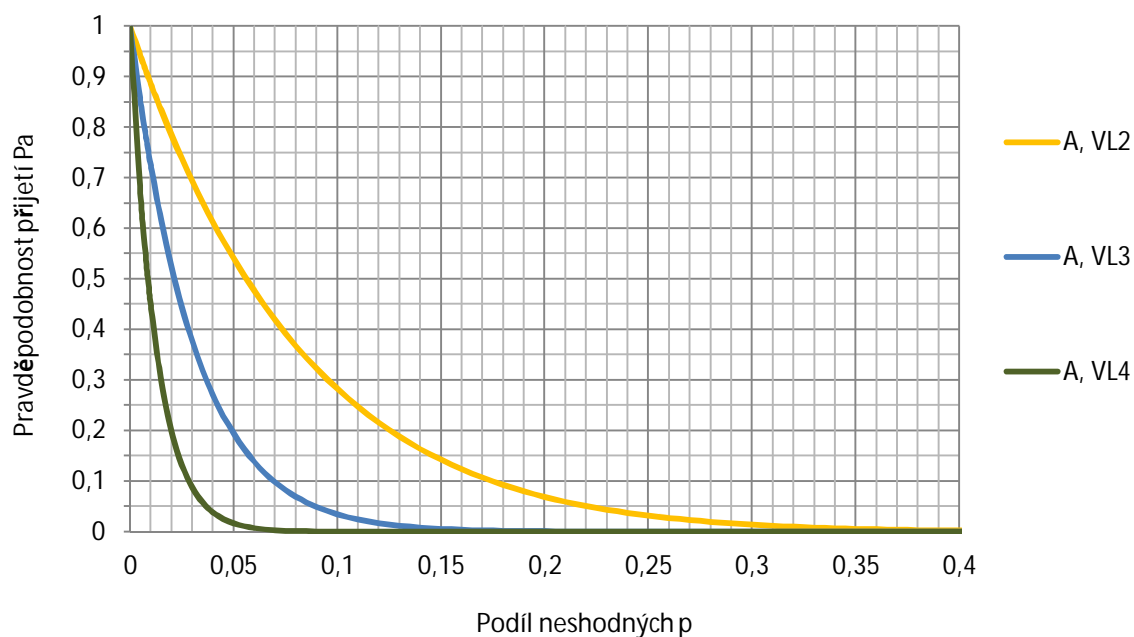
Obr. 8 Porovnání operativních charakteristik

Zdroj: Vlastní konstrukce

Výsledné křivky zobrazují závislost pravděpodobnosti přijetí dávky na podílu neshodných v dávce, resp. na daných úrovních kvality. Při aplikaci přejímacího plánu s kódovým písmenem As ověřovací úrovní VL-4 je pravděpodobnost přijetí dávky, ve které je 1 % neshodných, 0,4475. Při použití přejímacího plánu s kódovým písmenem As VL-3 je pravděpodobnost přijetí dávky, ve které je 1 % neshodných, 0,725. Uvedené hodnoty pravděpodobností přijetí jsou vypočítány a jsou rovněž tabelovány v normě ČSN ISO 21247, 2005 na str. 39. V sestrojeném grafu jsou vyneseny čtyři různé operativní charakteristiky, které svým průběhem zobrazují rozdíly v účinnosti jednotlivých přejímacích plánů objímky. Odběratel musí dodavateli odsouhlasit, který z těchto plánů je pro něj akceptovatelný. Průběh OC „A VL3“ (červená křivka) demonstruje v porovnání s ostatními OC výhodnější podmínky pro dodavatele. Naopak, průběh OC „A VL6“ představuje situaci, kdy je kontrolován celý rozsah dávky a pravděpodobnost přijetí je minimální, protože při 1 % neshodných je tato pravděpodobnost rovna 0,0058.

Jak bylo zmíněno v předchozí kapitole, úroveň kontroly dodávek VL se může měnit. Při naplnění podmínek je kontrola buď zpřísnována, nebo zmírňována.

Nechť je jako výchozí aplikován přijímací plán kódové písmeno A s úrovní ověřování VL3. Zpřísněná kontrola pak bude probíhat s úrovní ověřování VL4, zmírněná s VL2.



Obr. 9 Zmírněná, normální a zpřísněná kontrola (CL A, VL2,3,4)

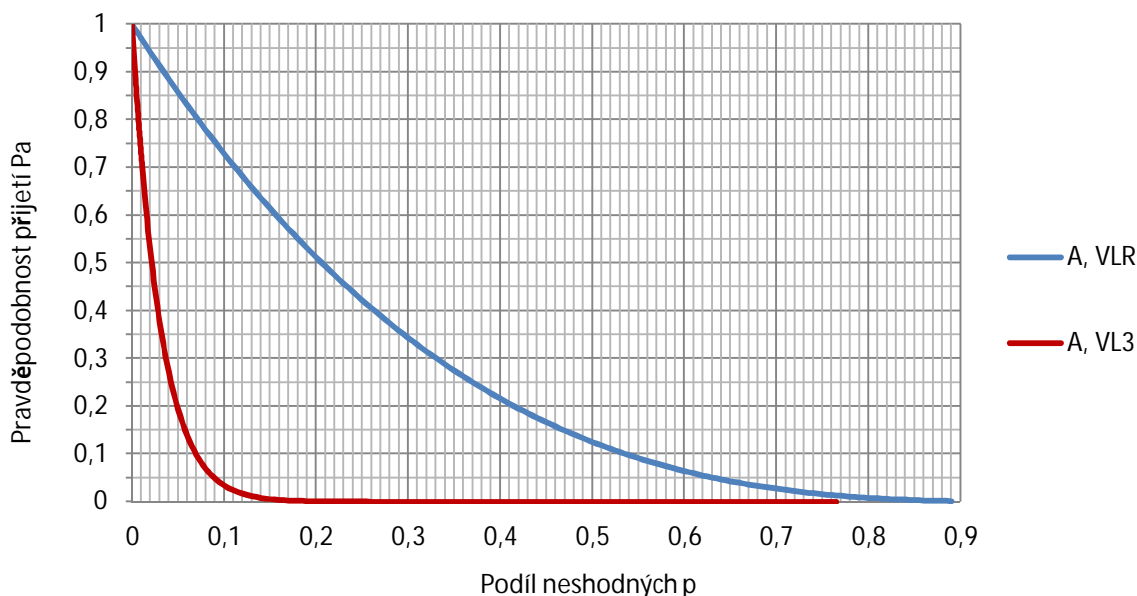
Zdroj: Vlastní konstrukce

Z grafu na obr. 9 lze vyčíst, že při aplikaci zpřísněné přejímky (ověřovací úroveň VL4) bude pravděpodobnost přijetí při 1 % neshodných 0,4475. Nebo, při přejímce zmírněné (ověřovací úroveň VL-2) bude pravděpodobnost přijetí dávky při 1 % neshodných 0,8864.

Rozhodnutí o tom, který z výše rozpracovaných přijímacích plánů v praxi aplikovat jako výchozí, není zcela jednoznačné. Plány se účinností překrývají. K aplikaci doporučuji jako výchozí přijímací plán s kódovým písmenem A a úrovní ověřování VL3. Vycházím z toho, že dodavatel objímky aplikuje ve svém procesu regulaci, a proto je možno přistoupit u tohoto dílu na nejméně účinný přijímací plán.

V závěru této kapitoly lze v obr. 10 nalézt porovnání OC pro navrhovaný přijímací plán (A, VL3, $n = 32$) s OC pro plán aplikovaný firmou KSS (A, VLR, $n = 3$). Důvodem pro aplikaci přijímacího plánu s výše jmenovanými atributy je podle vyjádření managementu KSS ta skutečnost, že u objímky jde o dodavatele ověřeného a spolehlivého. Nicméně, po podrobení tohoto přijímacího plánu zkoumání je nutno připomínkovat dvě skutečnosti. První je ta, že znaky, které jsou sledovány, by měly patřit mezi znaky hlavní. Aplikovaná praxe u firmy KSS však

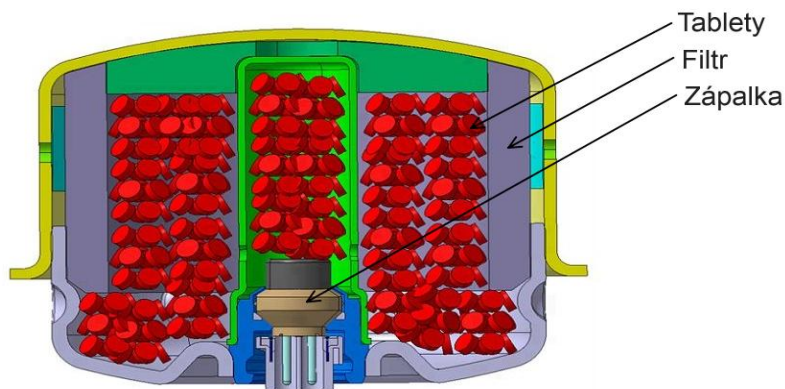
naznačuje, že jsou kontrolované znaky objímky chybně považovány za znaky vedlejší. Druhá skutečnost, která stojí za zmínku, je porovnání účinnosti přejímky aplikované a navrhované. Při aplikaci navrhovaného přejímacího plánu kódové písmeno A, normální úrovně kontroly VL3 je pravděpodobnost přijetí dávky s 1 % neshodných 0,725, zatímco při aplikaci přejímacího plánu kódové písmeno A, zmírněné úrovně kontroly VL-R bude dávka s 1 % neshodných přijata s pravděpodobností 0,9703.



Obr. 10 Porovnání OC praktikované firmou KSS s návrhem dle ISO
Zdroj: Vlastní konstrukce

2.7 Aplikace přejímky měřením

U plynového generátoru se používá přejímka měřením. Uvnitř plynového generátoru je umístěna pyrotechnická složka, která při chemické reakci, hoření, generuje plyn, který následně plní vzduchový vak. Na obrázcích 11 a 12 jsou zachyceny dva řezy plynovým generátorem. Obr. 11 představuje řez generátorem v CAD a jeho teoretické složení, obr. 12 je řez reálným generátorem z Audi Q5. Dobře jsou zde zobrazeny jednotlivé části, které mají vliv na výkon generátoru. Jsou to dva druhy pyrotechnických tablet, které jsou charakterizovány celkovou hmotností a sumou jejich povrchů, a filtr, který je charakterizován vlastní hmotností.



Obr. 11 Řez generátorem - schéma v CAD

Zdroj: Interní materiály fa. TAKATA A.G.



Obr. 12 Řez generátorem AUDI Q5

Zdroj: Interní materiály fa. TAKATA A.G.

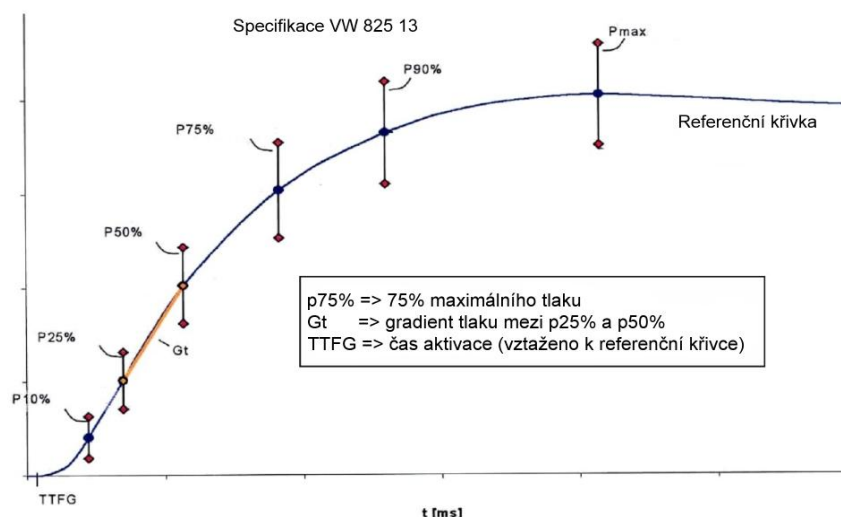
Při kontrole je plynový generátor aktivován v uzavřené nádobě. Pomocí snímače v nádobě je měřen tlak. Výstupem z této kontrolní zkoušky je křivka průběhu tlaku vyvinutého generátorem v závislosti na čase. Pro naměřené hodnoty jsou v normě VW 825 13 stanoveny horní a dolní meze. Norma specifikuje maximální přípustné odchylky výkonu generátoru v důležitých fázích nafukování vaku (tlak p_{max} , $p_{50\%}$ apod.). Jednotlivé fáze měření a meze určené specifikací popisuje tabulka 3.

Tabulka 3 Specifikované meze výkonu generátoru

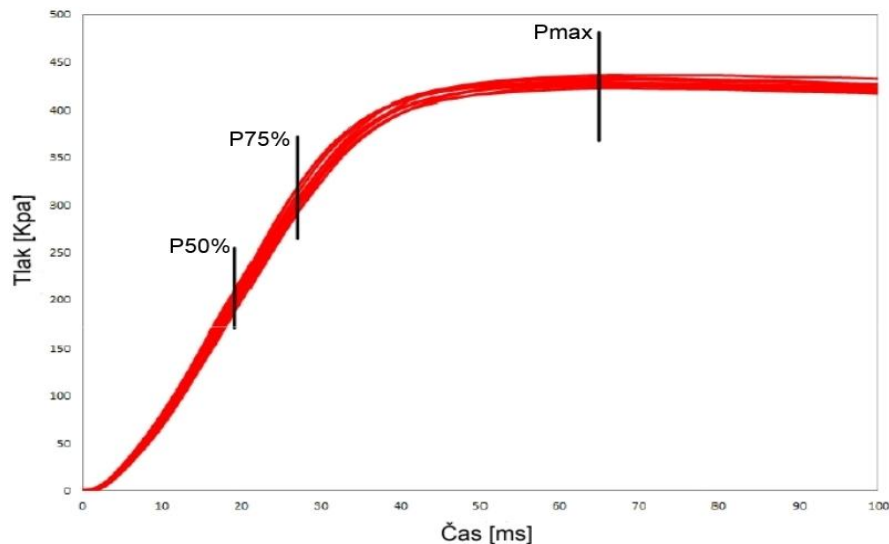
Zadání		
Úroveň tlaku	Specifikace	Platí pro teploty
p_{max}	$\pm 13,3\%$	85°, 23°, -35°
$p_{90\%}$	$\pm 16,7\%$	
$p_{75\%}$	$\pm 16,7\%$	
$p_{50\%}$	$\pm 20\%$	
$p_{25\%}$	bez	
$p_{10\%}$	bez	

Zdroj: Vlastní zpracování dle VW 825 13

Graf na obr. 13 znázorňuje tlakovou křivku, jak je popsána v normě VW 82513, graf na obr. 14 zobrazuje reálné výsledky zkušebního testování jedné dodávky generátorů, na jejichž základě je dávka generátorů přijata pro výrobu sériových sestav airbagů spolujezdce.



Obr. 13 Tlaková křivka generátoru
Zdroj: Vlastní zpracování dle VW 825 13



Obr. 14 Tlakové křivky generátoru generované v 60l nádobě
Zdroj: Vlastní zpracování dle interních materiálů KSS inc.

V praxi se na základě dodaného svazku křivek posoudí, zda některá z křivek není mimo stanovené meze. Dávka je přijata, jsou-li všechny křivky uvnitř specifikovaných mezí. To ovšem neodpovídá pravidlům aplikace přejímky měřením stanoveným v normě ČSN ISO 21247. Z tohoto důvodu se pro potřeby této diplomové práce vytěžily jednotlivé číselné hodnoty, které byly následně

zkoumány. Jedna izolovaná dávka o rozsahu 15 000 generátorů vyrobená za stejných podmínek, rozhodující je zejména jediná šarže pyrotechnické složky, byla podrobena přejímce měřením. Z dodané dávky generátorů bylo odzkoušeno za každé teploty 9 kusů. Celkem bylo provedeno 27 zkoušek. Měření probíhala u každého testu ve třech úrovních výkonu (50 %, 75 %, 100 %). V Příloze 1 jsou zobrazeny naměřené hodnoty za všech teplot a tří úrovní výkonu generátoru. V tabulce 4 jsou vypočtené hodnoty potřebné pro realizaci s-metody a červeně jsou zvýrazněny hodnoty ukazatelů kvality, které nevyhověly při porovnání s přejímací konstantou k dle vztahu 2.8. Porovnání hodnot výběrové směrodatné odchylky \hat{F} s přejímací konstantou F při každém měření vyhovělo vztahu 2.9a. Hodnoty přejímacích konstant $k = 1,540$ a $F = 0,271$ jsou tabelovány v ČSN ISO 21247: 2005 (Tab. 3).

Tabulka 4 Vypočtené hodnoty ukazatelů

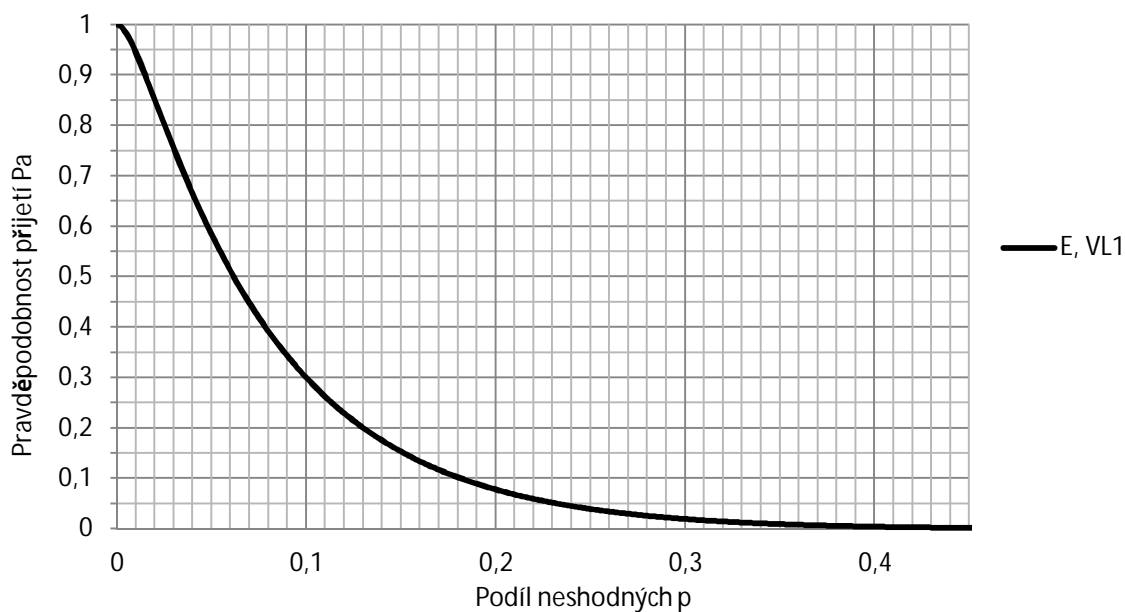
85°	$Y_{i 50}$	$Y_{i 75}$	$Y_{i 100}$
\bar{x}	249,9	356,0	425,6
s	17,4	22,2	10,5
Q_U	1,788	1,889	1,559
Q_L	1,890	1,169	1,675
\hat{F}	0,257	0,226	0,093
23°	$Y_{i 50}$	$Y_{i 75}$	$Y_{i 100}$
\bar{x}	192,8	293,3	399,1
s	18,5	24,2	12,8
Q_U	2,819	2,708	5,117
Q_L	1,603	1,537	3,414
\hat{F}	0,226	0,236	0,117
-35°	$Y_{i 50}$	$Y_{i 75}$	$Y_{i 100}$
\bar{x}	148,9	236,9	365,1
s	14,63	20,34	15,584
Q_U	1,781	1,677	3,326
Q_L	1,295	1,322	2,955
\hat{F}	0,237	0,252	0,159

Zdroj: Vlastní zpracování

Podle normy by kódové písmeno určené rozsahem dávky ($n = 15\ 000$) a kontrolní úrovní VL bylo C/D/E (tabulka 1 str. 16, ČSN ISO 21247, 2005). Podle počtu provedených testů lze vyvodit, že firmou KSS byla zvolena kontrolní úroveň VL1. Z toho vyplývá kódové písmeno E, rozsah výběru $n = 9$ a přejímací konstanty k a F . Dávka by byla zamítnuta, protože splnila jen dvě kritéria pro přijetí: žádná z naměřených hodnot nebyla mimo toleranční meze, přejímací konstanta F je menší než výběrová hodnota směrodatné odchylky \hat{F} . Naopak ukazatel kvality Q je ve třech případech (tabulka 4) menší než přejímací konstanta k . Vzhledem

k tomu, že se o přijetí dávky ve skutečnosti rozhoduje výše popsaným nevhodným způsobem, byla dávka firmou KSS přijata.

Operativní charakteristika na obr. 15 znázorňuje, že při podílu neshodných 1 % je pravděpodobnost přijetí 0,8948. Při podílu neshodných 5 % je pravděpodobnost přijetí 0,54.



Obr. 15 OC pro přejímku měřením pro dvoustranné mezní hodnoty
Zdroj: Vlastní zpracování

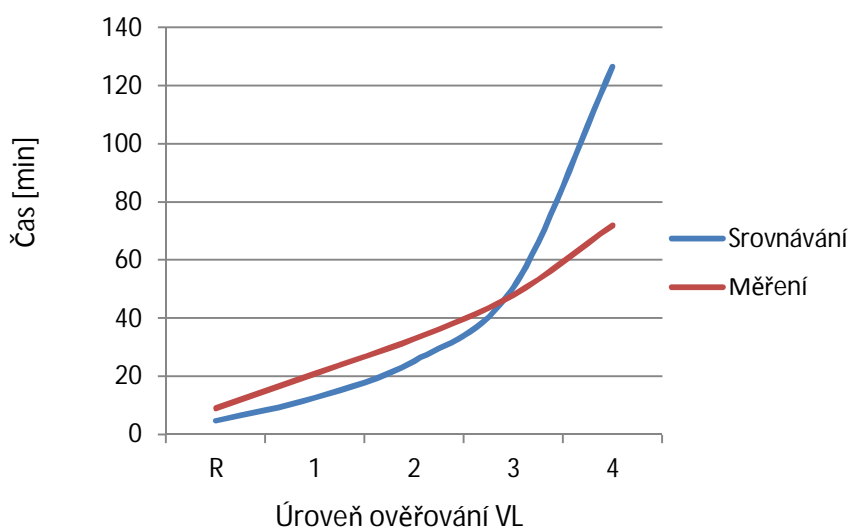
V následujícím zhodnocení musím opět zpochybnit určení ověřovací úrovně přejímky u firmy KSS. Ověřovací úroveň VL1 je z mého pohledu nesprávně zvolena. Podle předpisů pro volení ověřovacích úrovní je úroveň VL1 vhodná pro znaky vedlejší. Nelze souhlasit s tím, že měřený znak, výkon generátoru, je vedlejší znak. Výkon generátoru přímo souvisí s celkovou funkcí airbagu a s ochranou posádky vozu. Generátor s vadou může znamenat výrazné nebezpečí pro zákazníka, a proto bych na tomto základě uvažoval o ověřovací úrovni vhodné pro znaky hlavní VL4 až VL6, nebo ještě lépe o úrovni VL7, která by měla být předepsána pro znaky kritické. Toto doporučení, zásadně změnit úroveň ověřování, znamená násobné zvýšení nákladů na přejímku, v našem případě devětkrát. Takové zvýšení nákladů lze považovat za opodstatněné v porovnání s jistotou, kterou budou odběratelé dávek generátorů mít, že airbag bude fungovat bezchybně. Varovným příkladem mohou být aktuální potíže japonské firmy Takata, která je dodavatelem airbagů do všech významných

automobilek. V USA bylo od roku 2008 do servisů svoláno kolem 17 milionů (!) automobilů, kde bylo podezření na vadu airbagu (Klayman 2014). Náklady na takovéto svolávání jistě přesáhnou náklady, byť zvýšené, na jednotlivé přejímky.

Další otázkou je způsobilost procesu výroby generátorů, potažmo celých sestav airbagu spolujezdce. Tématu statistické regulace se bude věnovat následující kapitola. Sledovanou veličinou bude čas naplnění vaku, který přímo souvisí s výkonem generátoru.

2.8 Hospodárnost přejímek

Při rozhodování, zda aplikovat přejímku měřením, či srovnáváním, hrají roli především náklady na daný způsob přejímky. Počet kontrolovaných jednotek je determinován rozsahem dávky a úrovní ověřování. Množství kontrolovaných jednotek určuje cenovou náročnost přejímky. Příkladem může být hodnocení nákladovosti přejímek objímky plynového generátoru. Ve zkušebně byla provedena přejímka měřením a přejímka srovnáváním. Obě přejímky byly rozděleny na jednotlivé operace a doba potřebná k provedení přejímky byla měřena stopkami. Z těchto pozorování vzešlo porovnání časových náročností pro kontrolu jednoho kusu (postup měření v příloze 2). Graf na obr. 16 znázorňuje časovou náročnost přejímky. Výsledek zkoušky lze tedy interpretovat tak, že za stejných vstupních podmínek (CL, VL, n) v intervalu od úrovně kontroly VL1 do úrovně kontroly VL2 je vždy výhodnější přejímka srovnáváním. Od úrovně kontroly VL3 je přejímka měřením hospodárnější.



Obr. 16 Porovnání časové náročnosti přejímek
Zdroj: Vlastní zpracování

3 Statistická regulace procesu

Jestliže má produkt vyhovět nebo převýšit očekávání zákazníka, obecně by měl být vyráběn v procesu, který je stabilní a opakovatelný. Přesněji: proces musí být způsobilý s nízkou variabilitou okolo cílové hodnoty sledovaného znaku produktu. Statistická regulace procesu (SPC) může být aplikována na kterýkoliv proces, je souhrnem silných statistických nástrojů, kterými je možno dosáhnout stability procesu a zlepšení jeho způsobilosti prostřednictvím snížení variability (Montgomery, s. 180). Při aplikaci SPC u výroby airbagu je vzhledem k nutnosti provedení nákladných funkčních testů výhodné provádět kontrolu průběžně přímo v procesu a s malým rozsahem výběru. Podstatou kontroly je pravidelné sledování odchylek od předepsané hodnoty, vyhledání příčiny při zhoršení kvality a následné zasahování do procesu, aby se odchylky minimalizovaly. SPC je chápána jako prevence, při které je proces v případě potřeby (příliš velké odchylky od stanovené hodnoty) udržován ve stabilním stavu pomocí včasných zásahů. Výsledky kontrol se vynášejí do regulačních diagramů, které jsou základním nástrojem pro statistickou regulaci a z kterých lze vyčíst signály o případném zhoršování jakosti. Kolísání sledovaného znaku může být zapříčiněno jednak velkým množstvím drobných, obvykle neodstranitelných vlivů, a pak většími změnami způsobenými špatným nastavením procesu nebo použitím nevhodných vstupů do procesu. Tyto větší změny způsobující variabilitu jsou tzv. vymežitelné příčiny, při jejich výskytu proces není pod statistickou kontrolou.

3.1 Etapy statistické regulace

SPC je využívána dodavatelem pro udržení nebo zlepšení úrovně kvality procesu, která rozhoduje o úspěšnosti podniku v konkurenčním prostředí. Regulace se odehrává ve třech po sobě jdoucích etapách: přípravné, první a druhé etapě. V přípravné etapě je definován proces, který má být regulován, určen sledovaný znak jakosti a stanoven vhodný typ regulačního diagramu. V této etapě je také stanoveno, jakým způsobem bude probíhat kontrola a výběry z procesu. Během první fáze statistické regulace jsou sebrána data a konstruuje se vybraný regulační diagram. Sleduje se, zda jsou body vynesené v RD uvnitř zkušebních mezí, což by svědčilo o tom, že je proces pod kontrolou. Není-li tomu tak, hledá se vymežitelná příčina. Pokud je identifikována, podskupiny, u kterých došlo

k překročení mezí, se vyřadí a regulační meze jsou přepočítány tak, že se použijí data z ostatních podskupin. Cílem je potvrdit správnou identifikaci vymezené příčiny a zároveň dosažení stavu, kdy je po vyřazení těchto podskupin a přepočítání mezí takový stav, kdy jsou všechny body uvnitř revidovaných regulačních mezí. Jakmile je proces stabilizovaný, vstupuje SPC do své poslední, druhé fáze. Odhadované charakteristiky procesu (μ, σ) jsou považovány za konečné. V regulačních diagramech se vizuálně kontrolují hodnoty zakreslovaných výběrových charakteristik. Tato vizuální kontrola umožňuje včasný zásah do procesu v případě překročení regulační meze nebo při výskytu neobvyklého seskupení bodů.

3.2 Typy regulace

Podle typu regulované veličiny rozlišujeme dva typy regulace; regulaci měřením a regulaci srovnáváním.

Při regulaci měřením je znak kvality měřitelná proměnná, jejíž hodnoty jsou měřeny a vyjádřeny číselně pomocí spojité stupnice. Pro kontrolu používáme dvojici regulačních diagramů. Jeden pro kontrolu úrovně hodnot kontrolované veličiny, druhý pro kontrolu její okamžité variability. Příklady měřitelného znaku kvality jsou rozměr, hmotnost, objem, čas. Nejčastěji se používá dvojice diagramů pro průměr a rozpětí (\bar{x}, R), další možností jsou diagramy pro průměr a směrodatnou odchylku (\bar{x}, s), nebo diagram pro individuální hodnoty a klouzavá rozpětí (x_i, MR). Není-li možné vyjádřit znak kvality číselně a je-li možné pouze rozhodnout, zda je testovaná jednotka shodná či neshodná s danou specifikací, hovoříme o druhém typu regulace, a to o regulaci srovnáváním. Při regulaci srovnáváním lze použít různé typy regulačních diagramů. Zachycuje se v nich buď podíl neshodných jednotek (p-diagram), počet neshodných jednotek (np-diagram), počet neshod (c-diagram), nebo počet neshod na jednotku (u-diagram).

3.3 Regulační diagram

V regulačním diagramu jsou vyneseny hodnoty zvolené výběrové charakteristiky v závislosti na čase nebo na pořadí podskupiny. Jeho prostřednictvím je možné oddělit náhodné příčiny variability procesu od příčin identifikovatelných. Diagram obsahuje centrální přímkou a dvě regulační meze. Je-li proces stabilní, tzn. pod statistickou kontrolou, odpovídá v první etapě centrální přímkou (CL) průměrné

hodnotě zvolené charakteristiky a horní regulační mez (*UCL*) spolu s dolní regulační mezí (*LCL*) jsou zakresleny v takové vzdálenosti od centrální přímky, aby se většina zakreslených hodnot pohybovala uvnitř regulačních mezí. Je-li bod mimo regulační meze, může tento fakt signalizovat existenci vymezené příčiny a měla by se přijmout taková opatření, jimiž vymezenou příčinu odstraníme. Vymezená příčina přispívá k větší variabilitě procesu. Vymezenými příčinami mohou být např. chyby v seřízení stroje, chyba obsluhy, použití nekvalitní vstupní suroviny, nedodržení výrobních postupů atp. Regulační diagram obsahující kontrolní meze a varovné meze ve vzdálenosti $\pm 3\sigma_w$, resp. $\pm 2\sigma_w$ od centrální přímky je znázorněn na obr. 17.



Obr. 17 Uspořádání regulačního diagramu

Zdroj: Zpracováno podle Montgomery

kde pod pojmem pozorování na ose x je možno zahrnout podskupiny nebo jednotlivá měření a sigma značí směrodatnou odchylku vynášené charakteristiky. UWL je horní varovná mez a LWL je spodní varovná mez.

Výběrovou charakteristikou může být průměr, rozpětí, počet neshodných jednotek v podskupině apod. Regulační mez a centrální přímku lze vyjádřit

$$UCL = \mu_w + L\sigma_w \quad (3.1)$$

$$CL = \mu_w \quad (3.2)$$

$$LCL = \mu_w - L\sigma_w \quad (3.3)$$

kde w je vynášená výběrová charakteristika, μ_w je její střední hodnota, σ_w je směrodatná odchylka, L určuje vzdálenost regulační meze od centrální přímky.

3.4 Klasický Shewhartův regulační diagram

Při regulaci měření používáme pro kontrolu dvojici regulačních diagramů. Jeden pro kontrolu úrovně hodnot (diagram pro průměr) regulované veličiny; druhý pro kontrolu variability této veličiny. Je-li proces pod kontrolou a nepůsobí-li žádné vymezipitelné příčiny, můžeme charakteristiky μ (střední hodnota) a σ^2 (rozptyl) regulované veličiny považovat za konstantní. Pro střední hodnotu průměrů a pro jejich směrodatnou odchylku platí:

$$\mu_{\bar{x}} = \mu \quad ; \quad \sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad (3.4)$$

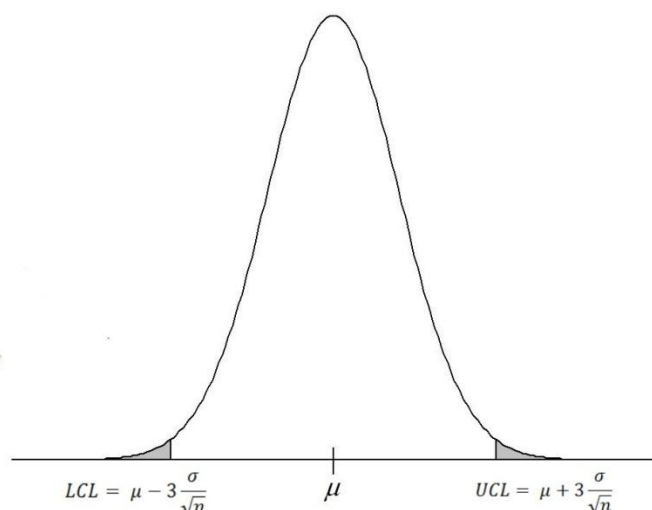
kde průměr měření v podskupině je dán vztahem:

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} \quad (3.5)$$

Centrální přímka CL odpovídá hodnotě \bar{x} , regulační meze v diagramu pro průměr jsou dány vztahy:

$$UCL = \mu + 3 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad ; \quad LCL = \mu - 3 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad (3.6)$$

Jestliže platí předpoklad o tom, že je proces pod statistickou kontrolou, že regulovaná veličina má normální rozdělení, $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ a tudíž mají normální rozdělení i výběrové průměry, bude 99,73 % vnesených výběrových průměrů zakresleno uvnitř regulačních mezí. Situace je zachycena na obr. 18.



Obr. 18 Normální rozdělení výběrových průměrů

Zdroj: Vlastní zpracování dle Jarošová, 2011, s. 87

Pravděpodobnost, že se vynášený bod vyskytne mimo regulační meze, aniž by došlo ke změně střední hodnoty procesu, je 0,0027. Tento signál je označován jako falešný, protože parametry procesu se nezměnily, zůstává stabilním, ale je

označen jako statisticky nestabilní, a zvláštní příčina neexistuje. Vzdálenost regulačních mezí od centrální přímky (3.7) je dostatečně velká ($\pm 3\sigma_0$) a riziko vzniku falešného signálu je malé. Nevýhodou je, že případné posuny charakteristik procesu (identifikující přítomnost vymezitelných příčin v procesu) jsou obtížněji detekovatelné. V této souvislosti hovoříme o riziku chybějícího signálu β . Proces považujeme za stabilní, i když ve skutečnosti stabilní není, vyneseny bod se neobjevil mimo regulační meze. Doba, která uplynula od vzniku vymezitelné příčiny do objevení se signálu, se charakterizuje průměrnou délkou přeběhu, což může být průměrný počet odběrů podskupin, nebo při sledování individuálních hodnot, je to průměrný počet bodů, které jsou vyneseny před tím, než jeden bod leží mimo regulační meze. Průměrná délka přeběhu při sledování stabilního procesu se značí ARL_0 a je převrácenou hodnotou rizika falešného signálu (neboli pravděpodobnosti výskytu chyby prvního druhu).

$$ARL_0 = \frac{1}{\alpha} \quad (3.7)$$

Hodnota ARL pro proces s normálním rozdělením a bez posunu střední hodnoty označená jako ARL_0 má hodnotu 370.

$$ARL_0 = \frac{1}{0,0027} = 370 \quad (3.8)$$

Výsledek výpočtu ukazuje, že za určitých, výše zmíněných, vlastností procesu lze v průměru každý 370. výběr, resp. individuální hodnotu měření očekávat mimo regulační meze. Vysoká hodnota ARL_0 žádoucí.

Pomocí hodnoty ARL_δ , která představuje průměrnou hodnotu přeběhu při posunu střední hodnoty o δ , se hodnotí výkonnost regulačního diagramu:

$$ARL_\delta = \frac{1}{P_{out}} \quad (3.9)$$

kde P_{out} je pravděpodobnost, že vyneseny bod bude mimo regulační meze.

Čím výrazněji se posouvá střední hodnota (proces je nestabilní), tím více klesá pravděpodobnost chybějícího signálu β a zkracuje se průměrná doba přeběhu ARL_δ . Žádaná malá hodnota ARL_δ závisí na rozsahu podskupin n . Detekce malých posunů střední hodnoty procesu je v krátké době podmíněna velkým rozsahem podskupin. Problém s malými změnami procesu tam, kde není možné provádět výběry ve vyšších frekvencích a s velkými rozsahy a tam, kde je Shewhartův regulační diagram málo účinný, pomáhají řešit varovné meze. Používají se

zejména u regulačního diagramu pro průměr, nebo pro individuální hodnoty. Varovné meze UWL , LWL jsou zakresleny symetricky po obou stranách CL , jejich vzdálenost od ní je menší než vzdálenost regulačních mezí. Signálem k hledání vymezené příčiny je výskyt alespoň dvou po sobě jdoucích hodnot v regulačním diagramu, které leží mimo varovnou mez. Poloha varovných mezí ovlivňuje průměrnou dobu přeběhu ARL_{δ} .

V oddíle zmiňujícím typy regulace je zmíněna zaběhnutá praxe používání dvojice regulačních diagramů při regulaci měření. Spolu s diagramem pro průměr (\bar{x} – diagram), jehož prostřednictvím je monitorována úroveň procesu, je používán diagram pro rozpětí (R – diagram), který sleduje inherentní variabilitu uvnitř podskupin. Není-li možné vytvářet logické podskupiny a rozsah výběru je $n = 1$, nemůžeme určit hodnotu rozpětí. Využijí se klouzavá rozpětí sousedních hodnot MR .

$$MR_i = |x_i - x_{i-1}| \text{ pro } i = 2, \dots, k \quad (3.10)$$

kde klouzavé rozpětí je absolutní hodnotou rozdílu dvou po sobě jdoucích měření. Dvojici diagramů pak tvoří MR pro individuální hodnoty a \bar{MR} pro klouzavá rozpětí (x_i , MR). Centrální přímka je v x_i diagramu určena průměrem \bar{x} vypočteným ze všech individuálních pozorování. Regulační meze jsou dány vztahy

$$UCL = \bar{x} + \frac{3}{d_2} \overline{MR} ; LCL = \bar{x} - \frac{3}{d_2} \overline{MR} \quad (3.11)$$

Při výpočtu klouzavých rozpětí \overline{MR} ze sousedních hodnot odpovídá hodnota součinitele d_2 rozsahu podskupin $n = 2$, tedy $d_2 = 1,128$ (ČSN ISO 8258).

V diagramu pro klouzavá rozpětí je centrální přímka určena hodnotou \overline{MR} a regulační meze jsou

$$UCL = D_4 \overline{MR} ; LCL = D_3 \overline{MR} \quad (3.12)$$

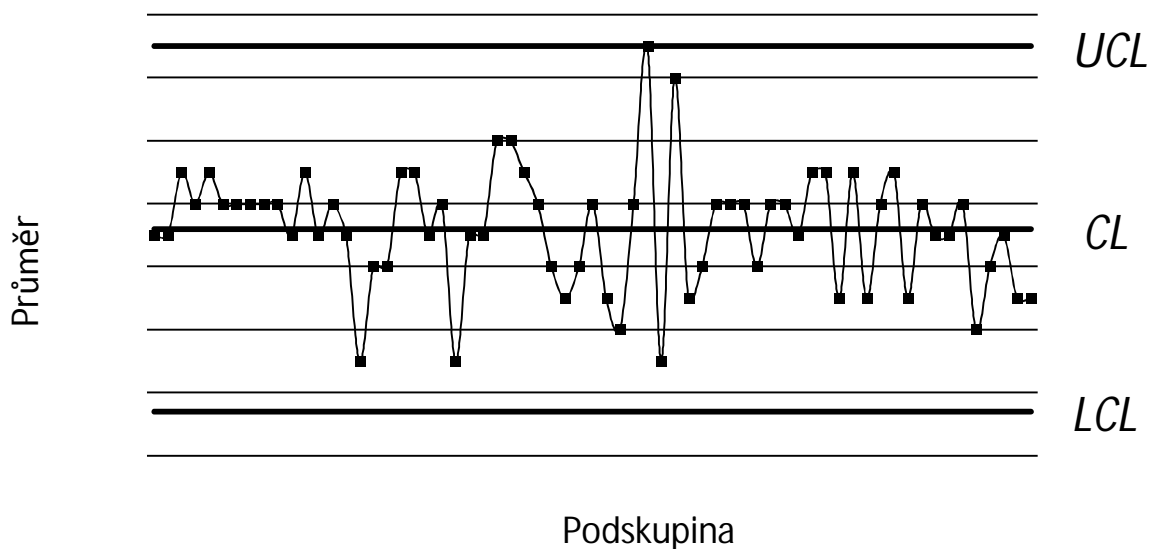
kde pro rozsah $n = 2$ jsou hodnoty $D_3 = 0$, $D_4 = 3,267$.

Varovné meze v diagramu pro individuální hodnoty ve vzdálenosti $\pm 2\hat{\sigma}$ lze vypočítat podle vztahu:

$$UWL = \bar{x} + 2\hat{\sigma} = \bar{x} + 2 \frac{\overline{MR}}{d_2} ; LWL = \bar{x} - 2\hat{\sigma} = \bar{x} - 2 \frac{\overline{MR}}{d_2} \quad (3.13)$$

Na existenci vymezené příčiny upozorní nejen bod, který leží mimo regulační meze, ale i další typy seskupení vnesených bodů. Norma ČSN ISO 8258 definuje následující případy, které signalizují změnu v procesu: devět hodnot leží na stejné

straně centrální přímky, šest hodnot za sebou roste nebo klesá, čtrnáct bodů v řadě pravidelně kolísá, dvě ze tří hodnot jsou od CL dále než $2\sigma_\omega$, čtyři z pěti hodnot jsou na stejné straně CL ve vzdálenosti větší než $1\sigma_\omega$, patnáct hodnot v řadě leží v intervalu $\pm 1\sigma_\omega$ okolo CL , osm bodů za sebou leží po obou stranách CL , pokaždé ale mimo interval $\pm 1\sigma_\omega$ (Jarošová, s. 134, ČSN ISO 8258). Obr. 19 znázorňuje příklad klasického Shewhartova regulačního diagramu.



Obr. 19 Ukázka regulačního diagramu

Zdroj: Vlastní zpracování

3.5 Regulační diagram EWMA

Alternativou k Shewhartovu diagramu, o kterém hovoří předcházející oddíl, je regulační diagram zkonstruovaný pomocí metody EWMA (*Exponentially Weighted Moving Average*). Jedná se o speciální metodu, která v porovnání se Shewhartovým regulačním diagramem umožní detekovat i malé posuny procesu. Typické je použití EWMA při sledování individuálních hodnot. Metoda je založena na tom, že je jednotlivým měřením přiřazována rozdílná váha určená parametrem (parametr $\lambda \in (0,1)$). Poslední pozorování má hodnotu váhy nejvyšší, u předcházejících pozorování hodnota váhy geometricky klesá. Exponenciálně vážený klouzavý průměr je definován následující rovnicí

$$z_i = \lambda x_i + (1 - \lambda)z_{i-1} \quad (3.14)$$

kde parametr λ je volen ze zmiňovaného intervalu a počáteční hodnota z_0 je cílová hodnota procesu, tedy $z_0 = \bar{x}$.

Stejně jako v klasickém regulačním diagramu, i diagram EWMA obsahuje centrální přímkou CL a dvě kontrolní meze UCL , LCL . Jestliže jsou pozorování x_i nezávislé proměnné s rozptylem σ^2 , pak je rozptyl hodnot z_i (Montgomery, s. 420):

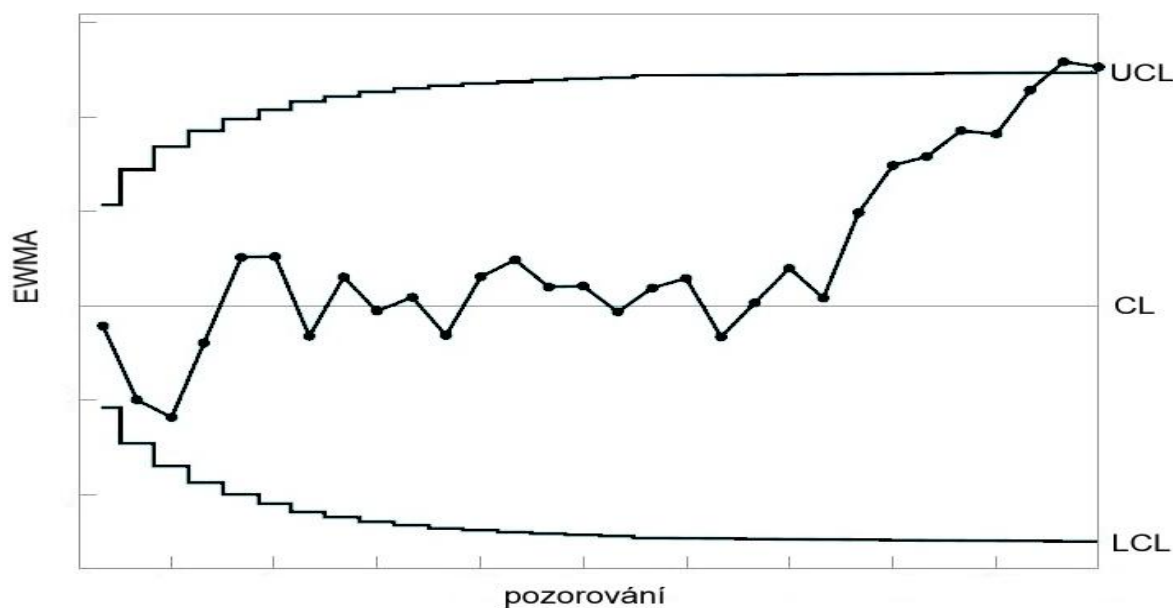
$$\sigma_{z_i}^2 = \sigma^2 \left(\frac{\lambda}{2 - \lambda} \right) [1 - (1 - \lambda)^{2i}] \quad (3.15)$$

Pak lze do EWMA vynést hodnoty z_i měření i . Centrální přímkou je dána průměrem: $CL = \bar{x}$. Regulační meze lze zkonstruovat prostřednictvím vztahů

$$UCL = \bar{x} + L\hat{\sigma} \sqrt{\frac{\lambda}{2 - \lambda} [1 - (1 - \lambda)^{2i}]} \quad (3.16)$$

$$LCL = \bar{x} - L\hat{\sigma} \sqrt{\frac{\lambda}{2 - \lambda} [1 - (1 - \lambda)^{2i}]} \quad (3.17)$$

Kde \bar{x} je průměr ze všech pozorování, $\hat{\sigma}$ je odhad směrodatné odchylky, i je pořadí pozorování, parametr L určuje vzdálenost regulačních mezí, hodnota parametru λ se stanoví s ohledem na nežádoucí posun střední hodnoty. Výraz $(1 - (1 - \lambda)^{2i})$ se s rostoucím počtem pozorování blíží k jedné. Tzn. stanovíme-li $\lambda = 1$ a $L = 3$, budou regulační meze ve vzdálenosti $\pm 3\sigma$ a EWMA bude v tomto ohledu shodný se Shewhartovým regulačním diagramem. Obecně se doporučuje stanovit hodnoty $\lambda = 0,2$ a $L = 3$. Taková hodnota zaručuje v porovnání s klasickým RD vysoké $ARL_0 = 560$. Při malém posunu střední hodnoty procesu, např. o $\delta = 1 \sigma$, je hodnota průměrné doby do přeběhu pro regulační diagram EWMA $ARL(\delta) = 10,8$. Pro porovnání, hodnota ARL při použití Shewhartova RD pro stejný posun: $ARL_\delta = 42,9$. Obě hodnoty lze zjistit pomocí software Statgraphics. Je-li potřeba signál v případě malého posunu detekovat dříve, volí se parametry (L, λ) dle speciálních křivek (Crowder 1989). Na následujícím obr. 20 je obecný příklad regulačního diagramu EWMA.



Obr. 20 EWMA

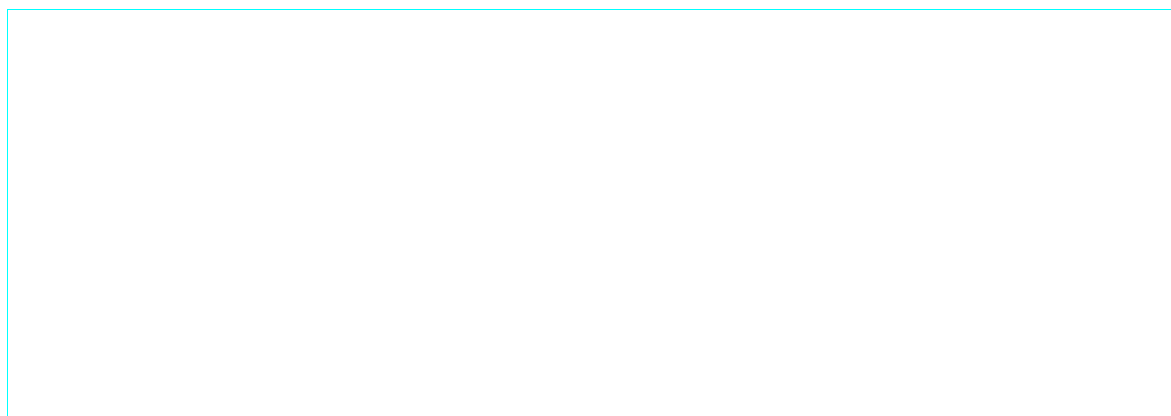
Zdroj: Zpracováno dle Montgomery

Vynáší se jednotlivé hodnoty EWMA (3.14). Centrální přímka odpovídá průměru z naměřených hodnot \bar{x} , regulační meze UCL a LCL jsou proměnné a při zvoleném parametru $\lambda = 0,2$ se ustálí v šířce přibližně $\pm 3\sigma$ zhruba po 20. pozorování (hodnota výrazů v závorce pod odmocninou (3.16, 3.17) se přiblíží jedné).

3.6 Regulace srovnáváním při dohledu nad airbagem spolujezdce

Při výběru vhodného typu RD pro srovnávání, se musela zohlednit aplikovaná praxe. Ve firmě ŠKODA AUTO a.s. jsou při regulaci srovnáváním za neshody považovány nedovolené praskliny na tělese modulu airbagu, protržený vzduchový vak, chybné nebo neúplné rozbalení vzduchového vaku. Četnost výskytu těchto neshod se blíží nule, počet výběrů je nízký a vybrané jednotky netvoří stejně velké logické podskupiny. Tím jsou z praktické aplikace vyřazeny p-diagram a np-diagram. Bohužel, sledování počtu neshod na jednotku, které by nediskvalifikovaly airbag pro další použití, se cíleně neprovádí. K sestrojení c-diagramu, nebo u-diagramu tedy nejsou shromažďovány žádné ucelené informace. Dosavadní praxe pouze dělí jednotky na shodné nebo neshodné. Nelze tak zhodnotit, zda je proces pod kontrolou nebo zda je přítomna vymezitelná příčina, která by byla důvodem nadměrného kolísání charakteristik procesu. Proto je beze změny přístupu nemožné aplikovat statistické nástroje SPC.

Navrhovaným řešením pro zlepšení informace o jakosti dodávaných jednotek či o intenzitě výskytu neshod je sledovat počet neshod na jednotku, které nediskvalifikují airbag pro další použití. Takovýchto případů neshod je více a lze je na základě zkušeností dobře identifikovat. Obr. 21 znázorňuje dvě vady, které identifikují jednotku jako neshodnou: zcela roztržený vak a masivně prasklé těleso modulu. Obr. 22 znázorňuje neshody, které nevylučují jednotku z dalšího použití. Vlevo trhlina, která neohrožuje integritu ani velikost zádržného účinku vaku. Vpravo vlásečnicová trhlina v tělese modulu, která nemá za následek ovlivnění funkce tělesa. Samozřejmě definice jak přesně mohou vypadat vady, které nevylučují jednotku z dalšího použití, musí být součástí dohody mezi dodavatelem a odběratelem.



Obr. 21 Vady neshodných jednotek

Zdroj: Vlastní zpracování dle interních materiálů ŠKODA AUTO a.s. (TAJNÉ)

Obr. 22 Vady nevylučující jednotku z dalšího použití

Zdroj: Vlastní zpracování dle interních materiálů ŠKODA AUTO a.s. (TAJNÉ)

Nejsou-li stejně velké podskupiny, lze použít regulační u-diagram pro počet neshod na jednotku. Počet neshod je nutno vztahovat ke zvolené jednotce

množství. Regulační diagram by byl sestaven podle následujících vztahů. Centrální příčka odpovídá hodnotě

$$\bar{u} = \frac{\sum_{i=1}^k c_i}{\sum_{i=1}^k n_i} \quad (3.18)$$

kde \bar{u} je centrální příčka v u-diagramu, c_i je celkový počet neshod v kontrolovaném množství vzorků a n_i je počet kontrolovaných jednotek. A proměnné regulační meze pro různé velikosti podskupin jsou vypočteny podle vztahu

$$UCL = \bar{u} + 3 \sqrt{\frac{\bar{u}}{n_i}} \quad ; \quad LCL = \bar{u} - 3 \sqrt{\frac{\bar{u}}{n_i}} \quad (3.19)$$

Norma PV 3545 předepisuje, v jakém množství se budou měsíčně vybírat jednotky ke kontrole. To závisí na fázi projektu a celkovém počtu vyrobených kusů airbagu. V prvních měsících od SOP se jednotky vybírají ke kontrole ve větším množství, v dalších měsících počet vybraných jednotek klesá. Minima (šest vzorků) dosáhne počet kontrolovaných jednotek 18 měsíců po SOP. Níže navržená tabulka 5 by měla být deníkem této regulace a podkladem ke konstrukci regulačního u-diagramu. Zachytí skutečné počty kontrolovaných jednotek a počet chyb v jednom měsíci.

Tabulka 5 Deník regulace srovnáváním

PV3545 regulace srovnáváním 1-12měsíc				
Měsíc*	Vyrobené díly	Ke kontrole	Zkontrolováno	počet chyb
	ΣN	n_i	n_i	c_i
I		Dle PV 3545		
II				
III				
IV				
V				
VI				
VII				
VIII				
IX				
X				
XI				
XII				

*od SOP

Zdroj: Vlastní zpracování

Toto navrhované řešení vyžaduje definici jednotky, na kterou se bude počet neshod přepočítávat. Nechť je jednotkou budoucí minimum vzorků vybraných ke zkoušce, tedy šest airbagů. Pak by výpočet centrální přímky po uplynutí pěti měsíců, za použití vzorce (3.18) byl následovný

$$\bar{u} = \frac{\sum_{i=1}^k c_i}{\sum_{i=1}^k n_i} = \frac{\sum_{i=1}^k c_i}{\frac{48+24+24+24+24}{6}} = \frac{\sum_{i=1}^k c_i}{24}$$

Dále, aby byl u-diagram použitelný, nesmí být počet neshod často nulový. Splnění této podmínky nelze garantovat pro všechny projekty. Ale například u airbagu od firmy TRW se vady pravidelně vyskytují. Úspěšnost navrhované aplikace u-diagramu bude odvislá od konkrétního projektu. Proto je vhodné se sledováním neshod začít u všech sériových projektů a pokusit se o sestavení jednotlivých u-diagramů.

3.7 Aplikace x_r -diagramu a MR -diagramu

Jedinou veličinou, kterou lze při testech s modulem airbagu spolujezdce měřit na spojitě stupnici, je čas potřebný k plnému nafouknutí vzduchového vaku. Těžiště statistické regulace procesu produkce airbagu spolujezdce leží především u dodavatelských firem. Jako dodatečný důkaz o tom, že jsou odběrateli, tedy firmě ŠKODA Auto a.s., dodávány produkty z procesu pod statistickou kontrolou, ve kterém nepůsobí žádná vymezitelná příčina, slouží kontrola v rámci dohledu nad sériovými díly. Kompletní sestavy airbagů spolujezdce jsou testovány podle normy PV 3545, která předepisuje četnost a frekvenci výběrů jednotek ke kontrole, a tzv. COP katalogu, který přesně definuje způsob provedení zkoušek a jejich vyhodnocení. Zatím co COP katalog vzniká pro každý projekt (model) nový a zohledňuje různá projektová specifika, norma PV 3545 (poslední vydání r. 2006) platí pro všechny projekty stejně. Z toho plyne, že se požadavky ohledně času nafouknutí airbagu, projekt od projektu liší. Projekty, které již v sérii jsou, mají specifikace stanoveny na základě zkušeností z testování. Postup jejich stanovení probíhá zpravidla pomocí tzv. inženýrského posouzení (*Engineering Judgement*): ke známému rozpětí dosažených časů nafouknutí se přičte subjektivně bezpečná tolerance. U projektů, které nejsou v sérii (např. SUPERB NF), se se stanovením mezí vyčkává do období po SOP. Překročení stanovených specifikací aktivuje hledání příčiny u dodavatele prostřednictvím předepsaného postupu v rámci expertní skupiny (COP katalog SK316, 2011 s. 24). Cíle této kapitoly jsou: ze

shromážděných dat vypočítat pro jednotlivé airbagy regulační meze a porovnat je s dnes stanovenými specifikacemi, pro vybrané příklady zkonstruovat regulační diagramy (x_i , \overline{MR} , EWMA), zhodnotit smysluplnost případného zavedení varovných regulačních mezí UWL , LWL .

V teoretické části jsou popsány klasický Shewhartův regulační diagram pro individuální hodnoty a rozpětí a speciální regulační diagram EWMA. Rozdíl mezi těmito regulačními diagramy je v konstrukci regulačních mezí a vynesení statistik do diagramu. Výpočet centrální přímky (CL) je pro oba typy regulačních diagramů totožný, vychází ze známých nebo odhadnutých charakteristik (μ, σ) celého souboru dat. Meze pro klasický Shewhartův regulační diagram jsou odvozeny na základě konstantní směrodatné odchylky. Statistika se v případě sledování individuálních hodnot rovná naměřené hodnotě. V případě speciálního regulačního diagramu EWMA jsou vypočtené regulační meze i vynášená statistika ovlivněny časovou vahou, kdy nejvyšší váhu má poslední měření. Regulační meze u EWMA RD mohou být vynášeny jako proměnné. Tyto rozdíly mezi regulačními diagramy mají za následek mimo jiné také to, že použití klasického RD je podmíněno normalitou rozdělení v případě statisticky zvládnutého procesu, přičemž EWMA je vůči ne-normalitě robustnější.

Krokem číslo jedna je tedy zhodnocení existence normálního rozdělení u souborů naměřených dat. K tomu byl použit software Statgraphics a jeho nástroje pro ověření normality rozdělení. Nasbírané soubory dat vykazují vesměs ne-normalitu rozdělení. Prostřednictvím statistického softwaru byly jednotlivé soubory dat konfrontovány s hypotézou H_0 o tom, že má soubor normální rozdělení a s hypotézou H_1 , že soubor normální rozdělení nemá. Pokaždé byla na hladině pravděpodobnosti $\alpha = 0,05$ nulová hypotéza H_0 zamítnuta. Tímto prověřením bylo opodstatněno zařazení metody EWMA do následující aplikace.

Dalším krokem po ověření hypotézy o normálním rozdělení je stanovení (výpočet) regulačních mezí a jejich porovnání se specifikacemi. Jak bylo řečeno, projekty se od sebe liší tím, jak dlouho jsou již v sérii. Většina je v sériové výrobě již etablována a dá se o nich tvrdit, že jsou pod kontrolou. Existuje jedna výjimka, projekt SK48 SUPERB NF, který vstoupí do sériové výroby v tomto roce. Pro tento projekt nebyly prozatím specifikace stanoveny. V následující tabulce 5 je přehled specifikací pro jednotlivé projekty a teploty, tak jak jsou zaneseny v tzv. COP

katalogu. Projekty v tabulce jsou řazeny chronologicky od nejdéle běžícího po nejnovější.

Tabulka 6 Specifikace COP katalog

Projekt	Airbag	Specifikace	Teplota		
			-35°	+23°	+85°
Octavia	TAKATA	USL	55,0	45,0	*
		LSL	*	39,0	36,0
Superb	TRW	USL	58,0	48,0	*
		LSL	*	36,0	27,0
Yeti	TAKATA	USL	55,0	45,0	*
		LSL	*	39,0	36,0
Rapid	KSS II	USL	50,0	43,0	35,0
		LSL	40,0	35,0	25,0
Octavia NF	KSS	USL	53,0	43,0	32,0
		LSL	48,0	38,0	27,0
Superb NF	AUTOLIV	USL	*	*	*
		LSL	*	*	*

* nestanoveno

Zdroj: Vlastní zpracování

Za povšimnutí stojí několik jednostranných hodnot u sériových projektů. Tato skutečnost je dána tím, že za minusových teplot je nafouknutí airbagu pomalejší než za teploty pokojové, a tudíž je stanovena pouze horní specifikace *USL*, která předepisuje, že nafouknutí nesmí trvat příliš dlouho. A naopak, nafouknutí při vysokých teplotách je rychlejší, a proto je stanovena pouze dolní specifikace *LSL*, která předepisuje, že nafouknutí nesmí být příliš rychlé. Tato úvaha je potvrzena empirickým sledováním. Podrobněji bude téma vlivu teploty na rychlost nafouknutí rozebráno v kapitole pojednávající o navrhování experimentů. Regulační meze budou ale spočítány obě (*UCL*, *LCL*), protože pouze tak lze hodnotit, zda se některé z naměřených hodnot octnou mimo ně.

Soubor dat pro projekt SK35 (-35°) obsahuje 39 měření. Vypočtený průměr z těchto měření (3.5) $\bar{x} = 50,32$ určuje centrální přímkou *CL* v diagramu pro individuální hodnoty. Ve stejném RD jsou pak regulační meze (3.11) vypočteny pomocí rovnic

$$UCL = \bar{x} + \frac{3}{1,128} \overline{MR} = 50,32 + 2,66 \cdot 2,49 \cong 57,81$$

$$LCL = \bar{x} - \frac{3}{1,128} \overline{MR} = 50,32 - 2,66 \cdot 2,49 \cong 44$$

Průměr klouzavých rozpětí (3.10) $\overline{MR} = 2,82$ určuje centrální přímkou v diagramu pro klouzavá rozpětí. Aplikací vztahů (3.12) vypočteme regulační meze

$$UCL = 3,267 \overline{MR} = 3,267 \cdot 2,82 \cong 9,20$$

$$LCL = 0 \cdot \overline{MR} = 0$$

Analogicky byly vypočítány hodnoty regulačních mezí klasického RD pro individuální hodnoty u všech projektů a pro všechny teploty. Následující tabulka 7 přehledně tyto regulační meze představuje.

Tabulka 7 Regulační meze Shewhartův RD

Projekt	Airbag	Regulační meze	Teplota		
			-35°	+23°	+85°
Octavia	TAKATA	UCL	57,3	46,9	49,4
		LCL	44,0	38,8	33,2
Superb	TRW	UCL	63,5	54,9	53,3
		LCL	42,0	32,9	25,5
Yeti	TAKATA	UCL	57,8	48,1	50,6
		LCL	42,8	37,9	31,4
Rapid	KSS II	UCL	48,7	44,8	37,0
		LCL	38,8	32,5	26,1
Octavia NF	KSS	UCL	53,3	42,5	36,0
		LCL	35,3	31,9	27,0
Superb NF	AUTOLIV	UCL	49,4	44,7	45,1
		LCL	36,6	34,0	35,5

Zdroj: Vlastní zpracování

Pro představení aplikace výpočtu speciálního regulačního diagramu EWMA je jako reprezentant použit opět soubor dat projektu SK35 (-35°). Počet měření je 39. Centrální přímka je určena totožným způsobem (3.5) jako u klasického RD, $CL = \bar{x} = 50,32$. Regulační meze pro první měření $i = 1$ (3.17, 3.18) jsou dány vztahy

$$UCL = \bar{x} + 3 \hat{\sigma} \sqrt{\frac{0,2}{2 - 0,2} [1 - (1 - 0,2)^2]} = 50,32 + 3 \cdot 2,49 \cdot \sqrt{0,03996} \doteq \underline{51,81}$$

$$LCL = \bar{x} - 3 \hat{\sigma} \sqrt{\frac{0,2}{2 - 0,2} [1 - (1 - 0,2)^2]} = 50,32 - 3 \cdot 2,49 \cdot \sqrt{0,03996} \doteq \underline{48,83}$$

Aby byl výpočet kompletní je doplněna hodnota z_1 statistiky EWMA (3.14) pro $x_1 = 50$

$$Z_1 = 0,2 \cdot X_1 + (1 - 0,2)Z_0 = 0,2 \cdot 50 + (0,8 \cdot 50,32) = 10 + 40,256 = \underline{50,256}$$

Do tabulky 8 byly zapsány vypočtené konstantní regulační meze, kde je výraz v závorce pod odmocninou $[1 - (1 - 0,2)^2]$ nahrazen hodnotou 1.

$$UCL = \bar{x} + 3 \hat{\sigma} \sqrt{\frac{0,2}{2 - 0,2}} = 50,32 + 3 \cdot 2,49 \cdot \sqrt{0,111} \doteq \underline{52,82}$$

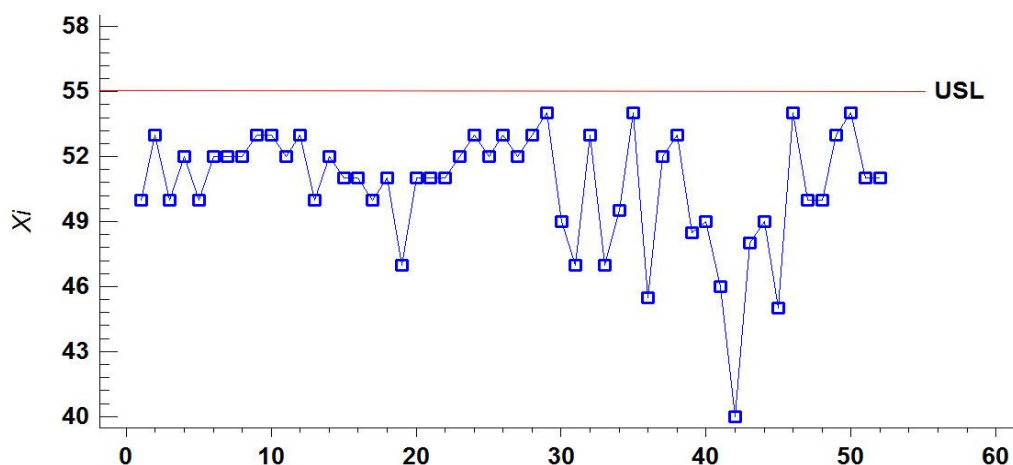
$$LCL = \bar{x} - 3 \hat{\sigma} \sqrt{\frac{0,2}{2 - 0,2}} = 50,32 - 3 \cdot 2,49 \cdot \sqrt{0,111} \doteq \underline{47,82}$$

Tabulka 8 Regulační meze RD EWMA

Projekt	Airbag	Regulační meze	Teplota		
			-35°	+23°	+85°
Octavia	TAKATA	UCL	52,9	44,2	44,0
		LCL	48,5	41,5	38,6
Superb	TRW	UCL	56,4	47,5	44,5
		LCL	49,2	40,2	36,2
Yeti	TAKATA	UCL	52,8	44,7	44,2
		LCL	37,8	41,3	37,8
Rapid	KSS II	UCL	45,4	40,7	33,4
		LCL	42,1	36,6	29,7
Octavia NF	KSS	UCL	47,3	39,0	33,0
		LCL	41,3	35,5	30,0
Superb NF	AUTOLIV	UCL	45,8	40,9	42,6
		LCL	40,8	37,8	38,7

Zdroj: Vlastní zpracování

Po porovnání vypočtených hodnot regulačních mezí klasického regulačního diagramu (tabulka 7) se stanovenými specifikacemi (tabulka 6) lze konstatovat, že specifikace jsou v převážné většině užší. To ilustruje tu skutečnost, že byly stanoveny bez ohledu na charakteristiky procesu. Vypočtené hodnoty regulačních mezí EWMA (tabulka 8) nelze porovnávat, protože jde o hodnoty ovlivněné váhami. Pro hlubší zkoumání a konstrukci klasického Shewhartova i EWMA regulačního diagramu byly vybrány dva projekty. Projekt SK35 Octavia a SK48 Superb NF. Na sérii obrázků k jedné aplikaci je vždy postupně představena specifikace, regulační diagram pro individuální hodnoty a klouzavá rozpětí a EWMA regulační diagram. Série obrázků č. 23 - 26 zobrazuje projekt SK35 s použitým airbagem od firmy Takata a měřeními za teploty -35°.



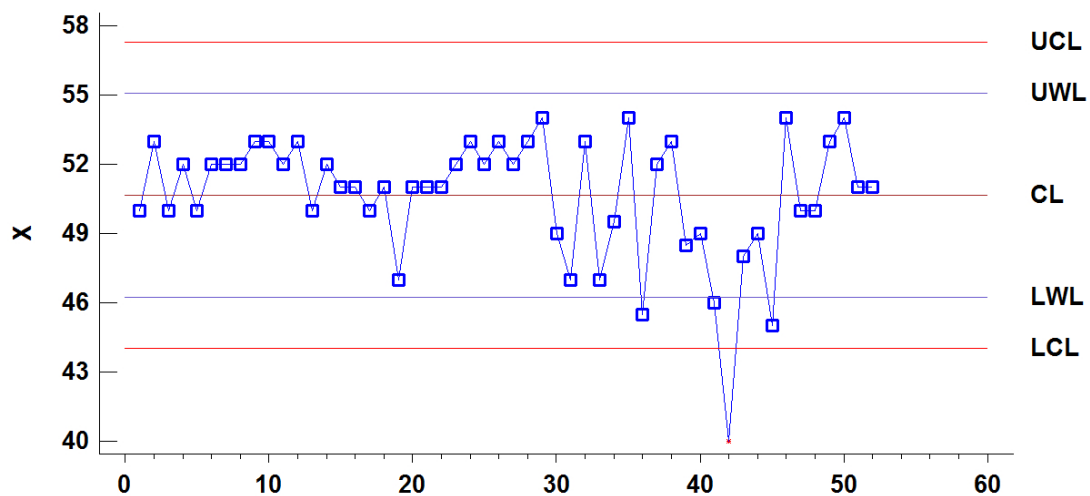
Obr. 23 Takata SK35, vynesené průměry a horní specifikace

Zdroj: Vlastní zpracování

Jak je vidět z grafu na obr. 23 pro minusovou teplotu, při stanovené specifikaci *USL* (55 ms) jsou hodnoty všech pozorování vyhovující. Graf na obr. 24 představuje klasický regulační diagram pro individuální hodnoty doplněný o varovné meze *UWL*, *LWL*. Výpočet varovných mezí podle vzorce (3.14) se liší od výpočtu regulačních mezí pouze ve vzdálenosti od $CL \pm 2\sigma$.

$$UWL = \bar{x} + \frac{2}{1,128} \overline{MR} = 50,32 + 1,77 \cdot 2,49 \doteq 55,1$$

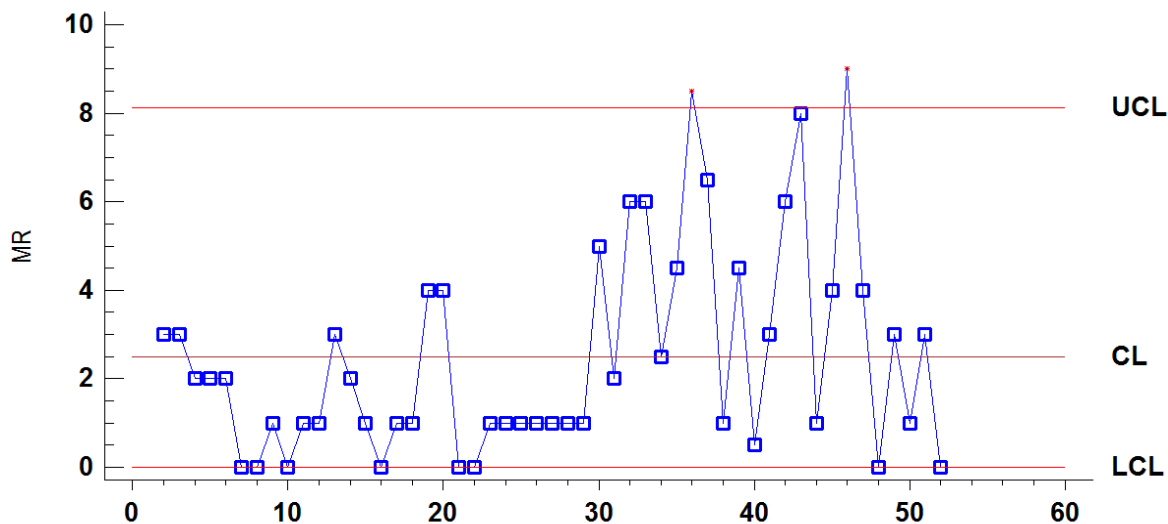
$$LWL = \bar{x} - \frac{2}{1,128} \overline{MR} = 50,32 - 1,77 \cdot 2,49 \doteq 46,2$$



Obr. 24 Takata SK35, Shewhartův RD pro individuální hodnoty

Zdroj: Vlastní zpracování

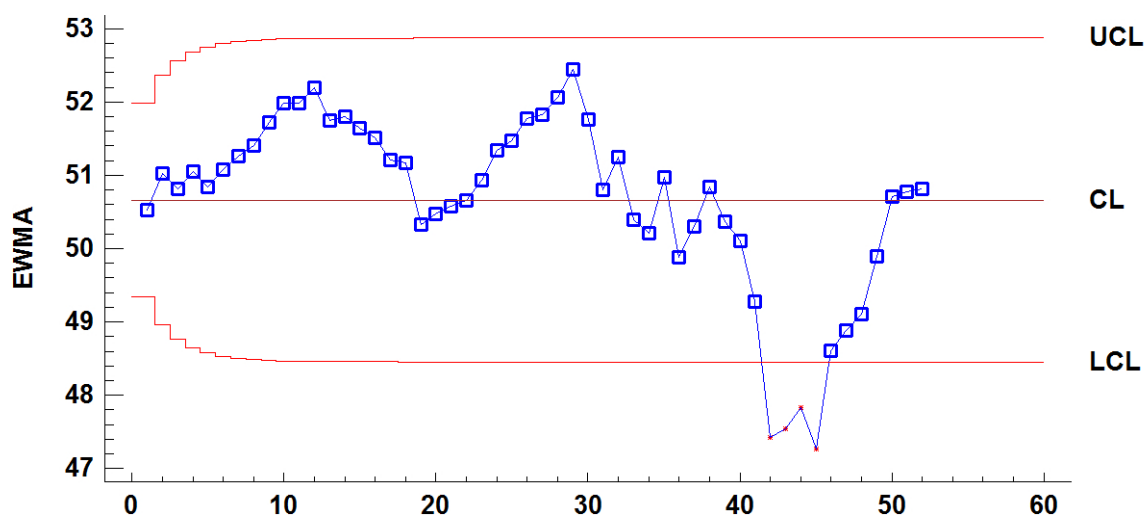
Jedna hodnota (41) je mimo regulační meze (pod *LCL*) a znamená potřebu zkoumat existenci vymezitelné příčiny. Více hodnot osciluje kolem dolní varovné meze. Hodnota *UWL* se přibližuje stanovené specifikaci. Pro získání informace o tom, jaká existuje v procesu inherentní variabilita je použit v obr. 25 regulační diagram klouzavých rozpětí \overline{MR} .



Obr. 25 Takata SK35, regulační diagram pro klouzavá rozpětí

Zdroj: Vlastní zpracování

Od 27. pozorování inherentní variabilita procesu zvýšila a dva klouzavé průměry v relativně krátkém sledu za sebou (oblast hodnot 35 - 50) překročila horní regulační mez *UCL*. To koresponduje s výpovědí X-diagramu. Poslední obr. 26 ze série obrázků pro projekt SK35 představuje speciální regulační diagram EWMA.



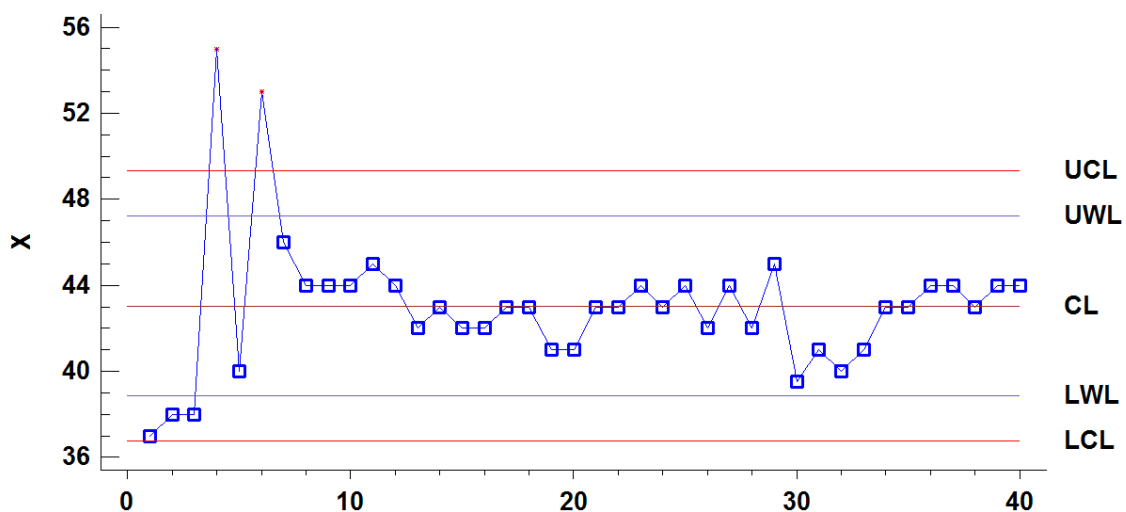
Obr. 26 Takata SK35, regulační diagram EWMA

Zdroj: Vlastní zpracování

V regulačním diagramu EWMA jsou hodnoty 42-45 mimo dolní regulační mez. To znamená signál k hledání existence vymezipitelné příčiny. Obě metody, jak klasická, tak EWMA, přinesly stejný výsledek. Na základě výpovědi ze sestavených grafů se jeví jako smysluplné a dostatečné používat pro sledování procesu dvojici klasických regulačních diagramů pro individuální hodnoty (x_i , \overline{MR}). Argumentem

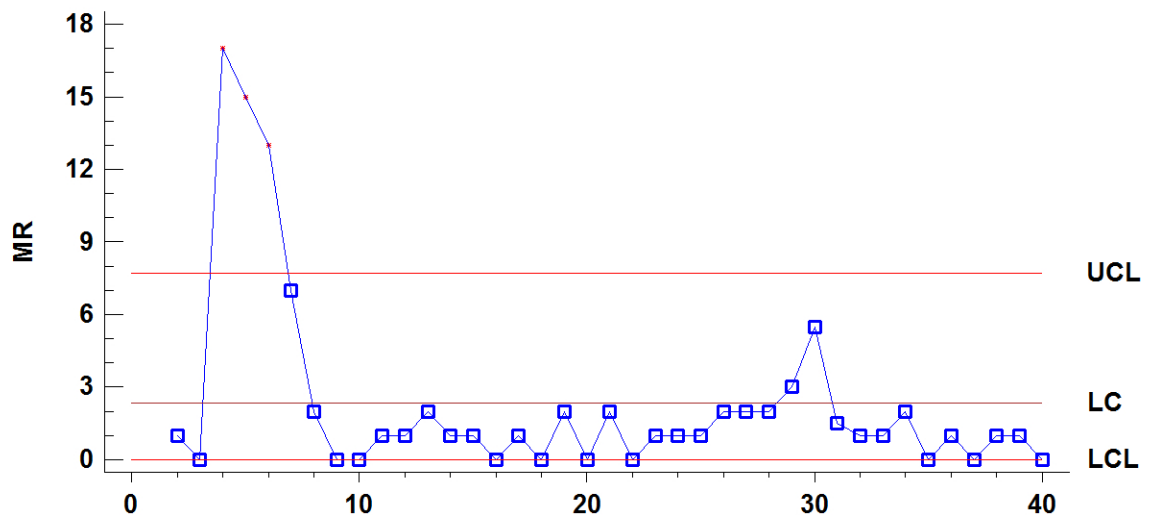
pro použití diagramu EWMA by bylo zmíněné nenormální rozdělení v souboru naměřených hodnot.

Jako druhý reprezentant aplikace regulačních diagramů byl vybrán projekt SK48 Superb s airbagem od firmy Autoliv. Tento projekt je zajímavý z toho důvodu, že se jeho sériová výroba teprve chystá a navržený regulační diagram bude poskytovat informace od prvních kontrolních testů. Data ve zkonstruovaných regulačních diagramech jsou posbírána během vývoje a uvolňovacích zkoušek. V prvním grafu na obr. 27 jsou vynesena individuální měření času nafouknutí při 35°. Regulační diagram obsahuje kromě regulačních mezí také meze varovné.



Obr. 27 Autoliv SK48, Shewhartův RD individuální hodnoty
Zdroj: Vlastní zpracování

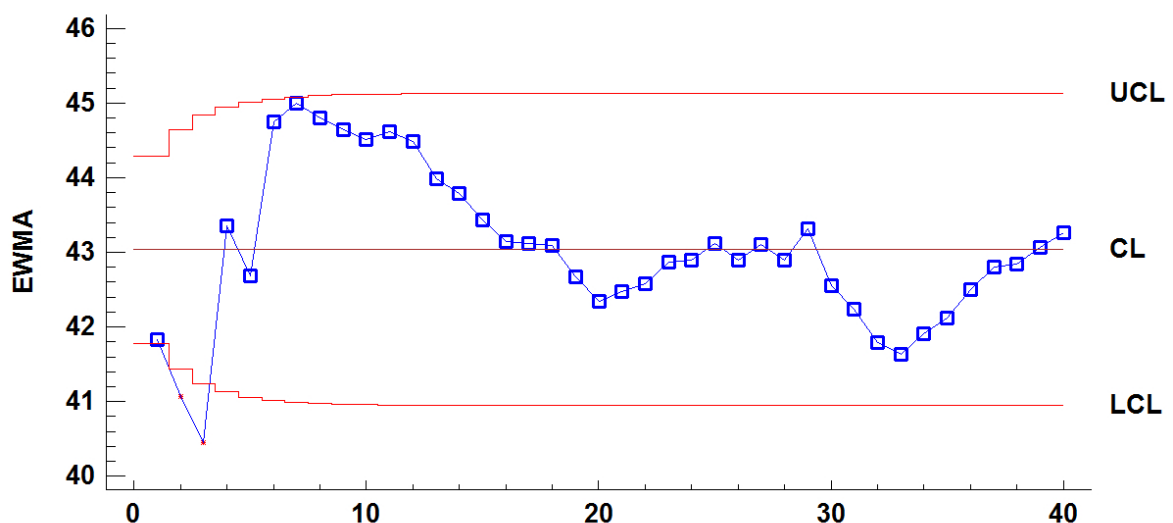
Hodnoty měření zanesené v regulačním diagramu naznačují, že na začátku sledování procesu existovala zvláštní příčina, která musela být (a byla) identifikována a posléze odstraněna (měření 1, 2, 3, 5). O inherentní variabilitě procesu podává informaci graf v obr. 28 pro klouzavé průměry \overline{MR} .



Obr. 28 Autoliv SK48, regulační diagram pro klouzavá rozpětí
Zdroj: Vlastní zpracování

Obr. 28 potvrzuje velkou inherentní variabilitu procesu a potvrzuje tak, že v procesu nebylo vše v pořádku. Dodavatel (fa Autoliv) potvrdil, že v době výroby airbagů, jejichž časy naplnění nebyly v pořádku, se proces plnění plynu do generátoru teprve ustaloval a docházelo k odchýlkám při plnění generátorů. Poloha procesu a inherentní variabilita jsou od sedmé hodnoty vyhovující. Dá se konstatovat, že dosahovaná inherentní variabilita (v rámci 3 milisekund) je jedna z nejnižších známých variabilit. To si vysvětlují novou, patentovanou technologií, která byla pro výrobu plynových generátorů Autoliv nasazena.

Poslední ze série obrázků (obr. 29) ukazuje, jak by vypadala aplikace speciálního diagramu EWMA.



Obr. 29 Autoliv SK48, regulační diagram EWMA
Zdroj: Vlastní zpracování

Regulační diagram EWMA zachycuje počáteční problémy firmy Autoliv s procesem plnění plynových generátorů stejně jako Shewhartův regulační diagram. V intervalu od 29. do 34. hodnoty je v procesu vidět odchylka od střední hodnoty procesu. Ta ale není dramatická a neznamena nutnost zásahu.

Po porovnání sestrojených regulačních diagramů pro airbag od firmy Autoliv lze konstatovat, že pro praktické používání jsou vhodné oba regulační diagramy. Jak speciální regulační diagram EWMA, tak i klasická dvojice RD pro individuální hodnoty a klouzavá rozpětí. Konkrétně pro tento případ je vhodnější použít metodu EWMA. Důvodem k tomuto doporučení je fakt, že v souboru dat je vysoká četnost stejných naměřených hodnot. A protože EWMA pracuje s váhami, lze vysledovat trend tzv. na první pohled bez složitějšího testování uskupení vynesných bodů. Protože je projekt na svém začátku, lze přepokládat, že bude muset být regulován. Bylo by výhodné regulovat ho při malých posunech, a to umožňuje právě metoda EWMA.

Ještě jedna skutečnost vyplynula z konstrukce regulačních diagramů. Na rozdíl od ostatních airbagů se airbag spolujezdce pro SK48 Superb III za všech teplot chová podobně, tzn. jeho časy naplnění jsou si podobné za tepla, mrazu i pokojové teploty. To můžou ilustrovat i sestrojené regulační meze, které mají rozpětí pouze 13,9 ms. To je fakt, který u ostatních airbagů nepozorujeme. Naopak, největší rozpětí regulačních mezí zaznamenáváme u airbagu, pro SK46 Superb II, a to 38 ms. Na tomto místě je vhodné si položit otázku, zda takto rozdílné procesy znamenají zároveň nějaký rozdíl pro zákazníka, potažmo pro bezpečnost posádky. Jak je možné, že jeden výrobce a jeho proces se pohybuje v tak úzkém rozpětí regulačních mezí a druhý potřebuje rozpětí skoro trojnásobné? Také na tuto otázku se pokusí odpovědět následující kapitola, která se zabývá způsobilostí. Protože způsobilost a výkonnost procesu jsou determinovány specifikací a protože specifikace vychází z potřeby včasného nafouknutí airbagu, lze říci, že porovnání ukazatelů způsobilosti jednotlivých dodavatelů poskytne informaci, u kterého z výrobců airbagů, resp. z jejich procesů je vhodné požadovat zlepšení.

4 Způsobilost procesu

Jestliže se proces nachází ve fázi, kdy je monitorován pomocí regulačních diagramů a je pod statistickou kontrolou, lze u něj hodnotit jeho způsobilost a výkonnost. Způsobilostí procesu nazýváme schopnost procesu vyhovět předepsaným kritériím (Jarošová 2011, str. 113). Předepsanými kritérii se u měřitelného znaku rozumí specifikace, což může být funkční požadavek na výrobek, například minimální povolené zatížení bez poškození, nebo maximální přípustný rozměr, který umožní bezpečnou montáž dílu. U airbagu spolujezdce je specifikací myšleno časové rozmezí potřebné pro naplnění vzduchového vaku. V souvislosti se způsobilostí se u procesu sleduje jeho variabilita a poloha. Čím menší je variabilita procesu, tím je proces způsobilější. Poloha procesu s dostatečnou vzdáleností od mezních hodnot specifikace je druhým znakem způsobilosti. Je-li sledována okamžitá variabilita procesu, hovoříme o ukazatelích způsobilosti. Zkoumáme-li kolísání měřitelného znaku v průběhu času, zkoumáme ukazatele výkonnosti.

4.1 Ukazatele způsobilosti procesu

Základním a nejjednodušším ukazatelem způsobilosti je ukazatel C_p . Je definován jako podíl délky intervalu specifikované (přípustné) variability a hodnoty 6σ .

$$C_p = \frac{USL - LSL}{6\sigma} \quad (4.1)$$

kde σ je směrodatná odchylka, interval délky 6σ vyjadřuje přirozenou variabilitu, která je procesu inherentní, USL je horní specifikovaná mez, LSL dolní specifikovaná mez. Čím větší je ukazatel způsobilosti C_p , tím menší je variabilita. Hodnotě ukazatele způsobilosti $C_p = 1,33$ odpovídá vztah $USL - LSL = 8\sigma$. Poloha procesu může být buď centrovaná, tzn. vzdálenost střední hodnoty μ od horní a dolní meze je stejná, nebo posunutá směrem k jedné z nich. Pro vyjádření polohy procesu lze vyjít ze vztahů

$$C_{pU} = \frac{USL - \mu}{3\sigma} ; C_{pL} = \frac{\mu - LSL}{3\sigma} \quad (4.2)$$

kde C_{pU} je horní ukazatel způsobilosti, C_{pL} je dolní ukazatel způsobilosti, μ je střední hodnota procesu. Při porovnání těchto ukazatelů hovoříme o indexu C_{pk}

$$C_{pk} = \min(C_{pU}, C_{pL}) \quad (4.3)$$

kde hodnota ukazatele C_{pk} odráží velikost posunu procesu. Je-li $C_p = C_{pk}$, proces je centrován. Je-li proces posunut k dolní mezi, platí $C_{pL} < C_p < C_{pU}$, je-li proces posunut blíže k horní mezi, platí $C_{pU} < C_p < C_{pL}$. Vypovídající hodnota vypočtených ukazatelů způsobilosti musí být vždy podpořena informací o počtu měření, který byl pro výpočet použit, ideálně však konfidenčními mezemi. Hodnota ukazatelů způsobilosti charakterizuje proces, je pevná, ale neznámá. Konfidenční interval pomůže určit meze, mimo které se charakteristika téměř jistě nevyskytuje. Důležitým předpokladem pro použití výše zmiňované teorie je ověření toho, že regulovaná veličina jako výstup z procesu má normální rozdělení. Pokud nelze předpokládat normální rozdělení regulované veličiny, musí se postupovat jinak.

4.2 Nenormální rozdělení regulovatelné veličiny

Jednou z možností, jak postupovat při nenormálním rozdělení regulovatelné veličiny, je transformace naměřených dat takovým způsobem, že nově přepočítaná data budou splňovat předpoklad normálního rozdělení. Další z možností je místo standardních indexů způsobilosti C_p , C_{pk} použít index C_{pc} , jehož výpočet je založen na střední hodnotě absolutních odchylek měření od cílové hodnoty $E|X-T|$ (Luceño 1996).

$$C_{pc} = \frac{USL - LSL}{6 \sqrt{\frac{\pi}{2}} E|X - T|} \quad (4.4)$$

kde T je cílová hodnota procesu $T = 1/2 (USL+LSL)$. Pro tento speciální ukazatel způsobilosti C_{pc} je nutno stanovit konfidenční intervaly. Při jejich stanovení je prvním krokem odhadnutí očekávané hodnoty $E|(X - T)|$ pomocí průměru

$$\bar{c} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |x_i - T| \quad (4.5)$$

a po dosazení do odhadu:

$$\hat{C}_{pc} = \frac{USL - LSL}{6 \sqrt{\frac{\pi}{2}} \bar{c}} \quad (4.6)$$

kde $100(1-\alpha)\%$ konfidenční interval pro index C_{pc} je dán vztahem

$$\frac{\hat{C}_{pc}}{1 + t_{\alpha/2, n-1} [s_c / (\bar{c} \sqrt{n})]} \leq C_{pc} \leq \frac{\hat{C}_{pc}}{1 - t_{\alpha/2, n-1} [s_c / (\bar{c} \sqrt{n})]} \quad (4.7)$$

kde $t_{\alpha/2, n-1}$ je kvantil normovaného normálního rozdělení,

s_c^2 je výběrový rozptyl absolutních odchylek od cílové hodnoty vypočítaný dle vztahu

$$s_c^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (|x_i - T| - \bar{c})^2 = \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n |x_i - T|^2 - n\bar{c}^2 \right) \quad (4.8)$$

Další možností, jak určit způsobilost, resp. výkonnost procesu, při pochybnostech o normalitě rozdělení, je využití Clementsovy metody (Clements 1989), která vychází z Pearsonových křivek. Ukazatel výkonnosti se určí pomocí vzorce

$$P_p(q) = \frac{USL - LSL}{x_{0,99865} - x_{0,00135}} \quad (4.9)$$

kde kvantily $x_{0,99865}$, $x_{0,00135}$ se určí postupem uvedeným v (Clements 1989), nebo lze hodnoty obou kvantilů nalézt pomocí statistického softwaru např. Statgraphicsu. Vzhledem k tomu, že se tato práce zabývá výhradně individuálními hodnotami měření získanými z procesu v delším časovém období a nesleduje okamžitou inherentní variabilitu v rámci podskupin, je index označen jako ukazatel výkonnosti procesu $P_p(q)$. Zmíněné percentily lze použít také pro výpočet ukazatele hodnotících polohu procesu

$$P_{pk(q)} = \min \left(\frac{USL - x_{0,5}}{x_{0,99865} - x_{0,5}} ; \frac{x_{0,5} - LSL}{x_{0,5} - x_{0,00135}} \right) \quad (4.10)$$

kde $x_{0,5}$ je medián.

4.3 Specifikace pro airbag spolujezdce

Hodnocení způsobilosti a vzájemné porovnání jednotlivých výrobců airbagu bude provedeno pomocí ukazatelů způsobilosti nebo výkonnosti. Tento oddíl je věnován osvětlení postupu při stanovování specifikace – času naplnění, které musí airbag vyhovět. Nutno podotknout, že v současné době neexistuje v koncernu VW pro stanovení specifikací žádná metodika! Specifikace pro účely této diplomové práce jsou stanoveny s ohledem na poskytnutí ochrany posádky během nehody. Základní podmínkou pro správnou funkci airbagu spolujezdce je jeho včasná aktivace a správný čas naplnění. Na obr. 25 je znázorněna situace při nehodě, figurína je zachycena ve třech okamžicích. Při odpálení - airbag není ještě vidět. Při zádržném účinku – figurína je airbagem brzděna. A po zadržení figuríny, kdy figurína pokračuje v pohybu vzad a vzduchový vak airbagu spolujezdce je splasklý s malým tlakem uvnitř.

Obr. 30 Základní fáze zádržného účinku airbagu spolujezdce

Zdroj: Vlastní zpracování dle interních materiálů ŠKODA AUTO a.s. (TAJNÉ)

Tento princip funkce zádržného systému je u každého vozu stejný a liší se jen časy, v kterých jednotlivé fáze děje nastávají. O faktorech které ovlivňují zádržný systém, je blíže pojednáno v první kapitole. Prostřednictvím simulací a výsledků reálných zkoušek byly stanoveny cílové hodnoty, kdy musí být vzduchový vak plně naplněn a k dispozici pro dopad pasažéra. Kolem těchto hodnot bylo stanoveno toleranční pole ± 10 ms. Tato šířka tolerančního pole je dostatečně široká pro výrobce airbagů a zároveň bezpečně zajistí správnou funkci zádržného systému, tedy že se vzduchový vak včas nafoukne. Specifikace *USL/LSL* a cílové hodnoty *T* pro jednotlivé projekty zachycuje tabulka 9.

Tabulka 9 Specifikace jednotlivých projektů

Projekt	Airbag	Specifikace		
				T
Octavia	TAKATA	USL	53,0	43,0
		LSL	33,0	
Superb	TRW	USL	52,5	42,5
		LSL	32,5	
Yeti	TAKATA	USL	55,5	45,5
		LSL	35,5	
Rapid	KSS II	USL	47,5	37,5
		LSL	27,5	
Octavia NF	KSS	USL	50,0	40,0
		LSL	30,0	
Superb NF	AUTOLIV	USL	51,5	41,5
		LSL	31,5	

Zdroj: Vlastní zpracování

4.4 Výpočet ukazatelů způsobilosti

Před zahájením výpočtů a porovnávání jednotlivých způsobilostí procesů bylo provedeno zhodnocení dat, která jsou pro k dispozici. Jde o data, která byla použita pro aplikaci v kapitole o SPC. Přehled parametrů a indexy které budou v aplikaci hodnoceny, jsou zobrazeny v tabulce 10.

Tabulka 10 Rozsah výběrů zkoušek

Projekt	Airbag	DATA PRO	VELIKOST VÝBĚRU
Octavia	TAKATA	-35°	39
		+23°	15
		+85°	38
Superb	TRW	-35°	96
		+23°	45
		+85°	66
Yeti	TAKATA	-35°	52
		+23°	27
		+85°	53
Rapid	KSS II	-35°	98
		+23°	33
		+85°	82
Octavia NF	KSS	-35°	70
		+23°	65
		+85°	69
Superb NF	AUTOLIV	-35°	40
		+85°	30
		+23°	4

Zdroj: Vlastní zpracování

Data nemají normální rozdělení, rozsah výběrů není příliš vysoký (vždy méně než 100), výběry z procesu neproběhly v krátkém čase; data představují individuální hodnoty. V následující aplikaci se bude zkoumat a porovnávat způsobilost na základě dat získaných měření za -35° u těchto projektů: Octavia, Superb, Rapid, Superb NF. Z původních dat (pro SPC) byly vyloučeny hodnoty, které se octly mimo regulační meze a o kterých předpokládáme, že vznikly v důsledku přítomnosti vymezené příčiny. Použity jsou dvě metody výpočtu, Clementsova a Luceňova. Prvním krokem je výpočet ukazatelů $P_p(q)$ a $P_{pk}(q)$ pomocí Clementsovy metody (4.9, 4.10). Potřebné kvantily byly určeny pomocí Statgraphicsu, například pro Octavia je horní kvantil $x_{0,99865} = 54,253$, dolní kvantil $x_{0,00135} = 43,428$, medián $x_{0,5} = 51,009$. Rovnice k jednotlivým projektům lze zapsat následovně:

$$\text{Octavia: } P_p(q) = \frac{53 - 33}{54,253 - 43,428} \doteq 1,847$$

$$P_{pk}(q) = \frac{53 - 51,008}{54,253 - 51,008} = \frac{1,992}{3,243} \doteq 0,614$$

$$\text{Superb: } P_p(q) = \frac{52,5 - 32,5}{61,827 - 46,387} \doteq 1,295$$

$$P_{pk}(q) = \frac{52,5 - 51,92}{61,827 - 51,92} = \frac{0,585}{9,912} \doteq 0,059$$

$$\text{Rapid: } P_p(q) = \frac{47,5 - 27,5}{46,583 - 39,419} \doteq 2,792$$

$$P_{pk}(q) = \frac{47,5 - 44,29}{46,583 - 44,29} \doteq \frac{3,208}{2,291} \doteq 1,4$$

$$\text{Superb NF: } P_p(q) = \frac{51,5 - 31,5}{45,968 - 38,015} \doteq 2,515$$

$$P_{pk}(q) = \frac{43,01 - 31,5}{43,01 - 38,015} \doteq \frac{11,51}{4,996} \doteq 2,304$$

Druhým krokem je vypočtení ukazatele $C_{pc(q)}$ pomocí (Luceño 1996). Výpočet indexů podle vztahů (4.4) lze sledovat v následujících rovnicích

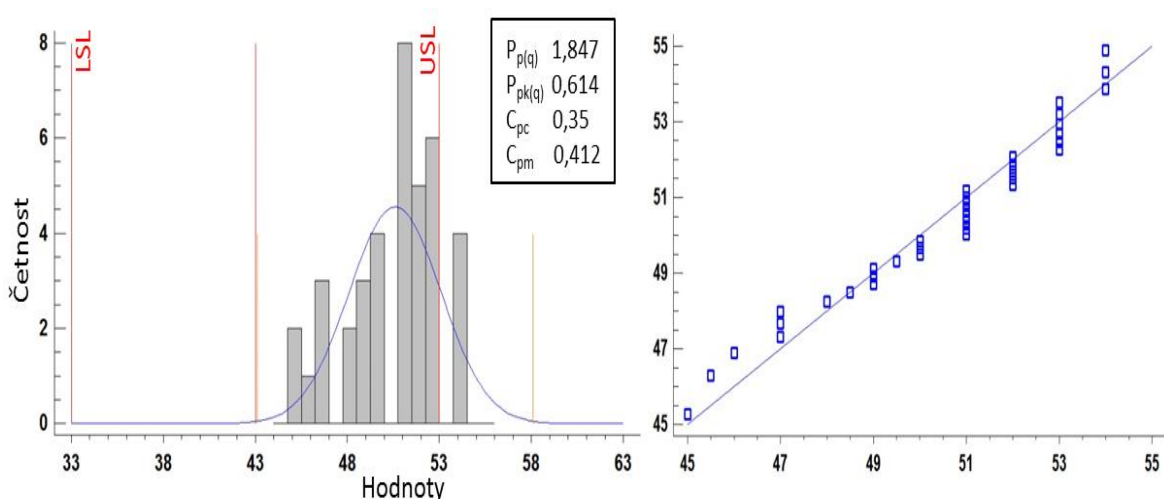
$$\text{Octavia: } C_{pc} = \frac{53 - 33}{6 \sqrt{\frac{\pi}{2} \frac{288,5}{38}}} \doteq 0,35 ; 95\% \text{ konf. interval } (0,316; 0,393)$$

$$\text{Superb: } C_{pc} = \frac{52,5 - 32,5}{6 \sqrt{\frac{\pi}{2} \frac{944}{94}}} \doteq 0,265 ; 95\% \text{ konf. interval } (0,243; 0,291)$$

$$\text{Rapid: } C_{pc} = \frac{47,5 - 27,5}{6 \sqrt{\frac{\pi}{2} \frac{616,5}{95}}} \doteq 0,401 ; 95\% \text{ konf. interval } (0,387; 0,435)$$

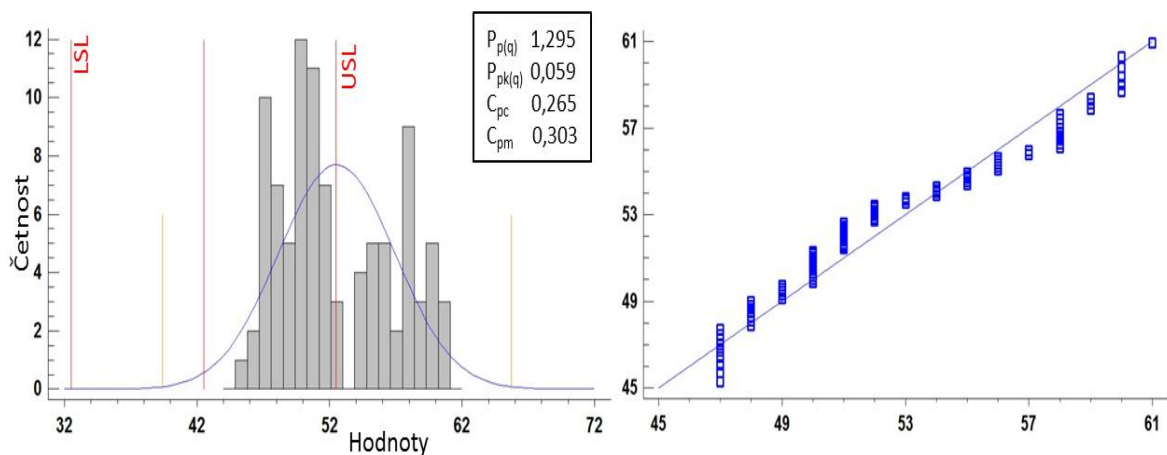
$$\text{Superb NF: } C_{pc} = \frac{51,5 - 31,5}{6 \sqrt{\frac{\pi}{2} \frac{62}{35}}} \doteq 1,501 ; 95\% \text{ konf. interval } (1,256; 1,867)$$

Dalším krokem je vizualizace rozdělení hodnot času nafouknutí a polohy vůči stanoveným specifikacím. K tomuto zpracování byl použit statistický software Statgraphics. Obr. 31 zobrazuje vlastnosti procesu Octavia.



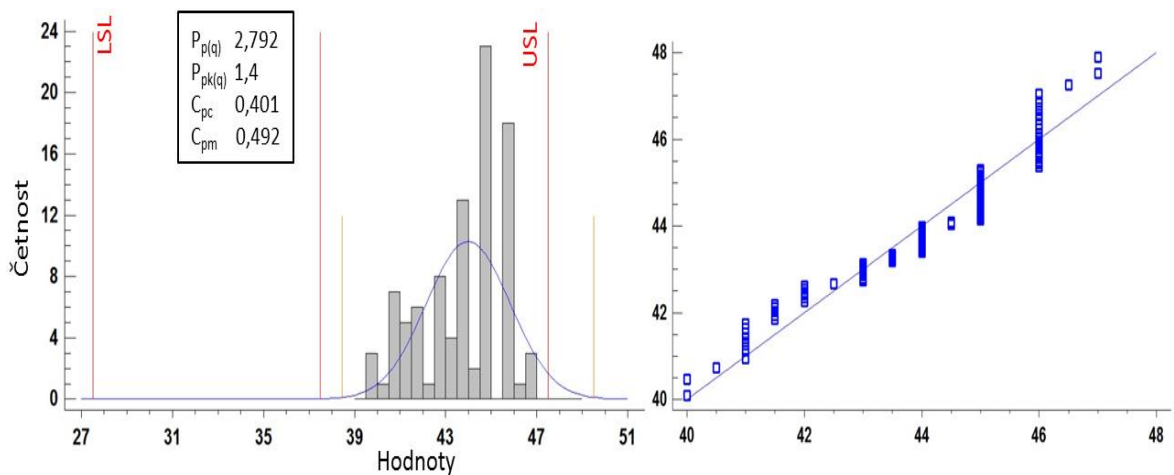
Obr. 31 Procés Octavia, vľavo graf způsobilosti, vpravo normální pravděpodobnostní graf
Zdroj: Statgraphics; vlastní zpracování

Procés Octavia lze na základě výsledků výpočtů označit za způsobilý, pokud uvažujeme ukazatel $P_{p(q)} > 1,33$. Z porovnání Indexů $P_{p(q)} > P_{pk(q)}$ a také z grafu na obr. 31 lze konstatovat, že střední hodnota procesu je výrazně posunuta směrem k horní mezi *USL*. To znamená vysoké riziko, že hodnoty nafouknutí budou příliš vysoké. Tento závěr potvrzuje i hodnota ukazatele $C_{pc} \ll 1,33$. Na obr. 32 je zachycen proces Superb.



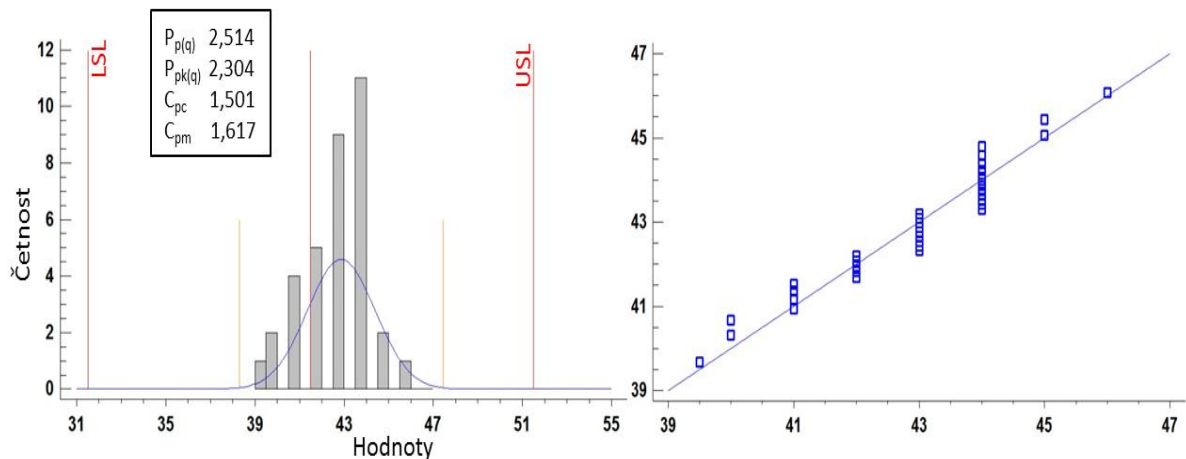
Obr. 32 Procés Superb, vľavo graf způsobilosti, vpravo normální pravděpodobnostní graf
Zdroj: Statgraphics; vlastní zpracování

Procés Superb lze na základě výsledků výpočtů označit za téměř způsobilý, což dokazuje hodnota ukazatele $P_{p(q)} = 1,295$. Z porovnání ukazatelů $P_{p(q)} > P_{pk(q)}$ a také z grafického výsledku v obr. 32 lze konstatovat, že střední hodnota procesu se pohybuje kolem horní specifikace *USL*. To ilustruje fakt, že se časy nafouknutí pohybují mimo stanovené meze. Tento závěr potvrzuje i hodnota ukazatele $C_{pc} < 1,33$. Na dalším obr. 33 je představen proces Rapid.



Obr. 33 Proces Rapid, vlevo graf způsobilosti, vpravo normální pravděpodobnostní graf
Zdroj: Statgraphics; vlastní zpracování

Proces Rapid lze na základě výsledků výpočtů označit za způsobilý, což dokazuje hodnota ukazatele $P_{p(q)} = 2,792$. Z porovnání ukazatelů $P_{p(q)} > P_{pk(q)}$ a také z grafického výsledku v obr. 33 lze konstatovat, že střední hodnota procesu je posunuta k horní specifikaci USL . To upozorňuje na možnost poměrně vysokého výskytu časů nafouknutí mimo stanovené meze, ačkoliv je z grafu vidět, že prozatím žádné hodnoty mimo horní specifikaci USL nejsou. Tento závěr potvrzuje i hodnota ukazatele $C_{pc} < 1,33$. Na dalším obr. 34 je představen proces Superb NF.



Obr. 34 Proces Superb NF, vlevo graf způsobilosti, vpravo normální pravděpodobnostní graf
Zdroj: Statgraphics; vlastní zpracování

Proces Superb NF lze na základě výsledků výpočtů označit za způsobilý, což dokazuje hodnota ukazatele $P_{p(q)} = 2,514$. Z porovnání ukazatelů $P_{p(q)} > P_{pk(q)}$ a také z grafického výsledku v obr. 29 lze konstatovat, že střední hodnota procesu je lehce posunuta k horní mezi USL . I přes tuto skutečnost je teoretická četnost

výskytu hodnot mimo stanovené meze nízká. Tento závěr potvrzuje i hodnota ukazatele $C_{pc} > 1,33$.

Do přehledu vypočtených ukazatelů, které jsou uvedeny v tabulce v obrázcích (31, 32, 33, 34), byl doplněn ukazatel C_{pm} . To je ukazatel, který zohledňuje podobně jako ukazatel C_{pc} odchylky od stanovené cílové hodnoty. Ukazatel C_{pc} je používán při pochybnostech o normalitě rozdělení, zatímco ukazatel C_{pm} předpokládá normální rozdělení. U všech procesů jsou hodnoty $C_{pk} \approx C_{pm}$, to lze interpretovat tak, že odchylka od normálního rozdělení není tak významná a při jejich určování ukazatelů způsobilosti by se dalo postupovat klasickými výpočty ukazatelů C_p , C_{pk} (4.1, 4.2).

4.5 Souhrn vypočtených ukazatelů

V tomto oddíle jsou souhrnně představeny a komentovány hodnoty vypočtených ukazatelů výkonnosti. Přehled ukazatelů je v tabulce 11.

Tabulka 11 Přehled ukazatelů vybraných procesů

Projekt	Dodavatel	INDEX				95% KONFIDENČNÍ INTERVAL pro C_{pc}	
		$P_p(q)$	$P_{pk}(q)$	C_{pc}	C_{pm}	Dolní mez	Horní mez
Octavia	TAKATA	1,847	0,614	0,350	0,412	0,316	0,393
Superb	TRW	1,295	0,059	0,265	0,303	0,243	0,291
Rapid	KSS II	2,792	1,339	0,401	0,492	0,387	0,435
Superb NF	AUTOLIV	2,514	2,304	1,501	1,617	1,256	1,867

Zdroj: Vlastní zpracování

Obecně lze výsledky okomentovat tak, že jsou všechny procesy způsobilé, jen u projektu Superb je ukazatel $P_{p(q)} < 1,33$, ale ne dramaticky. Méně uspokojivé jsou výsledky porovnání hodnot ukazatelů $P_{p(q)}$ a $P_{pk(q)}$, potažmo hodnoty ukazatele C_{pc} . Hodnoty ukazatele C_{pc} jsou velmi nízké. Pro všechny procesy platí $P_{pk(q)} \ll P_{p(q)}$. To signalizuje posun střední hodnoty procesu vůči cílové hodnotě, v případě těchto konkrétních procesů směrem k *USL*. Procesy Octavia a Rapid jsou v tomto ohledu nevyhovující a odhad výskytu defektů na milion kusů je velmi vysoký. Proces Rapid je v tomto ohledu výkonnější než dva výše jmenované, ale stále ne v pořádku. Nejvýkonnějším procesem je Superb NF. Hodnota ukazatele $P_{p(q)}$ je velmi dobrá. Rozdíl mezi ukazateli $P_{p(q)}$ a $P_{pk(q)}$ je malý, což informuje

o tom, že střední hodnota procesu je blízká cílové hodnotě specifikace. Jedině u procesu Superb NF je hodnota ukazatele C_{pc} v pořádku.

K hodnotám ukazatele C_{pc} byly nalezeny také konfidenční intervaly. Jejich délka přímo souvisí s počtem jednotek, které byly měřeny. Konfidenční interval u Superb a Rapid je díky vyššímu počtu hodnot (94, 95) užší než u Octavia a Superb NF (38, 35).

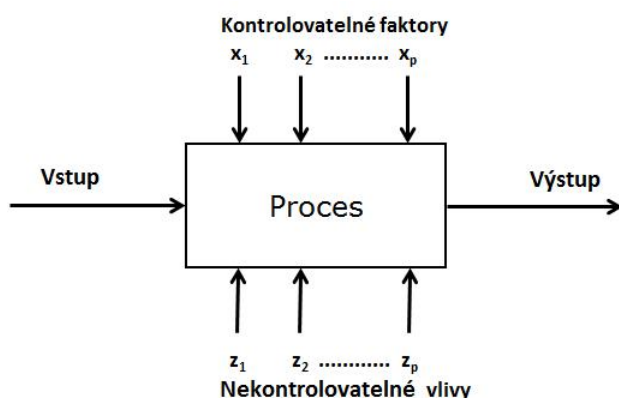
Výsledky této analýzy je nutno komunikovat směrem k dodavatelům airbagů (procesy Octavia, Superb a Rapid) a pokusit se společně definovat taková opatření, která by mohla polohu procesů přiblížit středu tolerančního pole. Superb NF je vyhovující a v současné době není nezbytný žádný zásah do procesu.

5 Navrhování experimentů

Experiment slouží prioritně k odhalení závislosti výstupní veličiny na faktorech, které ji mohou ovlivnit. Aby se mohl experiment správně statisticky vyhodnotit, musí být vhodně navrhnout. Je tedy nutné, do experimentu smysluplně zahrnout všechny faktory nebo jejich kombinace, které působí na sledovanou výstupní veličinu. Je-li experiment správně navrhnout, lze statisticky doložit, jakou reakci způsobí cílené změny vstupních veličin u veličiny výstupní. Podaří-li se identifikovat významné faktory a jejich vlivy, lze pomocí provádění experimentů cíleně zlepšovat a optimalizovat procesy.

5.1 Experimentální proměnné a nekontrolovatelné vlivy

Některé vstupní veličiny X_1, X_2, \dots, X_p , jejichž hodnoty během experimentu cíleně měníme, jsou kontrolovatelné faktory, zatímco jiné Z_1, Z_2, \dots, Z_q jsou nekontrolovatelné vlivy, schematicky je proces znázorněn v obr. 30. Může být zobrazen jako kombinace strojů, metod a práce, pomocí kterých je vstupní materiál přeměňován na výstupní produkt (Montgomery, s. 550).



Obr. 35 Model procesu

Zdroj: Vlastní zpracování dle Montgomery, s 551.

Kontrolovatelné faktory lze rozdělit na základě dvou hledisek: kvality a kvantity. Kvalitativní veličiny jsou například dodavatel, stroj, operátor nebo šarže suroviny. Takové faktory mají úroveň vymezeny slovně a počet úrovní v experimentu se obvykle neliší od situace v normálním procesu. Kvantitativními veličinami jsou například objem vaku nebo množství pyrotechnické příměsi, u nich během experimentu volíme obvykle dvě nebo tři úrovně (hodnoty) z intervalu povoleného technologickým předpisem. Vstupní veličinu, jejíž změny při změnách nastavení

faktorů pozorujeme, nazýváme odezva. Odezvou bývá spojitá měřitelná veličina, v případě airbagu spolujezdce je to čas plného nafouknutí vaku. Pro podkomponentu plynový generátor je odezvou množství vygenerovaného plynu, nebo dosažený tlak v určitém čase.

5.2 Základní techniky experimentování

Správné naplánování experimentu je klíčem k úspěšnému vyhodnocení. Mezi základní techniky navrhování experimentu patří: replikace, znáhodnění a uspořádání do bloků.

Replikací se rozumí opakování zkoušek. Jsou-li zkoušky provedeny pokaždé při jiné kombinaci úrovní zkoumaných faktorů, mluvíme o jedné replikaci experimentu. Opakuje-li se každé nastavení faktorů během celého experimentu r -krát, máme celkem r replik. Opakování zkoušek je nástrojem k měření variability náhodné složky, kterou pak lze oddělit od variability způsobené střídáním úrovní zkoumaných faktorů.

Znáhodnění při experimentu pomůže zabránit slučování vlivu zkoumaného faktoru a případné jiné neidentifikovatelné příčiny. Principem je náhodné střídání úrovní či kombinace úrovní zkoumaných faktorů, pořadí se určuje pomocí tabulek náhodných permutací nebo pomocí generování náhodných čísel.

Uspořádání do bloků má za úkol v co možná nejvyšší míře snížit nevysvětlitelnou variabilitu. Toho lze dosáhnout provedením zkoušek v blocích (skupinách) za přibližně stejných experimentálních podmínek. Při zkouškách jsou cíleně měněny pouze zkoumané faktory, přičemž jeden blok představuje jednu repliku experimentu.

5.3 Způsob vyhodnocení experimentu s jedním faktorem

Chceme-li pomocí experimentu identifikovat faktory, které mají vliv na úroveň hodnot odezvy, spočívá vyhodnocení experimentu v porovnání skupin výsledků vzniklých tříděním podle úrovní faktoru. Každá skupina výsledků je charakterizována průměrem, který je ale pouze odhadem neznámé střední hodnoty výsledků v daném experimentálním bodě. Významnost rozdílů mezi průměry posoudíme pomocí statistického testu. Testujeme proti sobě dvě základní hypotézy: hypotézu H_0 , např.: $\mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$, tzn. hypotézu o neexistenci

vlivu faktoru na střední hodnotu (má-li faktor k úrovní), a hypotézu H_1 : non H_0 , tzn. hypotézu, která vyjadřuje, že faktor vliv na střední hodnotu má. Předpokládejme normální rozdělení odezvy. Pak můžeme zkoumat existenci rozdílu mezi dvěma středními hodnotami pomocí t-testu. Rozdílnost více než dvou středních hodnot posuzujeme pomocí analýzy rozptylu (ANOVA).

Abychom mohli přistoupit ke statistickému vyhodnocení experimentu, musí být splněny dva předpoklady: výsledky odezvy mají normální rozdělení a rozptyly σ^2 v jednotlivých skupinách jsou stejné. Pro ověření předpokladu o normálním rozdělení odezvy lze použít např. Shapiro-Wilkův test, kde je testovanou hypotézou H_0 : data mají normální rozdělení, nezamítneme na hladině významnosti $\alpha = 0,05$, jestliže je p -hodnota $> 0,05$. Jako doplněk lze k testu normality použít graf, který lze sestavit ve Statgraphicsu. K vyhodnocení předpokladu o stejných rozptylech σ^2 lze využít např. Levenův test. U Levenova testu se testuje hypotéza $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_k^2$. Při hodnocení není nutno uvádět hodnotu testové statistiky, rozhodne následujícím způsobem: platí-li p -hodnota $> 0,05$, lze považovat, na hladině významnosti $\alpha = 0,05$, předpoklad za splněný.

Po ověření předpokladů přistoupíme k porovnání výsledků. Mohou nastat dva případy: porovnááme dvě skupiny výsledků (faktor s dvěma úrovněmi), nebo porovnááme více skupin výsledků (faktor s více úrovněmi). V prvním případě volíme pro porovnání dvou-výběrový t-test. Testujeme hypotézu H_0 o rovnosti středních hodnot odezvy jednotlivých úrovní faktoru $H_0: \mu_1 = \mu_2$, proti hypotéze $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$. Testová statistika je dána vzorcem

$$t = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_2}{\sqrt{\frac{2s^2}{r}}} \quad (5.1)$$

kde r je počet replikací a průměr z rozptylů uvnitř skupin $s^2 = (s_1^2 + s_2^2)/2$ představuje velikost reziduální variability, \bar{y}_1, \bar{y}_2 jsou průměry. Hodnotu testové statistiky porovnáme s kritickou hodnotou podle následující tabulky 12.

Tabulka 12 Rozhodování při t-testu

H_1	Kritická hodnota	H_0 zamítneme, když
$\mu_1 - \mu_2 > 0$	$t_{1-\alpha}$	$t > t_{1-\alpha}$
$\mu_1 - \mu_2 < 0$	t_α	$t < t_\alpha$
$\mu_1 - \mu_2 \neq 0$	$t_{1-\alpha/2}$	$ t > t_{1-\alpha/2}$

Zdroj: zpracováno dle Jarošová, 2011

Při porovnání výsledků experimentu s více než dvěma úrovněmi faktoru je testována hypotéza $H_0: \mu_1 = \mu_2 \dots = \mu_k$, že faktor nemá vliv na hodnotu odezvy, tzn., že neexistuje rozdíl mezi úrovněmi faktoru. Alternativní hypotéza, že faktor má vliv, je $H_1: \text{non } H_0$. Principálně jde znovu o porovnávání, nyní ale pomocí F-testu

$$F = \frac{\frac{SS_A}{k-1}}{\frac{SS_E}{k \cdot (r-1)}} = \frac{MS_A}{MS_E} \quad (5.2)$$

kde SS_A vyjadřuje rozdílnost průměrů pomocí součtu čtverců, čím větší bude hodnota výrazu, tím více se od sebe průměry liší, SS_E vyjadřuje variabilitu hodnot kolem průměru uvnitř skupin

$$SS_A = r \sum_{i=1}^k (\bar{y}_i - \bar{y})^2 \quad (5.3)$$

$$SS_E = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^r (y_{ij} - \bar{y}_i)^2 \quad (5.4)$$

kde k je počet úrovní faktoru A , r je počet replikací, \bar{y} je celkový průměr ze všech hodnot ($n = kr$). Vypočtená hodnota F se porovnává se stanovenou kritickou hodnotou F_{krit} . Bude-li platit $F > F_{krit}$ pak bude hypotéza H_0 zamítnuta. Hodnota F_{krit} se stanoví jako kvantil $F_{1-\alpha}(v_1, v_2)$ rozdělení F kde $v_1 = k - 1$; $v_2 = k \cdot (r - 1)$ stupňů volnosti (Likeš, Laga 1978). Excel nabízí tabulku ANOVA, kde jsou vypočteny jak hodnoty F a F_{krit} , tak i p -hodnota, která může být po porovnání s předem stanovenou hladinou pravděpodobnosti α (0,05; 0,01; 0,001) kritériem pro rozhodnutí o platnosti jednotlivých hypotéz.

Po rozhodnutí o hypotézách lze různými metodami (pro tuto práci bude použita Bonferroniho metoda) porovnávat vícero středních hodnot odezvy z experimentu

mezi sebou a vybrat z nich tu, která je pro proces nejvhodnější. Metody jsou založeny na sestrojení intervalů kolem průměru:

$$\bar{y}_i \pm t_{1-\alpha/2p} \cdot \sqrt{\frac{MS_E}{2r}} \quad (5.5)$$

kde MS_E je výsledek v tabulce ANOVA, p je počet porovnání, $t_{1-\alpha/2p}(v)$ je kvantil rozdělení t pro $v = k(r - 1)$ stupňů volnosti. Jednotlivé vypočtené intervaly se mezi sebou porovnají a sleduje se, zda mezi nimi existuje průnik. Jestliže průnik neexistuje, střední hodnoty se liší.

5.4 Způsob vyhodnocení experimentu s více faktory

Jsou-li v procesu přítomny různé faktory, které ho ovlivňují a chceme je zkoumat, měl by se navrhnout faktoriální experiment. V takovém návrhu experimentu se vystřídají kompletně všechny možné kombinace úrovní přítomných (zkoumaných) faktorů (Montgomery, s.556). Faktoriální experiment slouží ke zkoumání více faktorů najednou a umožňuje studovat neaditivní chování faktorů tj. Interakce (Jarošová 2007, s. 32) Faktorů a jejich úrovní může být v procesu velké množství. V této diplomové práci bude aplikován faktoriální experiment buď se dvěma faktory (A, B) a dvěma úrovněmi (+, -), který lze označit za 2x2, nebo se dvěma faktory (A, B) a třemi úrovněmi s označením 2x3. Jedna replikace obsahuje všechny kombinace úrovní faktoru, je-li to možné je vhodné replikací provést více. To nám poskytne lepší bázi informací pro rozhodování o vlivu faktorů na proces. K vyhodnocení faktoriálního experimentu lze použít analýzu rozptylu: pro vyhodnocení experimentu s dvěma faktory postačí Excel, více faktorů lze zpracovat například ve Statgraphicsu. Zkoumáme, zda na odezvu faktory působí aditivně, nebo jsou spolu v interakci. Kromě interakcí se zkoumá hlavní efekt faktoru. Má-li faktor dvě úrovně, pak se zkoumá, zda a jak se liší střední hodnoty odezvy při různých úrovních (A1, A2): hlavní efekt faktoru je rozdíl středních hodnot, protože ale střední hodnoty neznáme, jsou pro výpočet hlavního efektu použity odhady: $l = \bar{y}_2 - \bar{y}_1$. U jednoduchého faktoriálního experimentu 2x2 lze úrovně faktoru A označit jako A+, A-, úrovně faktoru B označíme jako B+, B-. Tabulka 13 zobrazuje kombinace úrovní faktorů 2x2.

Tabulka 13 Kombinace úrovní faktorů 2x2

	B-	B+
A-	y_{11} y_{12}	y_{31} y_{32}
A+	y_{21} y_{22}	y_{41} y_{42}

Zdroj: zpracováno dle Jarošová, 2007

Hlavní efekt úrovně faktoru A (a analogicky i faktoru B) se podle rozložení hodnot v tabulce vypočítá následovně

$$l_A = \bar{y}_{A+} - \bar{y}_{A-} = \frac{y_{21} + y_{22} + y_{41} + y_{42}}{4} - \frac{y_{11} + y_{12} + y_{31} + y_{32}}{4} \quad (5.6)$$

kde \bar{y}_{A+} je průměr ze všech výsledků při úrovni faktoru A+, \bar{y}_{A-} je průměr ze všech výsledků při úrovni A-. Protože jde o průměry výsledků, hovoří se o odhadu hlavního efektu. Hlavní efekty se zobrazují jako dva body průměrných hodnot úrovní. Tyto body se spojí úsečkou, jejíž sklon definuje, zda je hlavní efekt větší, či menší. Směrnice úsečky (kladná, záporná) definuje, zda je hlavní efekt kladný, nebo záporný. Odhad interakce dvou faktorů AB vypočteme jako rozdíl průměrů z výsledků při kombinacích A-B- a A+B+ a průměru z výsledků při kombinacích A-B+ a A+B-

$$l_{AB} = \bar{y}_{(AB)+} - \bar{y}_{(AB)-} = \frac{y_{11} + y_{12} + y_{31} + y_{32}}{4} - \frac{y_{21} + y_{22} + y_{41} + y_{42}}{4} \quad (5.7)$$

Grafickým znázorněním interakce dvou faktorů je dvojice úseček. Z grafu interakce lze vyčíst, zda faktory působí aditivně (úsečky jsou téměř rovnoběžné), nebo mezi nimi existuje interakce (úsečky jsou různoběžné). Existuje-li interakce faktorů AB, je žádoucí číselně vyjádřit její efekt. Při aplikaci je praktické výpočet přehledně připravit dle následující tabulky 14.

Tabulka 14 Matice pro výpočet efektu interakce

Bod experimentu	A	B	AB	Y
1	-	-	+	y_{11}, y_{12}
2	+	-	-	y_{21}, y_{22}
3	-	+	-	y_{31}, y_{32}
4	+	+	+	y_{41}, y_{42}

Zdroj: zpracováno dle Jarošová, 2007

Ve sloupcích jsou pomocí znamének definovány úrovně faktoru A, B. Znaménka ve sloupci interakce AB se řídí pravidly pro násobení kladných a záporných čísel. Sloupec „y“ obsahuje výsledky zkoušek. Vypočtené průměry z hodnot pro znaménka +/- od sebe odečteme. Potvrzení existence efektů a rozhodnutí o významnosti rozdílů lze provést pomocí t-testu. Nejdříve se testuje rovnost střední hodnoty odezvy ve dvou skupinách (dle úrovně), testová statistika má tvar

$$t = \frac{l}{\sqrt{\frac{2s^2}{2^{N-1} \cdot r}}} = \frac{l}{\sqrt{s^2}} \cdot \sqrt{2^{N-2} \cdot r} \quad (5.8)$$

kde l je odhad efektu, N je počet faktorů zahrnutých do experimentu, r je počet replikací, s^2 je průměr výběrových rozptylů v jednotlivých bodech experimentu. Abychom nemuseli porovnávat všechny výsledky mezi sebou, lze porovnat absolutní hodnotu efektu s kritickou hodnotou:

$$t_{1-\alpha/2}(v) \cdot \sqrt{\frac{s^2}{2^{N-2} \cdot r}} \quad (5.9)$$

kde $t_{1-\alpha/2}(v)$ je kvantil rozdělení t s v stupňů volnosti, kde $v = k(r - 1)$; $k = 2^N$ je počet experimentálních bodů. Pakliže bude absolutní hodnota efektu větší než kritická hodnota, je potvrzeno, že faktor má významný vliv na určené hladině významnosti α (0,05; 0,01; 0,001).

Při vyhodnocování faktoriálního experimentu pomocí analýzy rozptylu (ANOVA v Excelu, nebo statistický software Statgraphics) se zkoumá podobně jako ve vyhodnocování experimentů s jedním faktorem a více úrovněmi celkový součet čtverců

$$SS_T = SS_A + SS_B + SS_{AB} + SS_E \quad (5.10)$$

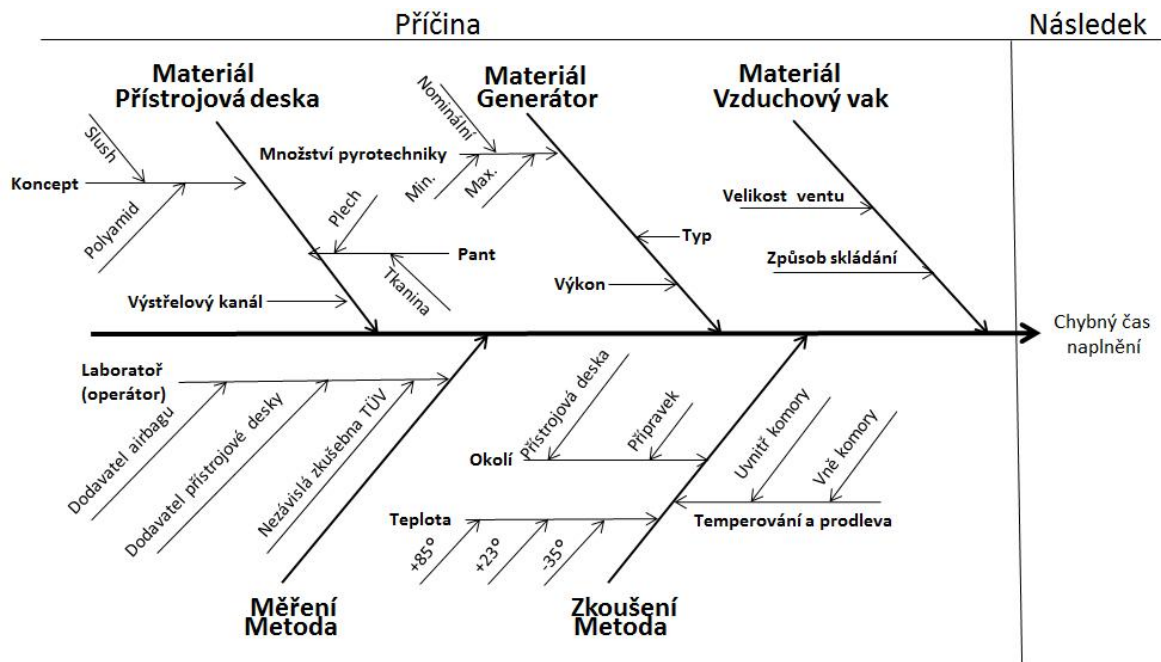
kde SS_A je součet čtverců vlivem faktoru A, SS_B je součet čtverců vlivem faktoru B, SS_{AB} je součet čtverců vlivem interakce faktorů AB, SS_E je reziduální součet čtverců. Na základě výstupu z Excelu (nebo Statgraphicsu) zamítneme či nezamítneme hypotézu H_0 o nulovém efektu faktoru. Následně můžeme rozhodnout o významnosti efektů buď prostřednictvím F-testu: porovnáváme vypočtenou hodnotu testové statistiky F s hodnotou kvantilu $F_{1-\alpha}$ (F_{krit}). Platí-li $F > F_{krit}$, je na stanovené hladině významnosti α prokázán vliv zkoumaného faktoru (interakce), resp. je zamítnuta, nebo použít p-hodnotu, kterou porovnáváme s hodnotou zvolené významnosti α . Je-li p-hodnota $<$ než zvolená hodnota α , vliv faktoru (interakce) je na dané hladině významnosti potvrzen.

5.5 Využití experimentů při vývoji a výrobě airbagu spolujezdce

Pro každý projekt v automobilce ŠKODA AUTO a.s. je vyvíjen airbag spolujezdce. V dnešní době je tento díl považován za standardní výbavu vozu i na východních trzích, kde byly doposud požadavky na bezpečnost nižší. Životní cyklus airbagu spolujezdce začíná vývojem. Pro zahájení vývojových prací je potřeba směrem k budoucím výrobcům airbagu komunikovat technické požadavky na výrobek prostřednictvím tzv. Lastenheftu. (LAH)³. V požadavcích jsou stanoveny nejen základní charakteristiky dílu, které musí výrobce zohlednit, ale také významné projektové náležitosti. Klíčová technická zadání dle LAH pro airbag spolujezdce: velikost vaku [dm³], maximální výkon generátoru [kPa], maximální hmotnost sestavy airbagu spolujezdce [g], stanovení časů naplnění [ms]. Vývoj sestavy airbagu začíná návrhem její konstrukce a výběrem vhodných, již existujících podkomponent, například plynového generátoru. Následně jsou CAD data použita pro vytvoření matematického modelu – simulace. Počáteční - nevalidovaný matematický model virtuálně simuluje funkci airbagu, zejména pak vhodné rozbalení a plné nafouknutí vaku v požadovaném čase. Na základě výpočtů je navrhnut první prototyp. Jeho pomocí se původní výpočtový model zpětně validuje. Od tohoto okamžiku jsou produkovány první prototypové díly a lze zahájit testování.

Z pohledu výrobce airbagu veškeré snažení směřuje k vyvinutí a výrobě takového airbagu, jehož vzduchový vak bude v definovaném čase naplněn a připraven plnit funkci v podobě ochrany pasažéra. Čas naplnění je definován pro každý projekt jednotlivě v závislosti na velikosti vozu, jeho deformačních vlastnostech, použitých materiálech, konstrukci atp. Faktory, které mohou mít negativní vliv na čas naplnění, zobrazuje Ishikawův diagram na obr. 36. V diagramu jsou podrobně znázorněny příčiny, které jsou známé, působí v současných sériových projektech a jsou ovlivnitelné. Příčiny ve smyslu nevhodně zvolené konstrukce nebo špatného managementu v něm nejsou zobrazeny.

³ Z německého Lastenheft – seznam technických požadavků a zadání projektu



Obr. 36 Ishikawův diagram příčin a následků

Zdroj: Vlastní zpracování

Na základě analýzy příčin a následků bylo identifikováno několik možností pro předcházení chybnému času naplnění. Je několik základních problémů, které lze řešit detekováním a odstraněním příčin pomocí experimentu. Jako klíčové příčiny, kterým se chce autor dále věnovat, byly vytipovány: měření v rozdílných laboratořích, množství pyrotechniky, velikost ventu, provozní teplota a podmínky, za kterých se airbag spolujezdce zkouší. Ostatními příčinami se diplomová práce nebude podrobně zabírat, nicméně zde navržený Ishikawův diagram bude předmětem interních diskusí a zároveň podkladem pro další experimentování s cílem tyto příčiny zhodnotit, případně odstranit.

5.6 Porovnání laboratoří

Prvním experimentem je porovnání laboratoří (zkušeben). Zkoušení probíhá zpravidla na více místech. U dodavatele airbagu, u dodavatele přístrojové desky a v nezávislé zkušebně. Dodavatel airbagu je zodpovědný za kvalitu airbagu. Dodavatel přístrojové desky je zodpovědný za kvalitu a funkci celého systému airbag - přístrojová deska. Nezávislá zkušebna je zodpovědná za provádění uvolňovacích zkoušek u příležitosti vývojových milníků P, B a BMG. Zkoumaným faktorem je zkušebna, odezvou je čas naplnění airbagu spolujezdce. Cílem experimentu je zhodnotit, zda a jak se v jednotlivých zkušebnách liší časy naplnění vaku. K dispozici je 30 airbagů. Všechny airbagy byly vyrobeny v jednom

období za stejných vstupních podmínek. Bylo provedeno deset replik experimentu při pokojové teplotě. Pomocí analýzy rozptylu se testuje hypotéza $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$ o tom, že jsou střední hodnoty času naplnění totožné. Naměřené hodnoty jsou uvedeny v tabulce 15.

Tabulka 15 Naměřené hodnoty při experimentu

ZKUŠEBNA		ODEZVA (Čas nafouknutí)									
Faktor	Úroveň	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
JCI	A1	39,0	38,0	36,0	35,0	36,0	36,0	38,0	35,0	34,0	38,0
KSS	A2	36,8	38,0	38,2	37,6	37,6	36,8	36,2	37,2	35,4	37,2
TÜV	A3	36,0	39,5	39,5	40,5	42,5	36,5	37,5	42,0	38,5	36,5

Zdroj: vlastní zpracování

Základní charakteristiky jednotlivých úrovní jsou

$$\bar{y}_1 = 36,5 \quad \bar{y}_2 = 37,1 \quad \bar{y}_3 = 38,9$$

$$s_1^2 = 2,72 \quad s_2^2 = 0,71 \quad s_3^2 = 5,32$$

Na základě naměřených hodnot byla v Excelu provedena analýza rozptylu a sestavena tabulka 16.

Tabulka 16 ANOVA

Zdroj variability	SS	St. Volnosti	MS	F	P-hodnota	F krit
Faktor A	30,80266667	2	15,4013	5,28677	0,01155	3,35413
Reziduální	78,656	27	2,91319			
Celkový	109,4586667	29				

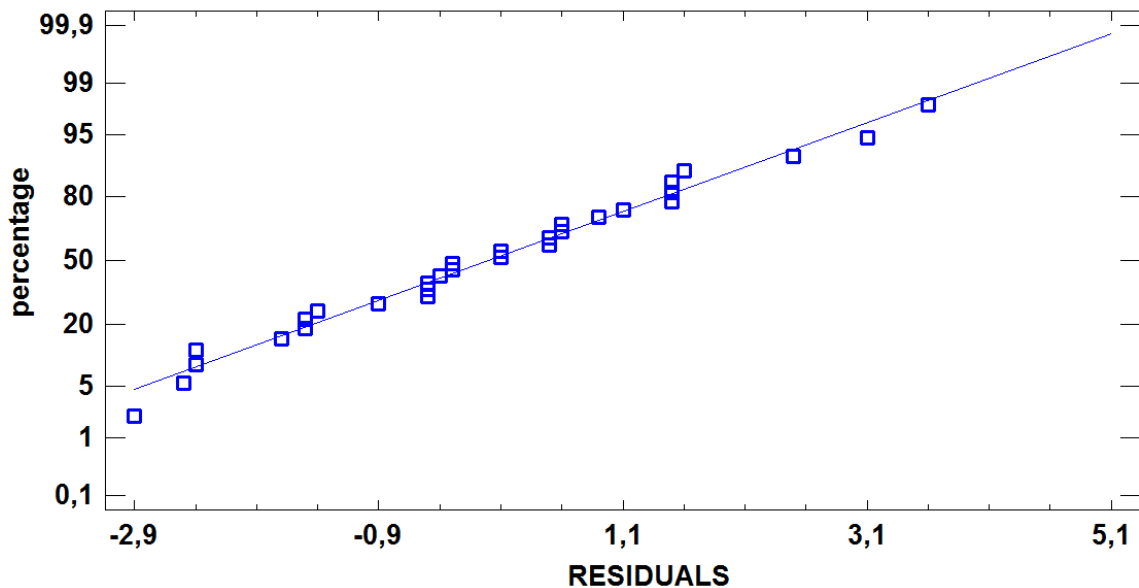
Zdroj: Excel (upraveno)

Hodnota testové statistiky byla určena podle (5.2)

$$F = \frac{MS_A}{MS_E} = \frac{15,40}{2,91} \doteq 5,29$$

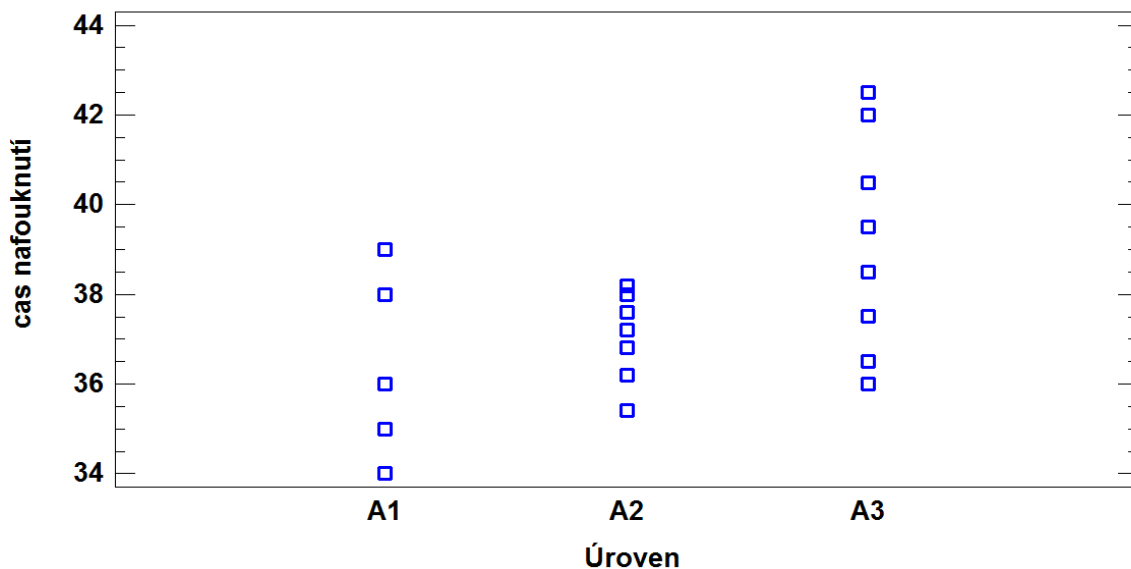
Na základě porovnání $F > F_{krit}$ ($5,29 > 3,35$) je hypotéza H_0 o tom, že různé úrovně faktoru zkušebna nemají na odezvu (čas nafouknutí) vliv, zamítnuta. Tento závěr potvrzuje na hladině pravděpodobnosti $\alpha = 0,05$ i p-hodnota 0,012. Následným krokem je ověření předpokladů o normálním rozdělení odezvy a rovnosti rozptylů. Pro ověření normality je použit Shapiro-Wilkův test. P-hodnota je 0,185 (p-hodnota $> 0,05$) a hodnota testové statistiky je 0,95. Na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ nezamítneme hypotézu H_0 o tom, že má odezva normální

rozdělení. Na obr. 37 je graf rozdělení reziduí. Minimální vzdálenosti vynesných bodů od přímky potvrzují hypotézu H_0 o normálním rozdělení odezvy.



Obr. 37 Normální pravděpodobnostní graf
Zdroj: Statgraphics

Dále pomocí Levenova testu testujeme hypotézu H_0 o rovnosti rozptylů $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2$ proti alternativní hypotéze $H_1: \text{non } H_0$. Na základě výstupu ze Statgraphicsu, obr. 38, se prokázal rozdíl mezi rozptyly a na základě testu lze zamítnout hypotézu H_0 o rovnosti rozptylů. I když není splněn předpoklad rovnosti rozptylů, vzhledem k tomu, že rozsah skupin je stejný a poměrně velký, nemá tato skutečnost podstatný vliv na závěry plynoucí z F-testu.

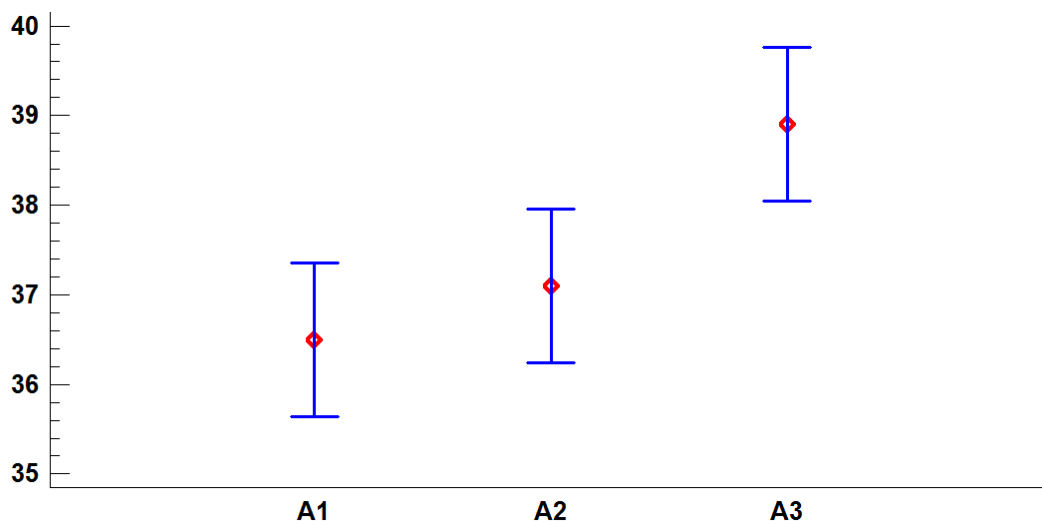


Obr. 38 Hodnoty odezvy podle úrovní faktoru
Zdroj: Statgraphics

V experimentu bylo potvrzeno, že rozdílné úrovně faktoru zkušebna mají vliv na průměrnou dobu odezvy. Úrovně A1, A2 se liší proti úrovni A3 která má průměrnou dobu odezvy nejdelší. Dále bylo Levenovým testem potvrzeno, že ne všechny rozptyly se rovnají. K tomu, abychom mohli identifikovat která úroveň faktoru je pro proces nejvhodnější, použijeme Bonferroniho metodu vícenásobného porovnání. Horní a dolní meze (5.5) jsou pro úroveň A1 vyjádřeny vztahem

$$\bar{y}_1 \pm t_{1-\alpha/2p} \sqrt{\frac{MSE}{2 \cdot r}} = 36,5 \pm t_{1-0,1/2 \cdot 3} \sqrt{\frac{2,91}{2 \cdot 10}} \doteq 36,5 \pm 0,98$$

kde pro i-té měření (10) na hladině významnosti $\alpha = 0,1$ je počet porovnávání $p = 3$, stupňů volnosti $v = 27$, $MSE = 2,91$, počet replikací $r = 10$, kvantil t rozdělení $t_{0,983}(27) = 2,473$ (Likeš, Laga, s. 173). Výsledek Bonferroniho testu představuje obr. 39. Byla zvolena hladina významnosti $\alpha = 0,1$, při které byly rozdíly mezi úrovněmi (2 – 3; 1 – 3) potvrzeny. Na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ se intervaly všech úrovní překrývaly, a rozdíl nebyl prokázán.



Obr. 39 Bonferroniho test, střední hodnoty, $\alpha = 0,1$
Zdroj: Statgraphics

V závěrečném shrnutí experimentu je možno konstatovat, že F-testem byly potvrzeny rozdíly mezi středními hodnotami. Levenův test potvrdil rozdíl mezi rozptyly. Rozptyl σ_3^2 (zkušebna TÜV) se liší od rozptylů σ_1^2, σ_2^2 . Na základě těchto výsledků lze očekávat, že ve zkušebně TÜV existuje vyšší riziko výskytu nevyhovujících výsledků testování v rámci COP zkoušek. Na základě tohoto

zjištění by se dalo doporučit provádět testování ve zkušebnách u JCI nebo KSS (úrovně A1, A2).

5.7 Porovnání dodavatelů za provozních teplot

Další příčinou, která ovlivňuje čas naplnění, je provozní teplota při které se airbag aktivuje. Správně vyvinutý airbag poskytne ochranu posádce v rozpětí teplot od -35° do $+85^{\circ}$. Extrémní teploty vyžadují od dodavatelů bezvadné zvládnutí vývoje airbagu. V praxi lze například vyzorovat, že některé airbasy mají za teploty $+85^{\circ}$ čas rozbalení příliš krátký, naopak při teplotě -35° jsou některé pomalé. Cílem experimentu je vybrat ze současných dodavatelů airbagů ty, kteří vývoj zvládnou nejlépe a časy nafouknutí jejich airbagů vyhovují za hraničních teplot nejlépe. Experiment byl rozdělen na dvě části: v první bylo za jinak stejných podmínek testováno třicet airbagů od šesti různých dodavatelů (pět úrovní dodavatelů, 6 replikací) za teploty -35° , v druhé části experimentu bylo za jinak stejných podmínek testováno také třicet airbagů od šesti různých dodavatelů (pět úrovní dodavatelů, 6 replikací) za teploty $+85^{\circ}$. Pokaždé se testuje hypotéza $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4 = \mu_5$ o tom, že rozdílní dodavatelé airbagu nemají vliv na střední dobu času nafouknutí (odezvy). Alternativní hypotéza je formulována jako $H_1: \text{non } H_0$. Naměřené hodnoty a základní charakteristiky skupin podle úrovně faktoru zobrazuje tabulka 17.

Tabulka 17 Naměřené hodnoty

Faktor AIRBAG		ODEZVA (Čas nafouknutí) -35°							
	Úroveň	1	2	3	4	5	6	Průměr	Rozptyl
KSS I	A1	45,0	44,0	45,0	44,0	44,0	43,0	44,2	0,567
KSS II	A2	41,0	40,0	42,0	43,5	44,0	40,5	41,8	2,667
AUTOLIV	A3	44,0	43,0	44,0	42,0	44,0	42,0	43,2	0,967
TAKATA	A4	50,0	50,0	53,0	54,0	51,0	51,0	51,5	2,700
TRW	A5	50,5	50,0	53,0	55,0	51,0	53,0	52,1	3,642
		ODEZVA (Čas nafouknutí) $+85^{\circ}$							
	Úroveň	1	2	3	4	5	6	Průměr	Rozptyl
KSS I	A1	34,5	31,5	31,0	31,0	30,0	31,5	31,6	2,342
KSS II	A2	33,0	31,0	30,5	31,0	32,0	32,0	31,6	0,842
AUTOLIV	A3	40,5	40,5	41,0	38,5	39,0	40,0	39,9	0,942
TAKATA	A4	40,0	39,5	43,0	43,5	43,0	41,5	41,8	2,875
TRW	A5	41,5	38,5	40,0	40,5	40,0	37,0	39,6	2,542

Zdroj: Vlastní zpracování

Na základě naměřených hodnot byla v Excelu provedena analýza rozptylu a sestavena tabulka 18.

Tabulka 18 ANOVA (-35°)

Zdroj variability	SS	St. Volnosti	MS	F	P-hodnota	F krit
Faktor A	566,9666667	4	141,742	67,2292	5,2E-13	2,75871
Reziduální	52,70833333	25	2,10833			
Celkový	619,675	29				

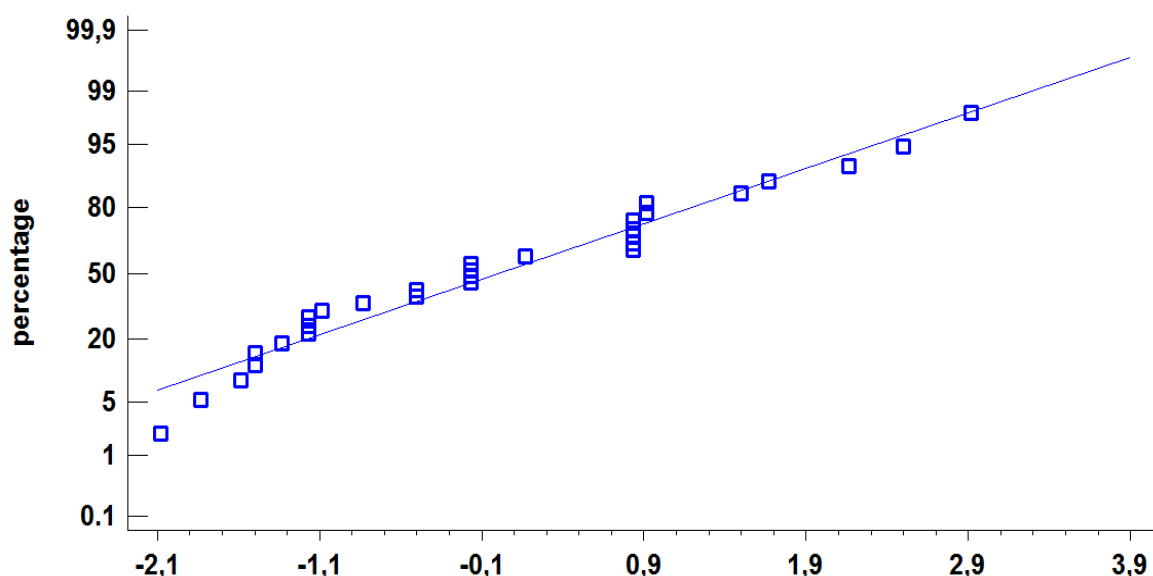
Zdroj: Excel (upraveno)

Výsledek F-testu pro první část experimentu (-35°) dle (5.2) je

$$F = \frac{MS_A}{MS_E} = \frac{141,7}{2,11} \doteq 67,23$$

Na základě porovnání $F > F_{krit}$ ($67,23 \gg 2,76$) je hypotéza H_0 o tom, že dodavatel (faktor) nemá na čas nafouknutí vliv (odezva), zamítnuta. Tento závěr potvrzuje na hladině významnosti $\alpha = 0,001$ i p-hodnota ≈ 0 .

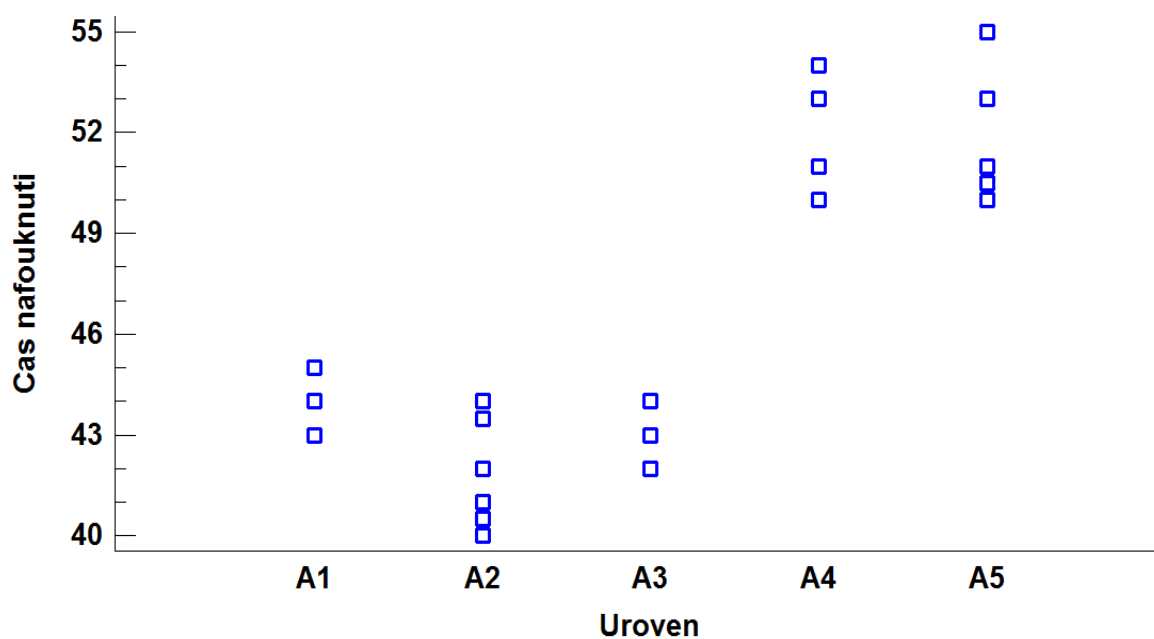
Následným krokem je ověření předpokladů o normálním rozdělení odezvy a rovnosti rozptylů. Pro ověření normality je použit Shapiro-Wilkův test ve Statgraphicsu. P-hodnota je 0,171 (p-hodnota $> 0,05$) a hodnota testové statistiky je 0,947. Na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ nezamítneme hypotézu H_0 o tom, že má odezva normální rozdělení. Na obr. 40 je graficky představeno rozdělení reziduí.



Obr. 40 Normální pravděpodobnostní graf reziduí (-35°)

Zdroj: Statgraphics

Přesto, že průběh bodů není zcela lineární, vzhledem k výsledku Shapiro-Wilkova testu lze považovat předpoklad normality za splněný. Dále pomocí Levenova testu testujeme hypotézu H_0 o rovnosti rozptylů $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma_4^2 = \sigma_5^2$ proti alternativní hypotéze $H_1: \text{non } H_0$. Na základě výstupu ze Statgraphicsu p-hodnota Levenova testu $0,063 > 0,05$, tzn. že na hladině pravděpodobnosti $\alpha = 0,05$ nezamítneme hypotézu H_0 o rovnosti rozptylů. Jednotlivá měření jsou zobrazena v grafu na obr. 41.



Obr. 41 Hodnoty odezvy podle úrovně faktoru (-35°)

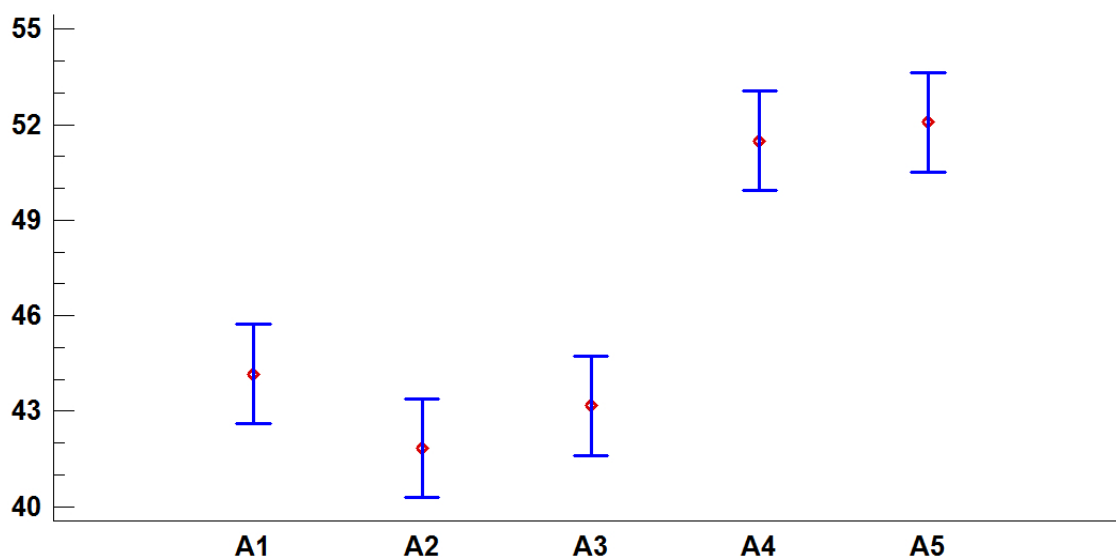
Zdroj: Statgraphics

F-testem bylo potvrzeno, že rozdílní dodavatelé (úrovně faktoru) mají vliv na průměrnou dobu času nafouknutí vaku (odezvy). Úrovně A1, A2, A3 jsou rozdílné oproti úrovním A4, A5, ty mají průměrnou dobu odezvy nejdelší. Levenovým testem byla potvrzena rovnost rozptylů. Bonferroniho metodou vícenásobného porovnání vypočteme pro jednotlivé dodavatele intervaly, které následně prostřednictvím grafu porovnáme. Horní a dolní meze intervalu (5.5) jsou pro úroveň A1 vyjádřeny vztahem

$$\bar{y}_1 \pm t_{1-\alpha/2p} \sqrt{\frac{MS_E}{2 \cdot r}} \doteq 44,17 \pm t_{1-0,01/2 \cdot 10} \sqrt{\frac{2,11}{2 \cdot 6}} \doteq 44,17 \pm 1,55$$

kde pro i -té měření (6) na hladině významnosti $\alpha = 0,01$ je počet porovnávání $p = 10$, počet stupňů volnosti $v = 25$, $MSE = 2,11$, počet replikací $r = 6$, kvantil t

rozdělení $t_{0,9995}(25) = 3,73$ (Excel, fce T.INV). Výsledek Bonferroniho testu představuje graf v obr. 42.



Obr. 42 Bonferroniho mnohonásobné porovnání (-35°), $\alpha = 0,01$

Zdroj: Statgraphics

Z vícenásobného porovnání Bonferroniho metodou plyne, že se časy nafouknutí u různých dodavatelů významně liší (úrovně A1, A2, A3 od úrovní A4, A5). Úrovně A4 a A5 jsou pro další používání vzhledem k vysoké střední hodnotě spíše nevhodné. Naopak, úrovně A1, A2, A3 jsou vhodné pro další používání z hlediska včasného naplnění vaku za minusové teploty.

Následuje druhá část experimentu: Na základě naměřených hodnot byla v Excelu provedena analýza rozptylu a sestavena tabulka 19.

Tabulka 19 ANOVA (+85°)

Zdroj variability	SS	St. Volnosti	MS	F	P-hodnota	F krit
Faktor A	578,1333333	4	144,533	75,738	1,3E-13	2,75871
Reziduální	47,70833333	25	1,90833			
Celkový	625,8416667	29				

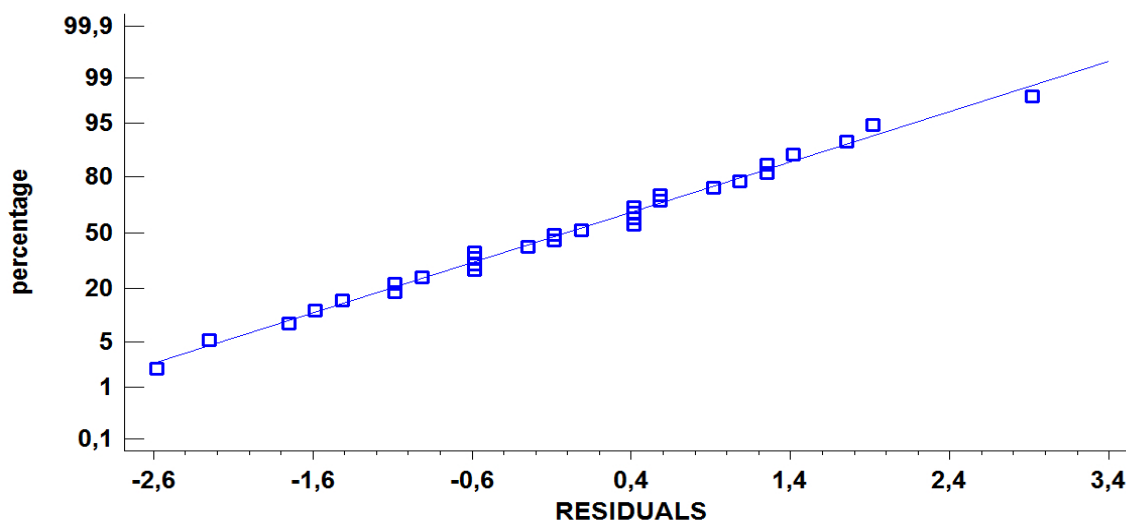
Zdroj: Excel (upraveno)

Výsledky F-testu pro druhou část experimentu (+85°) dle (5.2)

$$F = \frac{MS_A}{MS_E} \doteq \frac{144,5}{1,91} \doteq 75,738$$

Na základě porovnání $F > F_{krit}$ ($75,738 \gg 1,91$) je hypotéza H_0 o tom, že dodavatel nemá na čas nafouknutí vliv, zamítnuta. Tento závěr potvrzuje na

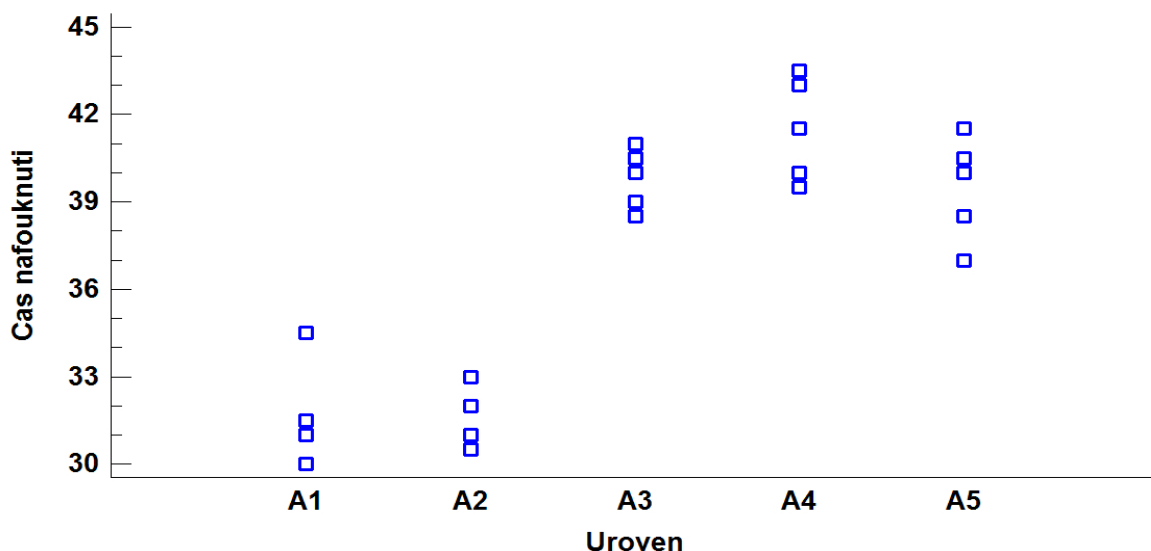
hladině pravděpodobnosti $\alpha = 0,05$ i p-hodnota ≈ 0 . Následným krokem je ověření předpokladů o normálním rozdělení odezvy a rovnosti rozptylů. Pro ověření normality je použit Shapiro-Wilkův test. P-hodnota je 0,99 (p-hodnota $\gg 0,05$) a hodnota testové statistiky je 0,99. Na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ nezamítáme hypotézu H_0 o tom, že má odezva normální rozdělení. Na obr. 43 je graficky představeno rozdělení reziduí.



Obr. 43 Normální pravděpodobnostní graf reziduí (+85°)

Zdroj: Statgraphics

Všechny body leží na, nebo v blízkosti trendové přímky, což graficky potvrzuje normalitu rozdělení odezvy. Následně pomocí Levenova testu testujeme hypotézu H_0 o rovnosti rozptylů $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma_4^2 = \sigma_5^2$ proti alternativní hypotéze $H_1: \text{non } H_0$. Na základě výstupu ze Statgraphicsu, p-hodnota $0,49 > 0,05$, lze konstatovat, že na hladině pravděpodobnosti $\alpha = 0,05$ nezamítneme hypotézu H_0 o rovnosti rozptylů. Jednotlivá měření jsou zobrazena v grafu na obr. 44.



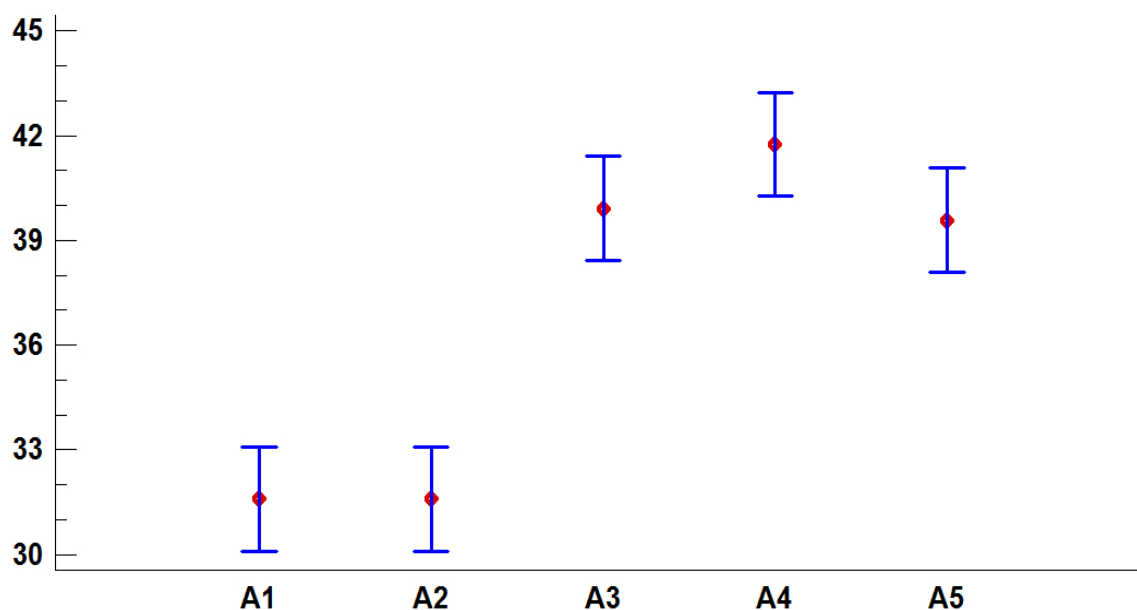
Obr. 44 Hodnoty odezvy podle úrovně faktoru (+85°)

Zdroj: Statgraphics

V experimentu bylo potvrzeno, že rozdílní dodavatelé (faktor) mají vliv na průměrnou dobu nafouknutí vaku (odezva). Dodavatelé A1, A2 mají průměrnou dobu nafouknutí vaku kratší než zbývající dodavatelé (A3, A4, A5). Levenovým testem byla potvrzena rovnost rozptylů. Bonferroniho metodou vícenásobného porovnání vypočteme pro jednotlivé dodavatele intervaly, které následně prostřednictvím grafu porovnáme. Horní a dolní meze intervalu (5.5) jsou pro úroveň A1 vyjádřeny vztahem

$$\bar{y}_1 \pm t_{1-\alpha/2p} \sqrt{\frac{MS_E}{2 \cdot r}} \doteq 31,58 \pm t_{1-0,01/2 \cdot 10} \sqrt{\frac{1,91}{2 \cdot 6}} \doteq 31,58 \pm 1,49$$

kde pro i -té měření (6) na hladině významnosti $\alpha = 0,01$ je počet porovnávání $p = 10$, stupňů volnosti $\nu = 25$, $MS_E = 1,91$, počet replikací $r = 6$, kvantil t rozdělení $t_{0,9995}(25) = 3,73$ (Excel, fce T.INF). Graficky je výsledek Bonferroniho testu zobrazen v grafu na obr. 45.



Obr. 45 Bonferroniho mnohonásobné porovnání (+85°), $\alpha = 0,01$

Zdroj: Statgraphics

Z provedeného vícenásobného porovnání lze usoudit, že úrovně faktoru airbag A3, A4, A5 jsou pro používání při teple vhodné. Jejich střední hodnoty se pohybují kolem hodnoty přijatelného optima. Úrovně A1, A2 jsou za tepla spíše nevyhovující.

Na základě provedeného vícenásobného porovnání v obou částech experimentu, lze konstatovat, že je nejvýhodnější dále používat airbag od firmy Autoliv (úroveň A3). K tomu, aby vyhovovaly i ostatní úrovně, je potřeba zasáhnout do procesu ve firmě KSS (úrovně A1, A2) takovým způsobem, aby airbasy od této firmy dosáhly delšího času nafouknutí za tepla v průměru o cca 3 ms. Obě části experimentu ukázaly u airbagu TAKATA (úroveň A4) potřebu čas naplnění zkrátit, a to za vysoké teploty v průměru o cca 2 ms, za teploty nízké v průměru o cca 6-8 ms. Airbag od firmy TRW (úroveň faktoru A5) vykazuje nedostatky v první části testu. Za nízké provozní teploty je žádoucí, aby firma provedla zásah do procesu, který by čas nafouknutí jeho airbagu zkrátit v průměru o cca 7-9 ms.

5.8 Přístrojová deska, typ generátoru

Dva faktory, které mohou ovlivnit dobu naplnění airbagu, jsou přístrojová deska a použitý typ plynového generátoru. U přístrojové desky je otázkou zejména to, jak velká síla je potřebná k otevření víčka. U plynového generátoru je určující velikost

výkonu. Při faktoriálním experimentu 2^2 (dva faktory, dvě úrovně) bylo provedeno pět replikací. V tabulce 20 jsou vyznačeny úrovně faktorů.

Tabulka 20 Faktory a úrovně experimentu

Úroveň		
Faktor	-	+
A – Přístrojová deska	0 N	200 N
B – Plynový generátor	375 kPa	400 kPa

Zdroj: Vlastní zpracování

V následující tabulce 21 jsou výsledky jednotlivých zkoušek včetně vypočtených hlavních efektů, efektů interakcí a průměru rozptylů.

Tabulka 21 Naměřené hodnoty

	A	B	AB	y					\bar{y}	s^2
	-	-	+	36,8	38,0	38,2	37,6	37,6	37,6	0,3
	+	-	-	37,0	37,0	39,0	38,0	39,0	38,0	1,0
	-	+	-	35	36	34,5	36,5	35	35,4	0,7
	+	+	+	36,0	39,5	39,5	40,5	42,5	39,6	5,6
průměr +	35,27	34,09	35,11							Průměr
průměr -	33,20	34,38	33,36							1,88
efekt	2,1	-0,3	1,7							

Zdroj: Vlastní zpracování

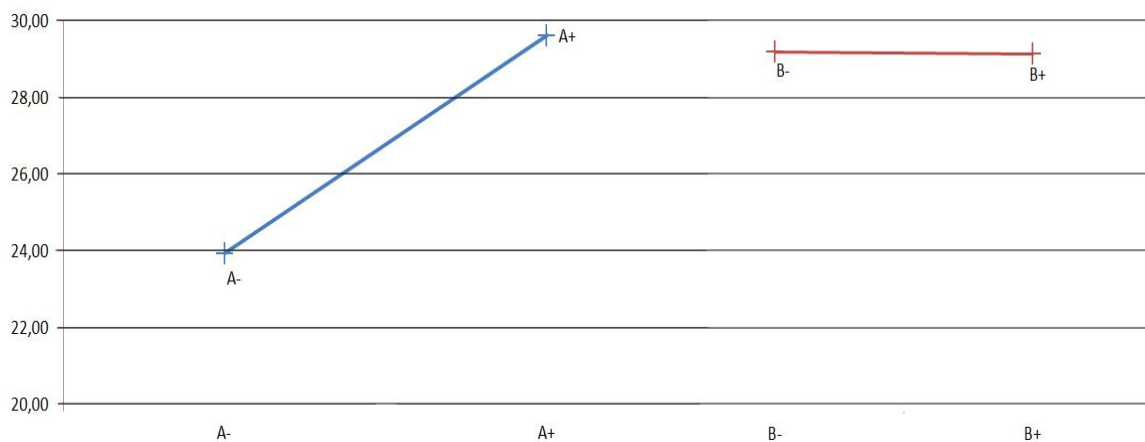
Pro vyhodnocení významnosti hlavních efektů (A, B) a interakce (AB) byla použita analýza rozptylu v prostředí Excelu. Výsledky jsou představeny v tabulce 22.

Tabulka 22 ANOVA

Zdroj variability	SS	St. Volnosti	MS	F	P-hodnota	F krit
Faktor A	25,992	1	25,992	13,83841	0,001862	4,493998
Faktor B	0,512	1	0,512	0,272594	0,60875	4,493998
Interakce AB	18,432	1	18,432	9,81339	0,006425	4,493998
Reziduální	30,052	16	1,87825			
Celkový	74,988	19				

Zdroj: Excel (upraveno)

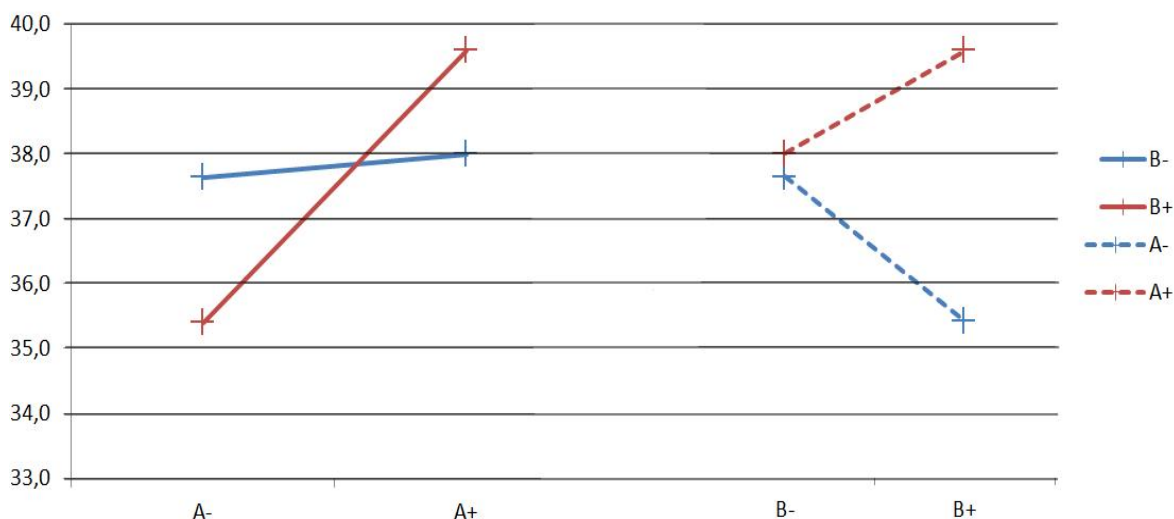
Na základě porovnání vypočtené hodnoty statistiky F s hodnotou F_{krit} ($13,84 > 4,49$) můžeme konstatovat, že na hladině významnosti $\alpha = 0,05$, je hlavní efekt faktoru A významný. Významnost hlavního efektu faktoru B není prokázána ($0,273 < 4,49$). Na stejné hladině významnosti ($\alpha = 0,05$) byl potvrzen význam interakce AB ($9,813 > 4,49$). Tyto závěry potvrzuje i p-hodnota, která vliv efektu faktoru A a interakce AB potvrzuje dokonce na hladině významnosti $\alpha = 0,01$. P-hodnotou je zároveň potvrzen zanedbatelný vliv hlavního efektu faktoru B. Pro konečnou interpretaci výsledků experimentu jsou sestrojeny grafy. V grafu na obr. 46 jsou vyneseny hlavní efekty.



Obr. 46 Hlavní efekty, vlevo faktor A, vpravo faktor B

Zdroj: Vlastní zpracování

Na základě zobrazených úseček lze označit hlavní efekt faktoru A za významný a hlavní efekt faktoru B za nevýznamný. Experiment potvrdil vliv konstrukce přístrojové desky (faktor A) na čas nafouknutí vaku. V průměru se čas nafouknutí při malé síle potřebné pro otevření víčka přístrojové desky zkrátí o 2,1 ms. Následující obr. 47 graficky představuje interakci faktorů AB.



Obr. 47 Graf interakce

Zdroj: Vlastní zpracování

Zobrazené úsečky jsou různoběžné a potvrzují významnost interakce AB. Graf naznačuje, že největší vliv na čas nafouknutí airbagu bude mít vliv konstrukce přístrojové desky (A). Hodnota odezvy je nejvyšší při kombinaci plynového generátoru s vyšším maximálním výkonem (faktor B+) a přístrojové desky s vysokou otevírací silou (A+). Oproti tomu, při použití plynového generátoru s nižším maximálním výkonem (B-) není vliv konstrukce přístrojové desky tak velký.

Při takové konstrukci přístrojové desky, kdy bude otevírací síla minimální (A-), bude změna nastavení použitého výkonu plynového generátoru (z úrovně B-, na úroveň B+) zkracovat čas nafouknutí. Naopak, bude-li přístrojová deska zkonstruována tak, že otevírací síly pro otevření víčka budou vysoké (A+), čas nafouknutí airbagu se bude změnou plynového generátoru (z úrovně B-, na úroveň B+) prodlužovat.

5.9 Vzduchový vak, teplota, množství pyrotechnické složky

Na správnou dobu naplnění vzduchového vaku, což je indikátor správně vyvinutého airbagu spolujezdce, mají na základě empirického pozorování vliv tři faktory: průměr vyfukovacího otvoru vaku, provozní teplota a množství pyrotechnické složky. K identifikaci hlavních efektů a interakcí byl připraven faktoriální experiment 2^3 (tři faktory, dvě úrovně) se dvěma replikacemi. Charakteristiky faktorů a jejich úrovně zachycuje tabulka 23.

Tabulka 23 Faktory a úrovně experimentu

Úroveň		
Faktor	-	+
A – Ø otvoru	40 mm	45 mm
B – Teplota	-35°	85°
C – Pyrotechnika	42 g	45 g

Zdroj: Vlastní zpracování

Výsledky jednotlivých testů včetně vypočtených hlavních efektů, efektů interakcí a průměru rozptylů jsou uvedeny v tabulce 24.

Tabulka 24 Naměřené hodnoty

	A	B	C	AB	AC	BC	ABC	y	\bar{y}	s^2
-	-	-	-	+	+	+	-	48 47	47,5	0,5
+	-	-	-	-	-	+	+	44 46	45	2
-	+	-	-	-	+	-	+	31 32	31,5	0,5
+	+	-	-	+	-	-	-	33 32	32,5	0,5
-	-	+	+	+	-	-	+	40 40	40	0
+	-	+	-	-	+	-	-	38 38	38	0
-	+	+	-	-	-	+	-	28 30	29	2
+	+	+	+	+	+	+	+	29 30	29,5	0,5
průměr +	36,25	30,63	34,13	37,38	36,63	37,75	36,50			Průměr
průměr -	37,00	42,63	39,13	35,88	36,63	35,50	36,75			0,75
efekt	-0,8	-12,0	-5,0	1,5	0,0	2,3	-0,3			

Zdroj: Vlastní zpracování

Ještě před interpretací výsledků faktoriálního experimentu byla ověřena pomocí t-testu významnost vlivů hlavních faktorů a interakcí. Pro jednotlivé hladiny významnosti α byly vypočteny (5.8) kritické hodnoty

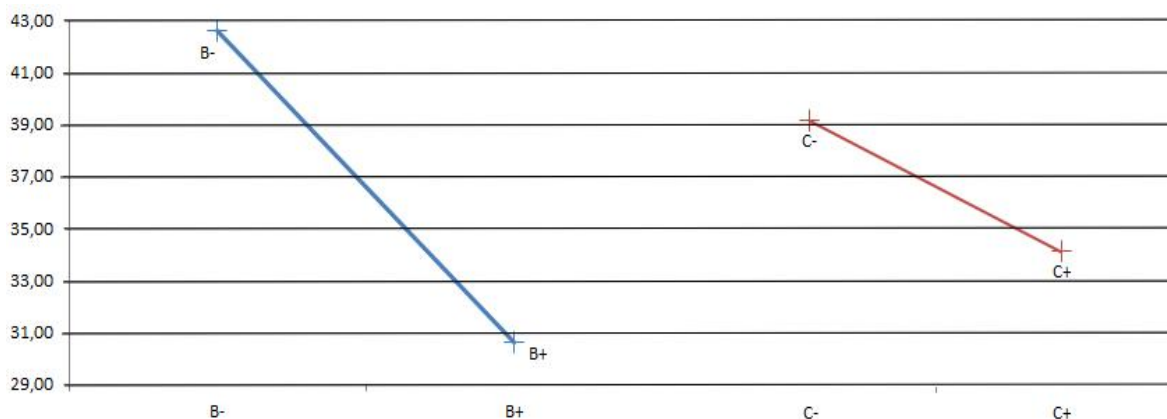
$$t_{1-0,05/2} (8) \cdot \sqrt{\frac{0,75}{4}} = t_{0,975} \cdot \sqrt{\frac{0,75}{4}} = 2,306 \cdot 0,433 \doteq 0,999$$

$$t_{1-0,01/2} (8) \cdot \sqrt{\frac{0,75}{4}} = t_{0,995} \cdot \sqrt{\frac{0,75}{4}} = 3,355 \cdot 0,433 \doteq 1,453$$

$$t_{1-0,001/2} (8) \cdot \sqrt{\frac{0,75}{4}} = t_{0,9995} \cdot \sqrt{\frac{0,75}{4}} = 5,041 \cdot 0,433 \doteq 2,183$$

U hlavního efektu A (průměr otvoru), interakce AC a třífaktorové interakce ABC nebyla prokázána významnost vlivu. Hodnota testové statistiky u dvoufaktorové interakce AB překračuje kritickou hodnotu pro $\alpha = 0,01$. Vliv faktoru B (teplota)

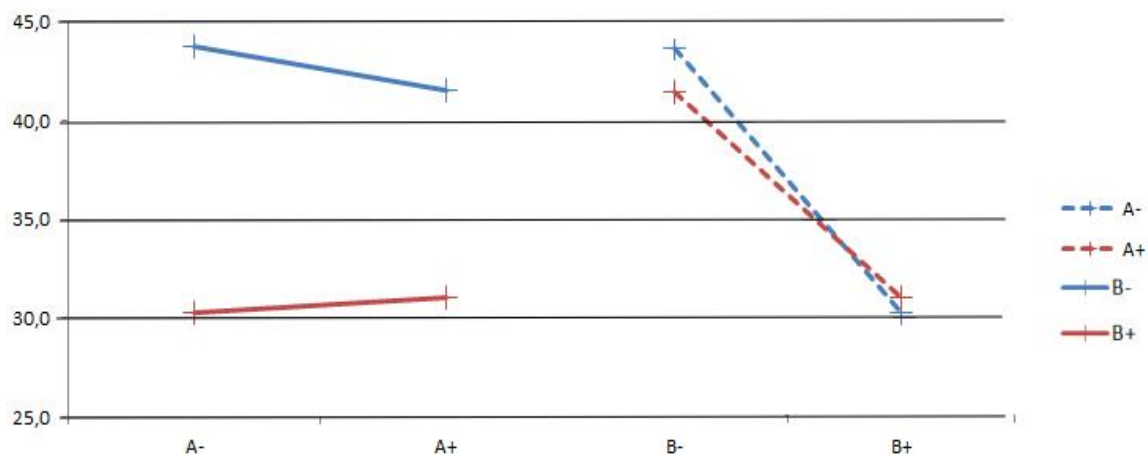
a faktoru C (pyrotechnika) a interakce BC byly prokázány na hladině významnosti $\alpha = 0,001$. Obr. 48 představuje hlavní efekty B, C.



Obr. 48 Hlavní efekty, vlevo faktor B, vpravo faktor C

Zdroj: Vlastní zpracování

Významné hlavní efekty lze komentovat následovně: Zvýšením provozní teploty (z B- na B+) dojde ke zkrácení doby nafouknutí airbagu v průměru o 12 ms. Vlivem působení hlavního efektu množství pyrotechnické složky dojde při změně úrovně (z C- na C+) ke zkrácení času nafouknutí v průměru o 5 ms. Dále byla potvrzena významná interakce AB a BC, úsečky v obr. 49 představují působení faktorů AB

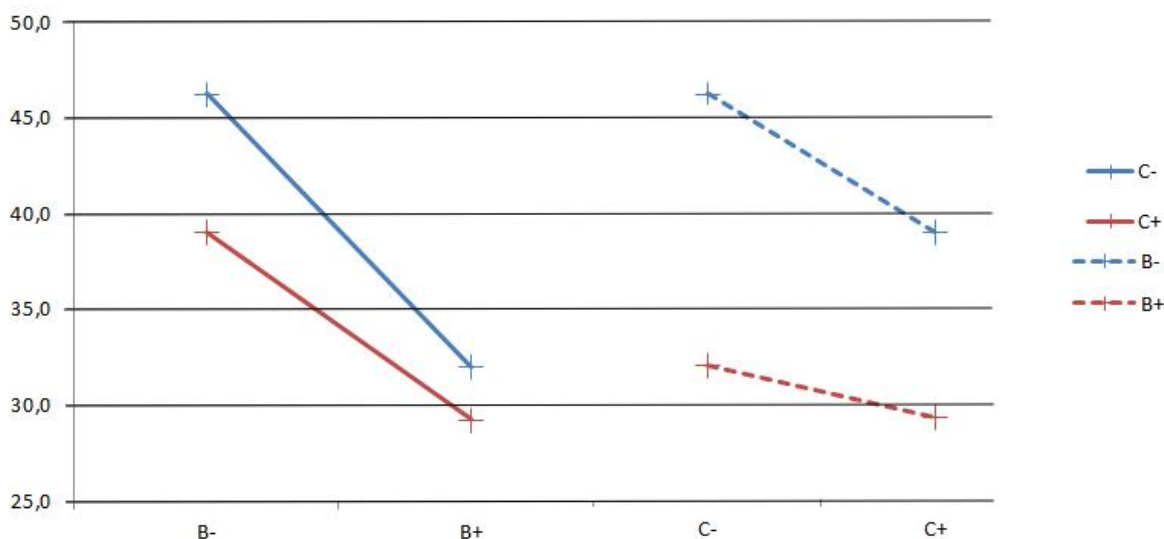


Obr. 49 Graf interakce AB

Zdroj: Vlastní zpracování

Zvětšení vyfukovacích otvorů (z A- na A+) povede při nízké provozní teplotě ke zkrácení času nafouknutí a při vysoké teplotě k prodloužení času nafouknutí. Tyto změny času nafouknutí, vyvolané změnou velikosti otvoru, nejsou ale tak významné. Podle vynesných úseček interakce lze očekávat, že při změně provozní teploty (z B- na B+) se bez ohledu na velikosti vyfukovacího otvoru vždy

znatelně zkrátí doba nafouknutí airbagu. Druhou významnou interakci (BC) představuje obr. 50



Obr. 50 Graf interakce BC
Zdroj: Vlastní zpracování

Výsledek potvrzuje, že nastavení provozní teploty ovlivňuje čas nafouknutí. Stoupá-li provozní teplota (B), zkracuje se doba nafouknutí. Nastavení množství pyrotechnické složky (C) má v interakci stejný efekt: čas nafouknutí se při zvyšování množství složky pyrotechniky zkracuje. Zajímavé ale je, že nárůst množství pyrotechniky (z C- na C+) při vysoké provozní teplotě ovlivní zkrácení času nafouknutí jen v průměru o cca o 2,5 ms.

Na základě výsledků experimentu je nutné, aby se při naladění celého zádržného systému vozu počítalo s tím, že provozní teplota vozu, jako faktor působící na čas nafouknutí airbagu, hraje významnou roli. Druhým závěrem je, že se při výrobě plynových generátorů musí přijmout taková opatření, aby se plynové generátory vyráběly se správným množstvím pyrotechnické složky, tzn., aby se konečné množství složky neodchylovalo od zadané specifikace.

Závěr

Diplomová práce se zabývá airbagem spolujezdce, který je jednou ze součástí bezpečnostního systému vozu, z pohledu vývojového oddělení TKC ve ŠKODA AUTO a.s. Práce je rozdělena do pěti kapitol. V první kapitole je stručně představena problematika bezpečnosti vozu a zádržného systému. V následujících čtyřech kapitolách jsou za účelem řešení aktuálních problémů a otázek při vývoji, zavádění a sériové kontrole airbagů aplikovány konkrétní statistické metody.

Druhá kapitola se zabývá problematikou statistické přejímky u dodavatele airbagu spolujezdce. Detailně představuje jednotlivé podkomponenty z nichž je airbag sestaven, a rozřazuje je do dvou skupin. Skupinu, pro kterou lze aplikovat přejímku srovnáváním, a skupinu, u které je nutno aplikovat přejímku měřením. Vybrané podkomponenty (objímka plynového generátoru a plynový generátor) byly v souladu se zavedenou praxí podrobeny statistické přejímce. V obou případech přejímky bylo jako přejímací kritérium (číslo) stanoveno nula neshod ve výběru. Konfrontováním zavedené praxe s předpisy v normě (ČSN ISO 21247) byly odhaleny nedostatky v prováděné praxi. Jako hlavní nedostatek přejímky, zejména u plynového generátoru, se projevila nedostatečná kontrolní úroveň (VL). Plynový generátor jako zásadní komponenta airbagu spolujezdce splňuje předpoklady pro to, aby se u něj prováděla přísná statistická přejímka jako pro kritické znaky. Závěrem kapitoly se věnuje porovnání nákladnosti přejímky měřením a srovnáváním. Bylo prokázáno, že ekonomičtější přejímkou je od úrovně ověřování VL3 přejímka měřením.

Třetí kapitola se věnuje statistické regulaci procesu. Cílem kapitoly byla příprava teoretické báze pro zavedení nástrojů SPC do kontroly, která probíhá v rámci sériového přezkušování. V teoretické části byla souhrnně představena problematika regulace srovnáváním a měřením. Z regulačních diagramů pro regulaci měřením byly představeny: Shewhartův regulační diagram a speciální regulační diagram EWMA. V praktické části zabývající se regulací srovnáváním bylo navrženo cílené sledování výskytu vad, které nevylučují díl z dalšího použití. Konkrétní nástroj v podobě u-diagramu nebo CUSUM diagramu nebyl z důvodu chybějících dat aplikován. Nicméně, téma regulace srovnáváním bude v oddělení

TKC dále sledováno a uvedeno do praxe. V části zabývající se regulací měření jsou podrobeny zkoumání stávající, pro některé projekty jednostranné, regulační meze. Na základě nasbíraných dat byly navrženy nové regulační meze, které respektují charakteristiky procesů. Pro dva vybrané reprezentanty (airbagy Takata, Autoliv) byly zkonstruovány regulační diagramy. Jak klasický regulační diagram, tak i speciální regulační diagram EWMA jsou vhodné pro použití. U airbagu Autoliv se jako vhodnější jeví regulační diagram EWMA, který zohledňuje vážené hodnoty pozorování. Obecným doporučením bylo zavést pro všechny projekty obě regulační meze UCL/LCL . Důležitým doporučením pro budoucí praxi je kladení důrazu na správný výběr kontrolovaných vzorků z procesu a zachování časové posloupnosti výběru z procesu a testování. To, bohužel, není v současnosti zajištěno.

Čtvrtá část práce představuje airbag spolujezdce z pohledu způsobilosti. V teoretické části je věnována pozornost zejména způsobu výpočtu ukazatelů, které mohou být vypočteny pro soubory dat s nenormálním rozdělením. Problémem, na který autor ve čtvrté kapitole narazil, je absence relevantní metodiky pro stanovení cíle, resp. specifikace USL/LSL . Cílem je v případě airbagu spolujezdce správný čas naplnění. Pro jednotlivé projekty byly společně s kolegy z odborného útvaru simulací a zkoušek stanoveny cíle, které jsou v praktické části zohledněny. Aplikační část se zabývá porovnáním vypočtených ukazatelů jednotlivých procesů. Všechny zkoumané procesy jsou způsobilé, většina se ale potýká s posuny vůči cílové střední hodnotě. Ukazatele $P_{pk(q)}$ jsou velmi nízké a procesy vyžadují zásah, aby se jejich poloha posunula blíže cíli. Výjimkou je proces Autoliv, který je způsobilý a jeho poloha je také v pořádku $P_{p(q)} \approx P_{pk(q)}$.

Poslední, pátá kapitola se soustředí na navrhování experimentů. V teoretické části jsou popsány základní typy experimentů, předpoklady pro úspěšnou aplikaci a jednotlivé metody vyhodnocení experimentů. V části praktické byla nejprve provedena analýza následků a příčin a byl sestaven Ishikawův graf. Tento graf byl hlavním vodítkem k návrhům experimentů, jako hlavní následek byl definován chybný čas nafouknutí vzduchového vaku. Při návrzích experimentů byla použita celá škála statistických nástrojů: t-test, analýza rozptylu F-test ANOVA, Levenův test, Shapiro-Wilkův test, Bonferroniho metoda vícenásobného porovnání.

Výsledky z experimentů byly v textu shrnuty vždy po aplikaci. Ty nejzávažnější jsou zmíněny také zde: pomocí F-testu bylo prokázáno, že nezávislá laboratoř TÜV poskytuje při měření času nafouknutí v průměru nejvyšší hodnoty a hrozí tak, že zkoušky budou vyhodnoceny jako nevyhovující. Při porovnání airbagů bylo statistickými metodami potvrzeno, že airbag Autoliv je velmi dobře vyvinut pro celé rozpětí provozních teplot. Airbasy KSS by měly být upraveny tak, aby dosahovaly za +85° pomalejšího času nafouknutí, a airbag TRW se projevil při provozní teplotě -35° jako nevyhovující. Z faktorů, které jsou v konstrukci považovány za významné z hlediska vlivu na čas nafouknutí, byl jako nevýznamný identifikován průměr vyfukovacího otvoru. Naopak, vliv provozních teplot, množství pyrotechnické složky a konstrukce víčka přístrojové desky byl potvrzen jako významný. Výsledky experimentu dále napověděly, jak volit výkon plynového generátoru v závislosti na konstrukci přístrojové desky. Více pozornosti si vyžádá kombinace použití plynového generátoru s vysokým maximálním výkonem a přístrojové desky, jejíž konstrukce vyžaduje větší síly pro otevření víčka. Při této kombinaci je čas nafouknutí výrazně ovlivněn.

Komentáře výsledků aplikací, obsažené v jednotlivých kapitolách, mohou být přínosem pro technický vývoj, konkrétně pro oddělení TKC. Pomohou pochopit principy a požadavky statistické přejímky, SPC, způsobilosti a navrhování experimentů. Při aplikacích byly objeveny formální nedostatky, kterými dnes jednotlivé oblasti v praxi trpí (např. nízké úrovně ověřování při přejímce, nesprávný výběr vzorků pro regulaci procesu, absence metodiky pro stanovení specifikace pro čas nafouknutí airbagu atp.), a definovány kroky pro jejich úspěšné odstranění.

Seznam literatury

CLEMENTS J. A., *Process Capability Calculations for Non-normal Distributions*, *Quality Progress* 22 (1989) 95-100

CROWDER, S. V., *Design of Exponentially Weighted Moving Average Schemes*, *Journal of Quality Technology*, (1989), Vol. 21, No. 3, pp. 155–162.

ČSN ISO 21247. *Systémy statistických přejímek s přejímacím číslem nula a postupy statistické regulace propojené pro přejímku produktů*. Česká technická norma, První vydání 2005-03-15.

ČSN ISO 3951-1. *Statistické přejímky měřením, stanovení přejímacích plánů AQL jedním výběrem pro kontrolu každé dávky v sérii pro jediný znak kvality a jediné AQL*, První vydání 2005-04-01.

DUNCAN, A. J. *Quality Control and Industrial Statistic*. Fifth Edition. Illinois: Irwin, 1986.

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

HEBÁK, P. *Statistické myšlení a nástroje analýzy dat*. Vyd. 1. Praha: Informatorium, 2013, 877 s. ISBN 978-80-7333-105-4.

JAROŠOVÁ, E. *Navrhování experimentů a jejich analýza*. 1. vyd. Praha: Česká společnost pro jakost, 2007, 103 s. ISBN 978-80-02-01985-5.

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

KLAYMAN, B. *Takata air bag recalls*. In: Reuters.com [online]. [cit. 2014-11-13]. Dostupné z: <http://www.reuters.com/article/2014/11/13/us-autos-takata-idUSKCN0IX1PG20141113>

KOVANDA, J. a RICCARDO R. *Vehicle-human interaction*. vyd. Milano: Edizioni Spiegel, 1999. ISBN 88-7660-104-X.

LIKEŠ J. a LAGA j., *Základní statistické tabulky*. Praha: SNTL, 1978.

LUCEÑO, A. "A Process Capability Ratio with Reliable Confidence Intervals," Communications in Statistics—Simulation and Computation, (1996), Vol. 25(1), pp. 235–246.

MAGNA EXTERIORS AND INTERIORS. *COP Katalog: Sledování série PD SK316 SUV*. Rev. 05. Nymburk, 2011.

MONTGOMERY, D. *Statistical Quality Control: A Modern Introduction*. New Jersey: John Wiley & Sons, 2009. 733 s.

NOSKIEVIČOVÁ, D. *Pokročilejší metody SPC*. In: [online]. 17.10.2013. Katedra kontroly a řízení jakosti FMMI, VŠB - TU Ostrava [cit. 2014-11-16]. Dostupné z: http://www.csq.cz/fileadmin/user_upload/Spolkova_cinnost/Odborne_skupiny/Statische_metody/sborniky/10_Noskievicova_SPC.pdf

PV 3545, *Serienpruefung von Airbagsystem (Pruefung Aufblasverhalten)* Konzernnorm, Ausgabe 2006-09. Safety Companion 2014. Alzenau: Carsh Training GmbH, 2013.

VW 82513, *Airbag-system. Gasgeneratoren (Einbauort: Lenkrad, Instrumententafel) Anforderungen und Prüfbedingungen*. Konzernnorm, Ausgabe 2006.

Seznam obrázků a tabulek

Seznam obrázků

Obr. 1 Aktivace zádržného systému ve voze SK35.....	12
Obr. 2 Výstřelový kanál bez prasklin	12
Obr. 3 Víčko přístrojové desky po aktivaci airbagu spolujezdce.....	13
Obr. 4 Čelní náraz	14
Obr. 5 Model normálního rozdělení	18
Obr. 6 Airbag spolujezdce - rozpad	24
Obr. 7 Objímka plynového generátoru.....	25
Obr. 8 Porovnání operativních charakteristik.....	26
Obr. 9 Zmírněná, normální a zpřísněná kontrola (CL A, VL2,3,4)	27
Obr. 10 Porovnání OC praktikované firmou KSS s návrhem dle ISO.....	28
Obr. 11 Řez generátorem - schéma v CAD.....	29
Obr. 12 Řez generátorem AUDI Q5	29
Obr. 13 Tlaková křivka generátoru	30
Obr. 14 Tlakové křivky generátoru generované v 60l nádobě	30
Obr. 15 OC pro přejímku měřením pro dvoustranné mezní hodnoty.....	32
Obr. 16 Porovnání časové náročnosti přejímek.....	33
Obr. 17 Uspořádání regulačního diagramu	36
Obr. 18 Normální rozdělení výběrových průměrů	37
Obr. 19 Ukázka regulačního diagramu	40
Obr. 20 EWMA	42
Obr. 21 Vady neshodných jednotek	43
Obr. 22 Vady nevylučující jednotku z dalšího použití	43
Obr. 23 Takata SK35, vynesené průměry a horní specifikace.....	49
Obr. 24 Takata SK35, Shewhartův RD pro individuální hodnoty	50
Obr. 25 Takata SK35, regulační diagram pro klouzavá rozpětí	51
Obr. 26 Takata SK35, regulační diagram EWMA	51
Obr. 27 Autoliv SK48, Shewhartův RD individuální hodnoty	52
Obr. 28 Autoliv SK48, regulační diagram pro klouzavá rozpětí	53
Obr. 29 Autoliv SK48, regulační diagram EWMA	53
Obr. 30 Základní fáze zádržného účinku airbagu spolujezdce	58
Obr. 31 Proces Octavia, vlevo graf způsobilosti, vpravo normální pravděpodobnostní graf.....	61

Obr. 32 Proces Superb, vlevo graf způsobilosti, vpravo normální pravděpodobnostní graf.....	61
Obr. 33 Proces Rapid, vlevo graf způsobilosti, vpravo normální pravděpodobnostní graf	62
Obr. 34 Proces Superb NF, vlevo graf způsobilosti, vpravo normální pravděpodobnostní graf.....	62
Obr. 35 Model procesu.....	65
Obr. 36 Ishikawův diagram příčin a následků.....	73
Obr. 37 Normální pravděpodobnostní graf	75
Obr. 38 Hodnoty odezvy podle úrovní faktoru	75
Obr. 39 Bonferroniho test, střední hodnoty, $\alpha = 0,1$	76
Obr. 40 Normální pravděpodobnostní graf reziduí (-35°)	78
Obr. 41 Hodnoty odezvy podle úrovně faktoru (-35°)	79
Obr. 42 Bonferroniho mnohonásobné porovnání (-35°), $\alpha = 0,01$	80
Obr. 43 Normální pravděpodobnostní graf reziduí (+85°).....	81
Obr. 44 Hodnoty odezvy podle úrovně faktoru (+85°)	82
Obr. 45 Bonferroniho mnohonásobné porovnání (+85°), $\alpha = 0,01$	83
Obr. 46 Hlavní efekty, vlevo faktor A, vpravo faktor B	85
Obr. 47 Graf interakce.....	86
Obr. 48 Hlavní efekty, vlevo faktor B, vpravo faktor C.....	88
Obr. 49 Graf interakce AB	88
Obr. 50 Graf interakce BC	89

Seznam tabulek

Tabulka 1 Výsledky testů zatížení	14
Tabulka 2 Varianty přijímacích plánů (N = 500)	25
Tabulka 3 Specifikované meze výkonu generátoru	29
Tabulka 4 Vypočtené hodnoty ukazatelů.....	31
Tabulka 5 Deník regulace srovnáváním	44
Tabulka 6 Specifikace COP katalog	47
Tabulka 7 Regulační meze Shewhartův RD.....	48
Tabulka 8 Regulační meze RD EWMA.....	49
Tabulka 9 Specifikace jednotlivých projektů	58
Tabulka 10 Rozsah výběrů zkoušek.....	59
Tabulka 11 Přehled ukazatelů vybraných procesů	63
Tabulka 12 Rozhodování při t-testu.....	68

Tabulka 13 Kombinace úrovní faktorů 2x2	70
Tabulka 14 Matice pro výpočet efektu interakce	70
Tabulka 15 Naměřené hodnoty při experimentu.....	74
Tabulka 16 ANOVA	74
Tabulka 17 Naměřené hodnoty	77
Tabulka 18 ANOVA (-35°)	78
Tabulka 19 ANOVA (+85°)	80
Tabulka 20 Faktory a úrovně experimentu	84
Tabulka 21 Naměřené hodnoty	84
Tabulka 22 ANOVA	84
Tabulka 23 Faktory a úrovně experimentu	87
Tabulka 24 Naměřené hodnoty	87

Seznam příloh

Tato diplomová práce obsahuje přiložené CD se souborem priloha_1.xls kde jsou uložena data k jednotlivým kapitolám. Pro přehlednost jsou data rozřazena po listech a listy Excelu jsou pojmenovány podle kapitol, v případě potřeby podle oddílů:

Obsah sešitu Priloha_1	
List 2.5	Operativní charakteristiky pro přejímku srovnáváním
List 2.7 OC	Operativní charakteristika pro přejímku měřením
List 2.7 Měření	Data k výpočtu ukazatelů pro přejímku měřením s dvěma mezemi
List 2.8	Data k sestrojení grafu hospodárnosti přejímek
List 3.7	Data pro výpočet regulačních mezí
List 4.4	Data pro výpočet ukazatelů způsobilosti
List 5.6	Data k experimentu
List 5.7	Data k experimentu
List 5.8	Data k experimentu
List 5.9	Data k experimentu

ANOTAČNÍ ZÁZNAM

AUTOR	Bc. HAVELKA Petr		
STUDIJNÍ OBOR	6208T088 Podniková ekonomika a management provozu		
NÁZEV PRÁCE	Statistická kontrola dodávek dílů airbagu spolujezdce		
VEDOUcí PRÁCE	Doc. Ing. Eva Jarošová, Csc.		
INSTITUT	IPT – Institut ekonomiky provozu a technických věd	ROK ODEVZDÁNÍ	2015
POČET STRAN	97		
POČET OBRÁZKŮ	50		
POČET TABULEK	24		
POČET PŘÍLOH	1		
STRUČNÝ POPIS	<p>Cílem práce je prostřednictvím použití statistických nástrojů řešit aktuální problémy z pohledu vývojového oddělení airbagu spolujezdce a integrace kokpitu ve ŠKODA AUTO a.s. První část je věnována tématu pasivní bezpečnosti. Ve čtyřech následujících částech, které se zabývají statistickými metodami, je postupně představen řetězec po sobě jdoucích kroků, který by měl zaručit kvalitně vyvinutý, resp. vyrobený airbag spolujezdce. Prvním krokem je statistická přejímka. V práci je aplikována statistická přejímka srovnáváním a měřením s přejímacím číslem nula. Následuje SPC, kde jsou pro jednotlivé procesy vypočteny regulační meze a pro dva vybrané reprezentanty jsou navrženy regulační diagramy (Shewhartův, EWMA). Čtvrtá část se věnuje způsobilosti procesu. Vypočtené ukazatele způsobilosti jednotlivých procesů jsou komentovány a porovnány. V poslední části se autor věnuje navrhování experimentů. Jejich prostřednictvím je hodnocen vliv a význam jednotlivých faktorů na čas nafouknutí airbagu spolujezdce. V závěru každé kapitoly jsou definována potřebná opatření, která pomohou při implementaci navrhovaných řešení do praxe.</p>		
KLÍČOVÁ SLOVA	Statistická přejímka, SPC, regulační diagram, EWMA, ukazatele způsobilosti, ANOVA, t-test, vícenásobné porovnání, DOE		
PRÁCE OBSAHUJE UTAJENÉ ČÁSTI:	Ano		

ANNOTATION

AUTHOR	Bc. HAVELKA Petr		
FIELD	6208T088 Economics and Management Business Administration and Operations		
THESIS TITLE	Statistical control of lots with passenger airbag parts		
SUPERVISOR	Doc. Ing. Eva Jarošová, Csc.		
INSTITUTE	Institute of Production and Operations	YEAR	2015
NUMBER OF PAGES	97		
NUMBER OF PICTURES	50		
NUMBER OF TABLES	24		
NUMBER OF APPENDICES	1		
SUMMARY	<p>The aim of this work is to solve the current problems from the point of view of the Passenger airbag and the cockpit's integration department in the SKODA AUTO a.s. using statistical methods. The first part is focused on the passive safety topic. In the following four parts dealing with the statistical methods, a succession of steps aimed at the passenger airbag developed and manufactured in a high quality is introduced. The first step is the acceptance sampling. Both the attribute sampling and sampling by variables with the zero acceptance number are applied. Then SPC follows where the control limits for individual processes are calculated and control charts (Shewhart's control chart / EWMA control chart) for two chosen representatives are proposed. The fourth part of the work deals with the process capability. The calculated capability indices of individual processes are commented and compared. The last part deals with the experimental design. By means of experiments the influence on the airbag inflation time and significance of individual factors is evaluated. In the conclusion of each chapter necessary measures that help implement the proposed solutions into practice are defined.</p>		
KEY WORDS	Acceptance sampling, SPC, control chart, EWMA, process capability indices, ANOVA, t-test, multiple comparison, DOE.		
THESIS INCLUDES UNDISCLOSED PARTS: Yes			