

Vysoká škola logistiky o.p.s.

**Statistická analýza a regulace výrobního
procesu v podniku**

(Diplomová práce)



**Vysoká škola
logistiky**
o.p.s.

Zadání diplomové práce

studentka

Bc. Tereza Baudysová

studijní program
obor

Logistika
Logistika

Vedoucí Katedry magisterského studia Vám ve smyslu čl. 22 Studijního a zkušebního řádu Vysoké školy logistiky o.p.s. pro studium v navazujícím magisterském studijním programu určuje tuto diplomovou práci:

Název tématu: **Statistická analýza a regulace výrobního procesu ve společnosti**

Cíl práce:

Aplikovat statistické nástroje v rámci přístupu Six sigma pomocí metodiky DMAIC, analyzovat procesy, vyhodnotit a najít možné nedostatky.

Zásady pro vypracování:

Využijte teoretických východisek oboru logistika. Čerpejte z literatury doporučené vedoucím práce a při zpracování práce postupujte v souladu s pokyny VŠLG a doporučeními vedoucího práce. Části práce využívající neveřejné informace uveďte v samostatné příloze.

Diplomovou práci zpracujte v těchto bodech:

Úvod

1. Statistické nástroje a metody řízení kvality
 2. Statistická regulace procesu
 3. Statistická přejímka
 4. Paretova analýza
 5. Analýza neshodných produktů v podniku
 6. Návrh řešení eliminující neshodné produkty
- Závěr

Rozsah práce: 55 – 70 normostran textu

Seznam odborné literatury:

MICHÁLEK, Jiří. Statistická regulace procesů (SPC): příručka. 2. vydání. Praha: Česká společnost pro jakost, 2006. ISBN 80-02-01810-9.

JAROŠOVÁ, Eva a Darja NOSKIEVIČOVÁ. Pokročilejší metody statistické regulace procesu. 1. vydání. Praha: Grada Publishing, 2015. ISBN 978-80-247-5355-3.

ČSN ISO 11462-1. Směrnice pro uplatňování statistické regulace procesu (SPC) - Část 1: Prvky SPC. 2002. Třídící znak 01 0275.

ČSN ISO 11462-2. Směrnice pro uplatňování statistické regulace procesu (SPC) - Část 2: Katalog nástrojů a postupů. 2012. Třídící znak 01 0275.

Vedoucí diplomové práce:

Mgr. Martin Rohleder, Ph.D.

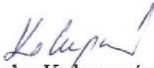
Datum zadání diplomové práce:

30. 10. 2020

Datum odevzdání diplomové práce:

13. 5. 2021

Přerov 30. 10. 2020


Ing. Blanka Kalupová, Ph.D.
vedoucí katedry


prof. Ing. Václav Cempírek / Ph.D.
rektor

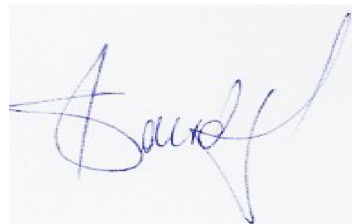
Čestné prohlášení

Prohlašuji, že předložená diplomová práce je původní a že jsem ji vypracovala samostatně. Prohlašuji, že citace použitých pramenů je úplná a že jsem v práci neporušila autorská práva ve smyslu zákona č. 121/2000 Sb., o autorském právu, o právech souvisejících s právem autorským a o změně některých zákonů (autorský zákon), ve znění pozdějších předpisů.

Prohlašuji, že jsem byla také seznámena s tím, že se na mou diplomovou práci plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb., o právu autorském, právech souvisejících s právem autorským a o změně některých zákonů (autorský zákon), ve znění pozdějších předpisů, zejména § 60 – školní dílo. Beru na vědomí, že Vysoká škola logistiky o.p.s. nezasahuje do mých autorských práv užitím mé diplomové práce pro pedagogické, vědecké a prezentační účely školy. Užiji-li svou diplomovou práci nebo poskytnu-li licenci k jejímu využití, jsem si vědoma povinnosti informovat předtím o této skutečnosti prorektora pro vzdělávání Vysoké školy logistiky o.p.s.

Prohlašuji, že jsem byla poučena o tom, že diplomová práce je veřejná ve smyslu zákona č. 111/1998 Sb., o vysokých školách a o změně a doplnění dalších zákonů (zákon o vysokých školách), ve znění pozdějších předpisů, zejména § 47b. Taktéž dávám souhlas Vysoké škole logistiky o.p.s. ke zpřístupnění mnou zpracované diplomové práce v její tištěné i elektronické verzi. Souhlasím s případným použitím této práce Vysokou školou logistiky o.p.s. pro pedagogické, vědecké a prezentační účely.

Prohlašuji, že odevzdaná tištěná verze diplomové práce, elektronická verze na odevzdaném optickém médiu a verze nahraná do informačního systému jsou totožné.



V Přerově, dne 13. 5. 2021

podpis

Poděkování

Na tomto místě bych ráda poděkovala svému vedoucímu diplomové práce panu Mgr. Martinovi Rohlederovi, Ph.D. za cenné rady, připomínky a metodické vedení práce. A dále také za trpělivost v průběhu psaní diplomové práce.

Anotace

Předmětem diplomové práce jsou některé statistické metody jako statistická regulace procesu, analýza způsobilosti procesu, statistická přejímka srovnáváním, metoda pro zjišťování příčin Paretova analýza a aplikace některých metod do praxe. První část práce zahrnuje teoretický základ metod, postupy, definování pojmů, využití vhodného typu diagramu, vyhodnocení indexů způsobilosti, regulačních diagramů, grafů. V druhé části jsou aplikovány některé statistické metody v podniku.

Klíčová slova

management kvality, statistická regulace procesu, analýza způsobilosti procesu, statistická přejímka srovnáváním, Paretova analýza

Annotation

The subject of the theses are some statistical methods such statistical process control, process capability analysis, sampling procedures for inspection by attributes, method for determining the causes Pareto analysis and application some methods in practice. The first part of the theses includes the theoretical basis of methods, procedures, definition of terms, use of the appropriate type of diagram, evaluation of indicators, diagrams, graphs. In the second part, some statistical methods are applied in the company.

Keywords

Quality management, statistical process control, process capability analysis, sampling procedures for inspection by attributes, Pareto Analysis

Obsah

Úvod	9
1 Management jakosti	11
1.1 Definice pojmu jakost	11
1.2 Historický vývoj a budoucnost managementu jakosti.....	12
1.3 Statistické metody a nástroje managementu jakosti	14
1.3.1 Statistické metody.....	14
1.3.2 Nástroje managementu jakosti.....	15
1.3.3 Postup DMAIC a využití nástrojů managementu jakosti v jednotlivých fázích.....	15
1.4 Metodologie Six Sigma.....	16
1.5 Nástroje popisné statistiky	17
1.5.1 Paretův diagram	18
1.5.2 Histogram	19
2 Statistická regulace procesu.....	20
2.1 Etapy statistické regulace procesu.....	21
2.2 Statistická regulace měřením	22
2.3 Diagramy pro průměr a rozpětí	26
2.4 Statistická regulace srovnáváním	30
3 Analýza způsobilosti procesu.....	38
3.1 Ověření předpokladu normality	38
3.2 Index způsobilosti C_p	39
3.3 Index C_{pk}	41
4 Statistická přejímka.....	43

4.1	Typy přejímek	43
4.2	Přejímka srovnáním, jedním výběrem, dávky v sérii.....	45
4.3	Přejímací plán	47
5	Analýza výroby neshodných produktů v podniku.....	51
5.1	Regulace procesu výroby rukojeti.....	51
5.2	Způsobilost procesu	57
5.5.1	Ověření předpokladu normality.....	58
5.5.2	Odhad indexů způsobilosti.....	59
5.3	Aplikace statistické regulace srovnáním.....	63
5.4	Paretova analýza	65
5.5	Shrnutí analýz v podniku	66
6	Návrhy řešení vedoucí k eliminaci neshodných produktů.....	68
6.1	Návrh na změnu tolerančních mezí.....	68
6.2	Návrh na statistickou přejímku srovnáním, jedním výběrem, dávky v sérii.....	69
	Závěr	71
	Seznam zdrojů.....	72
	Seznam grafických objektů.....	73
	Seznam zkratk.....	75
	Seznam příloh.....	78

Úvod

Management jakosti, jakožto dobře řízená oblast podniku, je důležitým dílkem v mozaice pro získání konkurenční výhody na trhu. Kvalitu výrobku je důležité podchytit již při jeho vlastním návrhu. Lze tak ovlivnit úroveň jakosti výrobku, a to vhodným materiálem, vhodnou technologií výroby a mnohými dalšími faktory. Výrobní proces je těžištěm jakosti; ve výrobním procesu působí na výrobek mnoho nežádoucích vlivů, které mohou výsledný produkt negativně ovlivnit. Úkolem je nalézt a eliminovat tyto vlivy, popřípadě minimalizovat je na akceptovatelnou úroveň. Tím vlivem může být vysoká variabilita kritických znaků jakosti, její eliminací lze dosáhnout požadovaných specifikací, které si žádá zákazník.

Téměř vždy existují v podnicích úzká místa ve výrobních procesech, které se dají optimalizovat, např. snížením podílu vadných výrobků. Tím lze dosáhnout mimo jiné využitím metod a nástrojů, které jsou nedílnou součástí procesů v rámci managementu jakosti.

Diplomová práce je zaměřena na problematiku aplikování nástrojů, využívající management jakosti, v rámci metod ve výrobním procesu plastové rukojeti.

První kapitola je věnována managementu jakosti, z jakých dílčích procesů se skládá, historie a jeho perspektiva v budoucnosti, hlavní principy při zlepšování jakosti jako cyklus DMAIC, aplikace metod a nástrojů v procesu zlepšování jakosti. Součástí první kapitoly je podkapitola o metodologii Six Sigma a o nástrojích popisné statistiky konkrétně Paretův diagram, využívaný při Paretově analýze a dále histogram, používaný mimo jiné v analýze způsobilosti procesu.

Druhá kapitola přibližuje statistickou regulaci procesu, její členění, typy diagramů pro regulaci měřením. Dále jsou v této kapitole vysvětleny základní pojmy a etapy statistické regulace procesu. Jedna podkapitola je věnována statistické regulaci srovnáváním, typy diagramů a jejich vhodnosti využití.

Třetí kapitola pojednává o analýze způsobilosti procesu; jedna podkapitola je věnována problematice ověření předpokladu normality. Dále jsou zmíněny indexy způsobilosti a je popsána jejich úloha ve vyhodnocení procesu.

Čtvrtá kapitola je zaměřena na teorii statistické přejímky, typy přejímek, role přejímacích plánů. Dále je kapitola zaměřena už jen na statistickou přejímku srovnáváním, jedním výběrem, dávek v sérii.

Další kapitoly jsou věnovány aplikováním z větší části statistických metod v podniku, s jejichž pomocí je uskutečněna analýza neshodných produktů při výrobě plastové rukojeti. Na základě shrnutí výsledků analýz, viz podkapitola 5.5, jsou navržena řešení, která by měla za cíl eliminovat výrobu neshodných produktů rukojeti a také eliminovat výskyt neshodných produktů při výstupní kontrole.

Grafické výstupy, které jsou v diplomové práci uvedeny, jsou sestrojeny pomocí tabulkového softwaru Microsoft Excel a statistického programu Statgraphics.

1 Management jakosti

Management jakosti je normou definován jako: „*koordinované činnosti pro vedení a řízení organizace, pokud se týče jakosti*“. [1]

Management jakosti lze členit do čtyř hlavních oblastí:

- „*plánování jakosti – část managementu zaměřená na stanovení procesů a zdrojů pro provoz, a stanovení cílů jakosti,*
- *řízení jakosti – zaměření na plnění požadavků na jakost,*
- *prokazování jakosti – zajištění splnění požadavků na jakost,*
- *zlepšování jakosti – zvyšování schopnosti plnit požadavky na jakost*“. [2, s.15]

K základním principům managementu jakosti definovaných v normě ČSN EN ISO 9000 patří přístup k rozhodování na základě faktů. To znamená, že rozhodnutí jsou založena na analýze údajů a informacích. [1] Správná aplikace tohoto principu od organizací a řídicích pracovníků vyžaduje mimo jiné:

- „*systematický sběr dat ze všech procesů v systému,*
- *přezkoumání, zda jsou data objektivní a spolehlivá,*
- *analýzu a zpracování dat s využitím statistických metod a počítačových softwarů*“. [6]

1.1 Definice pojmu jakost

Synonymem pro pojem jakost je kvalita. Nejstarší definice jakosti je připisována Aristotelovi, období starověku. Dnešní chápání jakosti se však formovalo posledních padesát let, tedy od druhé poloviny dvacátého století. Existuje mnoho definic pojmu jakost. Podle Jurana, což byla významná osobnost, která se věnovala oblasti řízení kvality, je jakost „*způsobilost k užití*“. Jiná definice jakosti, jejíž autorem je Crosby je „*jakost je shoda s požadavky*“ a podle Feigenbauma je *jakost to, co za ni považuje zákazník*“. [2, s. 39-59]

S ohledem na celosvětovou působnost norem ISO (International Organization for Standardization) řady 9000 se za oficiální platnou definici jakosti považuje definice

z normy ČSN EN ISO 9000:2006, která definuje jakost jako „*stupeň požadavků souborem inherentních charakteristik.*“ [1]

Výraz „stupeň“ v definici představuje měřitelnou kategorii, jejíž úroveň je možné rozlišovat; „požadavky představují soubor požadavků zákazníků, dalších zainteresovaných stran, legislativy; „inherentní charakteristika“ představuje znak výrobku, služby, který je pro daný produkt typický. [3]

1.2 Historický vývoj a budoucnost managementu jakosti

To, že je jakost důležitá, vnímali lidé již před pár stoletími. Obchodníci si kontrolovali zboží, zkoušeli vzorky, objevují se tak první náznaky statistických metod. S těmito metodami hodnocení jakosti si lidé vystačili až do příchodu dělby práce. Frederick Taylor stál zrodu řízení, jakosti jakožto vědy, na počátku 20. století. Taylor pozoroval zaměstnance na výrobních linkách, dělal snímky a počítal časy, potřebné pro jednotlivé pracovní úkony. Eliminoval zbytečné pohyby při práci a vytvořil technické a výrobní normy pro manažery, kteří měli za úkol hlídat jejich dodržování a plnění. Plnění kvality spočívalo ve formě pole tolerance, kdy šablony určovaly horní a dolní mez. Pokud byl vyrobený produkt v toleranci, znamenalo to, že splnil požadavky na kvalitu. Byla vytvořena nová pracovní pozice inspektora kvality. Systém Taylora se stal dobrým nástrojem řízení kvality, ale hodí se pouze pro práci s každým konkrétním produktem. Bylo potřeba vytvořit systém řízení kvality, který je vhodný pro řízení celého procesu výroby. [4]

Henry Ford, zakladatel automobilky Ford, se významně podílel na řízení kvality. Ford aplikoval standardizace jako klíčový prvek v řízení kvality, organizoval stabilní výrobu, která umožnila přejít k sériové výrobě automobilů, zavedl technickou kontrolu ve výrobě. [4]

V roce 1924 vědec Walter Shewhart vytvořil regulační diagram a použil ho pro stanovení podílu chybných výrobků. Svě vědecké experimenty zaměřil na zajištění stability výrobních procesů a snižování jejich variability. Jednalo se o první aplikace vědeckých metod statistické kontroly, zrodil se model výrobních procesů s výběrovou kontrolou. Shewart se také věnoval procesu neustálého zlepšování kvality. Inspiroval se cyklem neustálého zlepšování procesů „PDCA“, jehož autorem je William Deming. Cyklus PDCA prošel během několika desetiletí vývojem i když stěžejní Demingův záměr zůstává

zachován. V současnosti se cyklus PDCA využívá jako týmový nástroj pro zlepšení kvality. [5]

Název PDCA je složen z počátečních písmen anglických slov, která tvoří cyklus. Jsou to:

- „**PLAN** (plánuj) - vypracování plánu aktivit zlepšování,
- **DO** (dělej) – realizace plánovaných činností (obvykle v menším měřítku),
- **CHECK** (kontroluj)– monitorování a analýza dosažených výsledků (včetně porovnání s očekávanými výsledky),
- **ACT** (jednej) – reakce na dosažené výsledky a provedení vhodné úpravy procesu.“ [3, s. 233]

Po druhé světové válce se Shewart také angažuje v Japonsku, kde pomáhá zavádět statistickou regulaci a statistické přejímky. Japonci se snaží o statistické řízení procesů ve všech oblastech činností svých organizací, zejména v předvýrobní etapě. Byl tak položen základ moderních systémů jakosti, označovaný jako Company Wide Quality Control (CWQC). Zdokonalením tohoto přístupu vzniká Totální management jakosti (Total Quality Management). V roce 1987 byly vytvořeny normy ISO řady 9000, které se zabývají všemi podnikovými procesy. [3] Byl položen základ využívání modelů systémů managementu jakosti viz Tab. 1.1.

Tab. 1.1 Historické milníky managementu jakosti 20. století

Typ modelu	Období kolem roku	Charakteristická role
Model řemeslné výroby	1900	Dělníka
	↓	
Model výroby s technickou	1920	Technické kontroly
	↓	
Model výroby s výběrovou kontrolou	1940	Statistických metod v technické kontrole
	↓	
Model s regulací procesů	1960	Company Wide Quality Control
	↓	
Model s koncepcí Total Quality Management	1975	Všech procesů v organizaci
	↓	
Model s kritériálními standardy	1987	Norem ISO ř. 9000
	↓	
Model s integrací systémů	1999	Integrované systémy managementu
	↓	
Model jediného systému řízení	?	Všech zaměstnanců organizace

Zdroj: [3].

1.3 Statistické metody a nástroje managementu jakosti

1.3.1 Statistické metody

Statistické metody pomáhají v rozhodování a v neustálém zlepšování kvality produktů a procesů. Užitečnost statistických metod vyplývá z existence variability, která je pozorovatelná v charakteristikách produktů i v chování procesů. S tím souvisí jedna z oblastí aplikace metod matematické statistiky, a to snižování variability. Přílišná variabilita ve výrobních procesech může vést ke vzniku nevyhovujících produktů. Je nutné proces sledovat, poznat příčiny variability a zavést opatření vedoucí k její eliminaci. [3]

Návod k aplikaci statistických metod uvedených v ČSN EN ISO 9001 obsahuje technická zpráva ČSN ISO/TR 10017. [6] Zde jsou doporučovány následující statistické metody nebo skupiny metod:

- *„popisná statistika,*
- *navrhování experimentů,*
- *testování hypotéz,*
- *analýza systému měření,*
- *analýza způsobilosti procesu,*
- *regresní analýza,*
- *analýza spolehlivosti,*
- *statistická přejímka a výběrové šetření,*
- *simulace,*
- *statistická regulace procesu,*
- *statistické řešení tolerancí,*
- *analýza časových řad.“ [6]*

V praktické části diplomové práce se z výše uvedených statistických metod zabývám statistickou regulací procesu viz kapitola 2, analýzou způsobilosti procesu viz kapitola 3 a statistickou přejímkou viz kapitola 4.

1.3.2 Nástroje managementu jakosti

Skupinu sedmi základních nástrojů managementu jakosti tvoří:

- „*diagram příčin a následků (Išikavův diagram)*,
- *vývojový diagram*,
- *kontrolní seznam (tabulka)*,
- *regulační diagram*,
- *bodový diagram*,
- *Paretův diagram*,
- *histogram*“ [3, s. 298]

Podrobněji se věnuji těm nástrojům managementu jakosti, které používám v praktické části diplomové práce. Jedná se regulační diagram, jakožto nástroj metody statistické regulace procesu (viz kapitola 2). Dalším nástrojem je Paretův diagram viz kapitola 1.5.1, což je nástroj popisné statistiky, konkrétně metody Paretovy analýzy. Posledním používaným nástrojem je histogram viz 1.5.2, který umožňuje mimo jiné prvotní analýzu způsobilosti procesu.

V normě ČSN EN ISO 9001 se uvádí že „*organizace musí plánovat a uplatňovat procesy monitorování, měření, analýzy a zlepšování. Tyto procesy jsou obsahem strukturovaného postupu řešení problémů DMAIC, který tvoří základ pro metodologii Six Sigma.*“ [1]

1.3.3 Postup DMAIC a využití nástrojů managementu jakosti v jednotlivých fázích

DMAIC lze definovat jako „*strukturovaný postup řešení problémů*“ [7] nebo jako „*cyklus zlepšování výkonnosti procesů.*“ [3] Cyklus DMAIC vytváří metodický rámec pro zlepšování výkonnosti procesů při uplatňování metodiky Six Sigma, resp. Lean Six Sigma. Těmto metodikám je věnována kapitola 1.4.

Název cyklu DMAIC vznikla složením počátečních písmen pěti kroků:

„*Define (definování)*,

Measure (měření),

Analyse (analyzování),

Improve (zlepšování),

Control (kontrola).“ [3, s. 25]

Cílem „Měření“ jsou stávající výkonnosti procesu.

Hlavním cílem ve fázi „definování“ jsou definování procesu, zákazníka a jeho požadavků na výstup procesu, odhad ekonomických přínosů při zlepšování.

Cílem fáze „Analýza“ je analýza procesu z důvodu stanovení příčiny nízké výkonnosti procesu či výskytu chyb.

Cílem je zvolit, připravit a realizovat opatření ke zlepšení výkonnosti procesu.

Cílem této fáze je udržet proces na nově stanovené úrovni výkonnosti. [3]

Nástroje managementu jakosti mají své nezastupitelné místo v rámci cyklu DMAIC. Tab. 1.2 zobrazuje fáze cyklu DMAIC a k nim přiřazené nástroje, resp. metody, v kterých se nástroje využívají, podle jejich vhodnosti aplikování v dané fázi.

Tab. 1.2 Zařazení nástrojů managementu jakosti do fází cyklu DMAIC

Fáze	Metody	Fáze	Metody
Definování (D)		Měření (M)	Vývojový diagram
			Paretův diagram
			Išikavův diagram
			Kontrolní seznam (tabulka)
			Regulační diagram
Analýza (A)	Bodový diagram Paretův diagram Išikavův diagram	Zlepšování (I)	Vývojový diagram
			Paretův diagram
			Išikavův diagram
			Kontrolní seznam (tabulka)
Kontrola a regulace (C)	Bodový diagram Histogram Kontrolní seznam (tabulka) Paretův diagram Regulační diagram		Regulační diagram

Zdroj: [3].

1.4 Metodologie Six Sigma

I když se v oblasti strategického plánování organizace uplatňuje jak Six Sigma, tak Lean Six Sigma společně, tak v oblasti statistických metod se hovoří pouze o metodologii Six Sigma. Přesto je vhodné uvést základní principy přístupu Lean Six Sigma. Tato metodologie vznikla rozšířením Six Sigma. Cílem Lean Six Sigma je zvýšení kvality,

výkonnosti, spokojenosti zákazníka při současném snížení nákladů. Jejím úkolem odstraňovat plýtvání ze všech procesů a ponechat jen ty procesy, které přináší přidanou hodnotu firmě a zákazníkovi. [7]

Metodologie Six Sigma byla vyvinuta v Motorole koncem 80. let. „Jejím cílem je zlepšit kvalitu všech procesů, výrobních i nevýrobních, odstranění příčin chyb, které vedou k vadám produktu a služby. Předpokládá zavedení systému řízení, který systematicky identifikuje chyby a poskytuje metody jejich odstranění.“ [7, s. 3]

Název Six Sigma souvisí se vzdáleností střední hodnoty sledovaného znaku jakosti k tolerančním mezím, která je vzdálena alespoň šest směrodatných odchylek. Tento stav procesu je označován jako centrováný, tedy že střední hodnota μ leží mezi horní toleranční mezí *USL* (Upper Specification Limit) a dolní toleranční mezí *LSL* (Lower Specification Limit). Při centrováném procesu je výskyt hodnoty znaku mimo předepsané meze prakticky vyloučen, tato situace by odpovídala očekávanému výskytu neshodných jednotek 0,002 ppm ($0,002 \cdot 10^{-6}$). Ve skutečnosti se připouští kolísání střední hodnoty sledovaného znaku jakosti o $\pm 1,5$ násobek směrodatné odchylky σ . To znamená, že minimální vzdálenost k bližší toleranční mezi se snižuje na $4,5 \sigma$. Očekávaný výskyt neshodných jednotek je tak 3,4 ppm (parts per million) neboli ($3,4 \cdot 10^{-6}$). Tato úroveň odpovídá hodnotám ukazatelů způsobilosti $C_p = 2$, $C_{pk} = 1,5$. [3]

1.5 Nástroje popisné statistiky

V oblasti řízení jakosti, resp. v oblasti vhodného výběru statistické metody, se rozlišují atributivní a měřitelné znaky. Proces začíná sběrem dat, které je nutné nějak vyhodnotit, znázornit rozdělení hodnot. Při popisu rozdělení se hodnoty atributivního znaku třídí do kategorií. Výstupem je tabulka a sloupcový graf jako při Paretově analýze, kde se používá Paretův diagram a kategorie hodnot atributivního znaku se řadí podle určitého kritéria.

Při popisu rozdělení měřitelného znaku se hodnoty třídí do intervalů. Vhodným grafickým nástrojem pro znázornění rozdělení intervalů je histogram, který je mimo jiné využíván v analýze způsobilosti procesů.

K popisu rozdělení hodnot se také používají různé číselné charakteristiky. U atributivního znaku je možné pro rozdělení hodnot použít počet nebo podíl výskytů

jednotlivých kategorií a u měřitelného znaku lze pro rozdělení hodnot použít např. průměr nebo medián k vyjádření polohy hodnot. [7]

1.5.1 Paretův diagram

Paretův diagram je grafický nástroj, který se používá v metodě Paretova analýza. Tato analýza je nazvaná podle italského ekonoma Vilfreda Pareta. Americký odborník na jakost J. Juran převzal myšlenku Pareta a transformoval ji do oblasti řízení jakosti. Juran tvrdil, že 80 %-95 % problémů s jakostí je způsobeno malým počtem příčin (5-20 %). Příčiny, které se rozhodující měrou podílejí na problémech se nazývají „životně důležitou menšinou.“ Ostatní příčiny se označují jako „užitečná příčina.“ [3]

Příčinami problému s jakostí mohou být:

- *„výrobky z celého výrobního programu,*
- *typy neshod (u daného výrobku),*
- *příčiny neshod,*
- *stížnosti zákazníků,*
- *výrobní zařízení,*
- *pracovníci.“ [7]*

Výběr životně důležité menšiny se provádí na základě hodnocení příspěvku jednotlivých příčin. Existují tři kritéria hodnocení :

- *„četnost výskytu příčiny za sledované období,*
- *zohlednění závažnosti příčiny pomocí bodového hodnocení,*
- *náklady.“ [7]*

Paretův diagram je kombinací sloupcového a spojnicového grafu. Sloupce v grafu představují kategorie (příčiny, podílejících na daném problému) a spojnice „Lorenzova křivka“ znázorňuje průběh hodnot relativních kumulativních součtů příspěvků v procentech, podle volby způsobu hodnocení příspěvku jednotlivých příčin. [3]

Identifikace „životně důležité menšiny“ v diagramu

Po zvolené úrovni relativního kumulativního součtu, který je na y-ové ose vpravo a představuje příčiny, je pomyslně vynesena rovnoběžka. Průsečík této rovnoběžky a Lorenzovy křivky určí, že body (na křivce) ležící nalevo od průsečíku odpovídají příčinám které patří do životně důležité menšiny. [7]

V diplomové práci používám Paretův diagram viz Obr. 5.9, jakožto grafický nástroj pro neshody v procesu výroby rukojeti, kde jsou kritériem hodnocení náklady.

1.5.2 Histogram

Histogram je typem sloupcového grafu a jeden z nejstarších způsobů vyobrazení tvaru a rozdělení dat. Jeho hlavním parametrem jsou šířky jednotlivých tříd. Správná šířka tříd, která obvykle bývá neměnná, je důležitá pro jeho dobrou vypovídací schopnost. Šířka sloupců jednotlivých tříd vyznačuje šířku daného intervalu a jejich výška vyjadřuje četnost hodnot sledovaného znaku jakosti, například počet výrobků, které mají rozměr v daném intervalu. Existuje řada pravidel pro stanovení počtu tříd, jako např. Sturgesovo pravidlo $k = 1 + 3,3 \log n$, kde n je rozsah souboru. [7]

Ke konstrukci histogramu viz Obr. 5.7 je využit softwarový statistický nástroj Statgraphics. U tohoto programu je automaticky nastaveno pravidlo $k = 10 \log n$ pro určení počtu tříd, a proto se teorií pravidel dále nezabývám.

Histogram v diplomové práci používám ke znázornění úrovně a variability hodnot ve vztahu k předepsaným mezím při analýze způsobilosti procesu.

Pomocí histogramu lze usuzovat na tvar rozdělení, jestli je proces centrováný nebo při zakreslení tolerančních mezí i posoudit jeho způsobilost. Při jeho sestrojení by mělo být použito alespoň 100 údajů. V grafu je vyznačena horní a dolní toleranční mez pole (USL, LSL), průměr \bar{x} a přirozené meze $\bar{x} + 3\sigma, \bar{x} - 3\sigma$, které se využívají k hodnocení způsobilosti. Na ose x jsou vyznačeny intervaly naměřených hodnot, na ose y jejich absolutní četnost. [3]

2 Statistická regulace procesu

Podstatou statistické regulace procesu (ang. Statistical Process Control, dále jen SPC) je průběžně sledovat výrobní proces, shromažďovat data, analyzovat je a včas reagovat na změny. Tak zajistíme, že výrobní proces splňuje požadovanou úroveň kvality, je stabilní a vykazuje co nejmenší variabilitu. Základním nástrojem SPC je regulační diagram. Při SPC se v časových intervalech odebírají výběry určitého rozsahu. Hodnoty výběrové charakteristiky (sledovaného znaku) jsou vynášeny chronologicky do diagramu. Sleduje se, zda se neobjeví bod mimo regulační meze nebo nenáhodné seskupení bodů. Podle charakteru sledovaného znaku jakosti se rozlišují dva typy statistické regulace, a to statistická regulace srovnáváním a statistická regulace měřením. [7]

Regulaci měřením se podrobněji věnuji v kapitole 2.2 a regulaci srovnáváním v kapitole 2.4. Ve schématu 2.1 je znázorněno schéma volby vhodného typu diagramu.

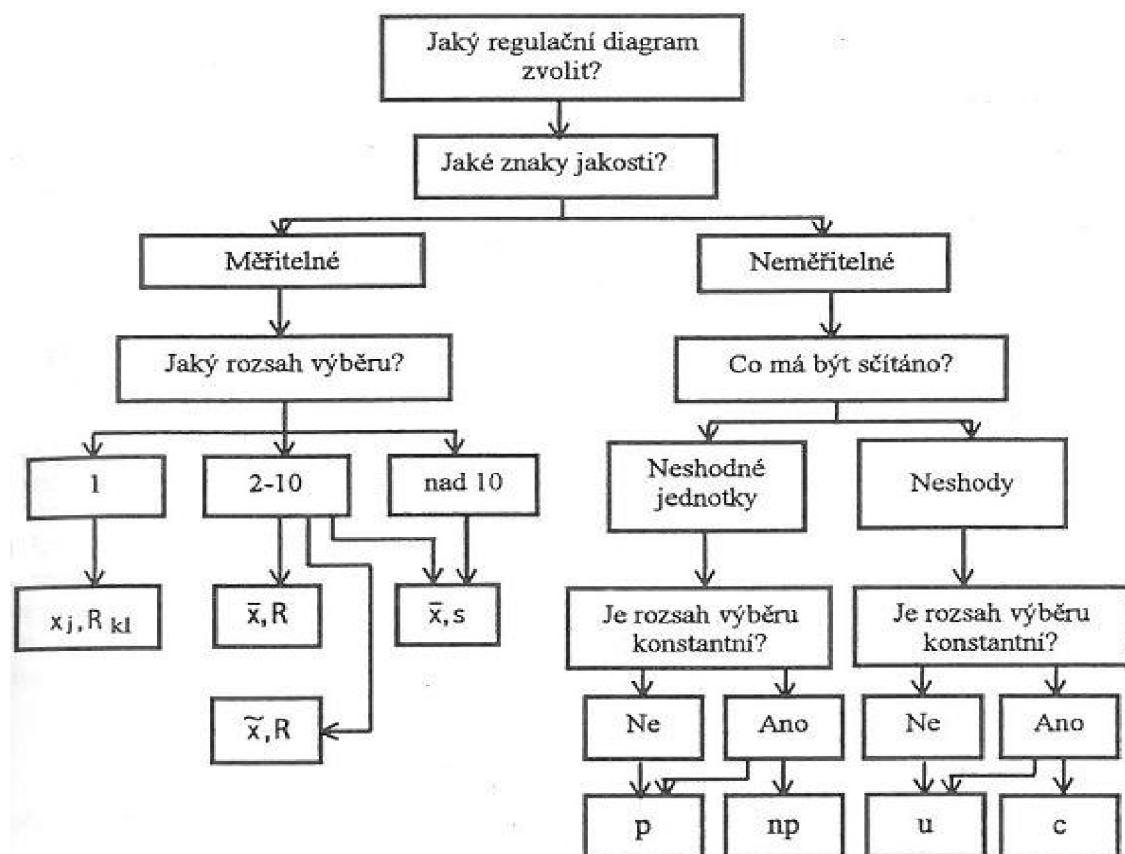


Schéma 2.1 Schéma postupu výběru vhodného regulačního diagramu

Zdroj: [9].

V každém procesu je pozorovatelné kolísání sledovaného znaku, které je způsobeno například vibracemi stroje, kvalitou vstupní suroviny atd. Takové kolísání je přirozené, vlastní (inherentní) danému procesu. **Příčiny** takového to kolísání se nazývají **náhodné**.

Proces, ve kterém působí pouze náhodné příčiny se označuje jako **proces statisticky zvládnutý nebo statisticky stabilní**.

Pokud v procesu působí **vymezitelné příčiny**, mluvíme o **statisticky zvládnutém procesu**. Vymezitelné příčiny nejsou inherentní součástí procesu, jsou často identifikovatelné a odstranitelné. Jsou způsobeny například špatně seřízeným strojem, chybnou obsluhou, nevhodnou vstupní surovinou atd. [7]

Cílem SPC je nalézt co nejrychleji vymezitelné příčiny v procesu a odstranit je. Tak zajistíme, že kolísání sledovaného znaku odpovídá pouze inherentní variabilitě. [10]

2.1 Etapy statistické regulace procesu

Statistická regulace procesu má tři etapy:

- „*přípravnou etapu, ve které se provádí rozbor procesu a která předchází vlastní regulaci,*
- *první etapu, jejíž cílem je uvést proces do statisticky zvládnutého procesu,*
- *druhou etapu, v níž jde především o monitorování již zvládnutého procesu.*“ [10]

Přípravná fáze

V přípravné fázi je třeba definovat proces, určit sledovaný znak jakosti, zvolit vhodný diagram, zvolit systém měření, ověřit způsobilost, rozhodnout, zda půjde o stoprocentní přejímku nebo o výběry, určit logické podskupiny, určit rozsah podskupin, frekvenci výběrů. [10]

Etapa I

V této etapě dochází ke sběru dat, konstrukci regulačního diagramu. Do diagramu je zanesena centrální přímka CL , horní regulační mez UCL , dolní regulační mez LCL , hodnoty výběrových charakteristik jednotlivých výběrů o rozsahu n v podobě bodů. Regulační meze jsou typicky ve vzdálenosti $\pm 3\sigma_w$ od centrální přímky, kde σ_w představuje známou nebo odhadnutou směrodatnou odchylku výběrové charakteristiky.

Někdy mohou být sestrojovány i tzv. varovné meze, které jsou obvykle ve vzdálenosti $\pm 2\sigma_w$ nebo $\pm 1\sigma_w$. Pokud se hodnoty výběrových charakteristik pohybují mimo regulační meze, zkoumá se vymežitelná příčina. Pokud je příčina u některé z podskupin identifikována, příslušné podskupiny se vyřadí a přepočítají se hodnoty regulačních mezí pomocí zbývajících podskupin. Pokud není zvláštní příčina identifikována, hodnoty regulačních mezí se nemění. [10]

Etapa II

V této etapě se předpokládá, že proces je stabilizován, odhady charakteristik procesu (a tedy i přepočtené regulační meze) jsou konečné. Při každém odběru podskupiny je vypočtená výběrová charakteristika zanesena do grafu a kontrolují se body vně revidovaných mezí nebo neobvyklé seskupení bodů. Pokud je cílem dosáhnout dalšího snížení variability procesu, je vhodné použít regulační diagramy citlivější na menší odchylky od cílové hodnoty, tedy diagramy CUSUM (diagram kumulativních součtů) nebo diagram EWMA (diagram exponenciálně vážených klouzavých průměrů). [10]

2.2 Statistická regulace měřením

Statistická regulace měřením se využívá, pokud je znakem kvality měřitelná proměnná, jako například rozměr, hmotnost, délka, jejíž hodnoty jsou měřeny, vyjádřeny číselně a je možné hodnoty vyjádřit pomocí spojité číselné stupnice. Regulace měřením je prováděna pomocí dvojice diagramů. Jeden diagram slouží pro kontrolu úrovně (střední hodnoty) procesu, druhý pro kontrolu variability. Nejčastější dvojice jsou:

- „diagram pro průměr a směrodatnou odchylku ($\bar{X} - s$),
- diagramy pro individuální hodnoty a klouzavá rozpětí ($X_i - MR$),
- diagramy pro průměr a rozpětí ($\bar{X} - R$).“ [7]

Regulační diagramy používané při regulaci měřením

Konstrukce Shewhartových regulačních diagramů měřením vychází z předpokladu, že ve statisticky zvládnutém procesu má sledovaný znak v každém okamžiku kontroly normální rozdělení. To znamená, že parametry μ střední hodnota a σ rozptyl jsou konstantní. Toto „chování“ procesů je typické pro modely typu A. Model A1 předpokládá

normální okamžité rozdělení a model A2 libovolné jedno vrcholové rozdělení. U obou modelů platí, že celková variabilita se příliš neliší od vnitroskupinové variability.

Dalšími základními typy procesů jsou procesy typu B, C a D. Tyto procesy mají buď jednu hodnotu parametru konstantní a druhou hodnotu proměnlivou, nebo mají hodnoty obou parametrů proměnlivé. [12] V diplomové práci se dále věnuji pouze procesu typu A, modelu A1.

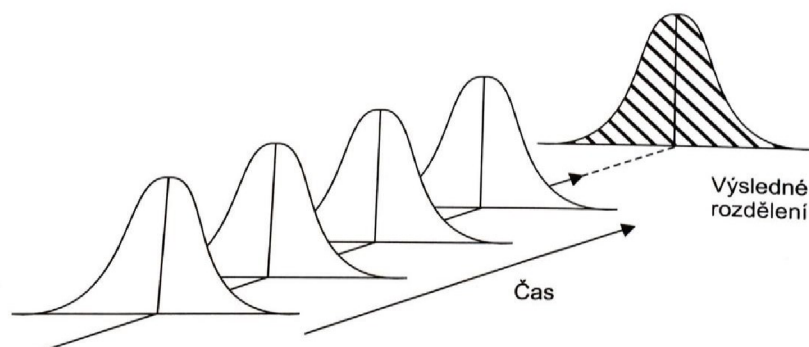


Schéma 2.2 Proces typu A1

Zdroj: [11].

Diagramy pro průměr a směrodatnou odchylku ($\bar{X} - s$) se využívají při sběru hodnot v podskupinách, které mají větší rozsah než deset hodnot ($n > 10$), protože odhad směrodatné odchylky σ pomocí výběrové směrodatné odchylky s je přesnější. [7]

Diagram pro průměr (\bar{X} -diagram)

Diagram pro průměr slouží k zobrazení polohy procesu.

Centrální příčka \bar{X} -diagramu odpovídá hodnotě průměru z průměrů podskupin, tedy $CL = \bar{\bar{x}}$. Výpočty pro horní regulační mez UCL a dolní regulační mez LCL jsou následující

$$UCL = \bar{\bar{x}} + A_3 \bar{s}, \quad (2.1)$$

$$LCL = \bar{\bar{x}} - A_3 \bar{s}, \quad (2.2)$$

kde $\bar{\bar{x}}$... z průměrů podskupin,

A_3 ... tabulková hodnota, [11]

\bar{s} ... průměrná výběrová směrodatná odchylka viz vzorec (2.4).

Diagram pro směrodatnou odchylku (\bar{s} -diagram)

Výběrová směrodatná odchylka je dána vztahem

$$s_j = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_j)^2}, \quad (2.3)$$

kde j ... číslo podskupiny,

n ... velikost podskupiny,

x_{ij} ... hodnota v podskupině,

\bar{x}_j ... průměr podskupiny.

Pro UCL , LCL je třeba určit průměrnou směrodatnou odchylku, která je dána následujícím vzorcem

$$\bar{s} = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k s_j, \quad (2.4)$$

kde k ... počet podskupin,

s_j ... výběrová směrodatná odchylka podskupiny.

Centrální přímka s -diagramu odpovídá hodnotě průměrné směrodatné odchylky \bar{s} , tedy

$$CL = \bar{s}.$$

Horní a dolní regulační meze se vypočítají

$$UCL = B_4 \bar{s}, \quad (2.5)$$

$$LCL = B_3 \bar{s}, \quad (2.6)$$

kde B_4 ... tabulková hodnota, [11]

B_3 ... tabulková hodnota, [11]

\bar{s} ... průměrná výběrová směrodatná odchylka.

Do diagramu se vynáší hodnoty výběrové směrodatné odchylky každé podskupiny. \bar{S} -diagram zobrazuje variabilitu procesu. Regulační meze jsou konstruovány pomocí průměrné výběrové směrodatné odchylky.

Diagramy pro individuální hodnoty a klouzavá rozpětí ($X_i - MR$) se využívají v případech, kdy není možné vytvořit logické podskupiny. Velikost podskupiny se rovná $n = 1$, a proto není možné měřit variabilitu hodnot klasickým způsobem. Výpočet regulačních mezí se provádí pomocí průměrného klouzavého rozpětí MR . Dle normy ČSN ISO 7870-2 je klouzavé rozpětí charakterizováno absolutní hodnotou rozdílu dvou po sobě jdoucích hodnot dle vzorce (2.7) [9]

$$MR_i = |x_i - x_{i-1}|, \quad (i = 2, \dots, k), \quad (2.7)$$

kde $x_i \dots$ naměřená hodnota i -té podskupiny,

$x_{i-1} \dots$ naměřená hodnota předchozí i -té podskupiny.

Diagram pro individuální hodnoty (X_i -diagram)

Centrální přímka je určena průměrem \bar{x} ze všech individuálních pozorování, tedy

$$CL = \bar{x}.$$

Vzorce pro výpočet UCL , LCL jsou následující

$$UCL = \bar{x} + \frac{3}{d_2} \overline{MR}, \quad (2.8)$$

$$LCL = \bar{x} - \frac{3}{d_2} \overline{MR}, \quad (2.9)$$

kde $\bar{x} \dots$ aritmetický průměr,

$\overline{MR} \dots$ průměr klouzavého rozpětí ze sousedních hodnot,

$d_2 \dots$ tabulková hodnota. [11]

Diagram pro klouzavá rozpětí (MR -diagram)

Centrální přímkou je určena průměrem klouzavých rozpětí \overline{MR} , tedy $CL = \overline{MR}$.

$$UCL = D_4 \overline{MR}, \quad (2.10)$$

$$LCL = D_3 \overline{MR}, \quad (2.11)$$

kde D_4 ... tabulková hodnota, [11]

D_3 ... tabulková hodnota. [11]

V případě zjištění jiného než normálního rozdělení, je třeba pro výpočet regulačních mezí zvolit jiný přístup. Využít lze například následující možnosti:

- „zajištění dostatečně velkého rozsahu podskupin,
- volba vhodnějšího modelu,
- transformace,
- využití EWMA diagramu
- *neparametrický regulační diagram.*“ [9]

V praktické části diplomové práce jsou v procesu statistické regulace měřením použity regulační diagramy pro průměr a rozpětí ($\overline{X} - R$), tudíž je věnována těmto regulačním diagramům samostatná kapitola 2.3.

2.3 Diagramy pro průměr a rozpětí

Diagram pro průměr sleduje konstantnost střední hodnoty regulovaného znaku kvality a diagram pro rozpětí velikost přirozené variability procesu. Diagramy pro průměr a rozpětí se používají nejčastěji, podmínkou je rozsah podskupin $n \leq 10$.

Po odebrání k podskupin se spočítá pro každou podskupinu průměr podle vzorce

$$\overline{x}_i = \frac{1}{n} (x_{i1} + x_{i2} + \dots + x_{in}), \quad (2.12)$$

kde n ... rozsah podskupiny,

x_{in} ... počet jednotek v podskupině.

Následně je potřeba spočítat průměr z průměrů podskupin podle vzorce

$$\bar{x} = \frac{\bar{x}_1 + \bar{x}_2 + \dots + \bar{x}_k}{k}, \quad (2.13)$$

kde \bar{x}_k ... průměr jednotlivé podskupiny,

k ... počet podskupin.

Dále se vypočítá rozpětí v každé podskupině

$$R_i = x_{i,\max} - x_{i,\min}, \quad (i = 1, 2, \dots, k,) \quad (2.14)$$

a poté průměrné rozpětí podskupin

$$\bar{R} = \frac{R_1 + R_2 + \dots + R_k}{k}, \quad (2.15)$$

kde R_k ... rozpětí jednotlivé podskupiny,

k ... počet podskupin.

Při konstrukci regulačního diagramu jsou buďto základní hodnoty stanoveny nebo ne. Pokud nejsou základní hodnoty stanoveny, vypočítají se odhady parametrů procesu střední hodnoty μ a směrodatné odchylky σ se získají z naměřených hodnot pomocí vzorců

$$\hat{\mu} = \bar{x} = \frac{\bar{x}_1 + \bar{x}_2 + \dots + \bar{x}_k}{k}, \quad (2.16)$$

$$\hat{\sigma} = \frac{\bar{R}}{d_2}, \quad (2.17)$$

kde \bar{x}_k ... průměry v podskupinách,

\bar{R} ... průměrné rozpětí podskupin,

d_2 ... tabulková hodnota. [11]

Diagram pro průměr (\bar{X} -diagram)

Centrální příčka \bar{X} -diagramu odpovídá hodnotě průměru z průměrů podskupin, tedy

$$CL = \bar{\bar{x}}.$$

Horní UCL a dolní LCL regulační meze jsou určeny vztahy

$$UCL = \bar{\bar{x}} + A_2 \bar{R}, \quad (2.18)$$

$$LCL = \bar{\bar{x}} - A_2 \bar{R}, \quad (2.19)$$

kde A_2 ... tabulková hodnota, [11]

$\bar{\bar{x}}$... průměr z průměrů podskupin.

Diagram pro rozpětí (R -diagram)

Centrální příčka R -diagramu odpovídá hodnotě průměrného rozpětí podskupin, tedy

$$CL = \bar{R}.$$

Hodnoty UCL a LCL se získají z následujících vzorců

$$UCL = D_4 \bar{R}, \quad (2.20)$$

$$LCL = D_3 \bar{R}, \quad (2.21)$$

kde D_4 ... tabulková hodnota, [11]

D_3 ... tabulková hodnota. [11]

Interpretace diagramu $\bar{X} - R$

Pokud je proces zvládnutý, budou body v regulačních diagramech kolem centrální příčky uvnitř regulačních mezí. Mimo regulační meze se objeví bod pouze výjimečně.

Diagram pro průměr (\bar{X} -diagram) slouží k odhalení změn střední hodnoty (μ) procesu. Pokud dojde k velkému posunu střední hodnoty procesu, vyskytne se bod, představující podskupinu (k) nad horní nebo pod dolní regulační mezi. [7]

Diagram pro rozpětí (\bar{R} -diagram) odhalí změny okamžité variability procesu uvnitř podskupiny. Jsou-li všechny body v R -diagramu uvnitř regulačních mezí, je proces zvládnutý z hlediska okamžité variability a až nyní má smysl interpretovat diagram pro průměr, \bar{X} -diagram.

Testy seskupení v regulačním diagramu

Pokud se body v diagramu vyskytují systematicky nebo nenáhodně, mohou značit změny střední hodnoty nebo variability procesu. V normě ČSN ISO 7870-2 je uvedeno osm testů seskupení. Oblast mezi centrální přímkou a regulační mezí je rozdělena na šest stejně širokých pásem označená, tři na každé straně centrální přímkou. [11]

Vlastnosti regulačního diagramu

Nejčastěji používanými charakteristikami jsou riziko falešného signálu α a průměrná délka přeběhu ARL . K hodnocení účinnosti regulačního diagramu se využívá ukazatel ARL , křivka ARL nebo operativní charakteristika. [7]

Riziko falešného signálu α

Riziko falešného signálu α je pravděpodobnost výskytu signálu, tedy že bod bude mimo regulační meze, aniž by došlo ke změně střední hodnoty μ procesu. Jedná se o náhodné vychýlení sledovaného znaku kvality bez zvláštní příčiny. V regulačním diagramu se tento jev projeví tak, že bod leží vně regulačních mezí. [10]

Průměrná délka přeběhu ARL

ARL vyjadřuje průměrný počet výběrů vedoucí k falešnému signálu, viz (2.22). ARL se při nezměněných parametrech, kdy je proces statisticky zvládnutý, značí $ARL(0)$. $ARL(0)$ se určí jako převrácená hodnota pravděpodobnosti výskytu falešného signálu, viz vzorec (2.23).

$$ARL = \frac{1}{p}, \quad (2.22)$$

kde p ... pravděpodobnost vydání signálu o nezpůsobilosti procesu.

$$ARL(0) = \frac{1}{\alpha}, \quad (2.23)$$

kde α ... riziko falešného signálu.

„Průměrný počet výběrů mezi okamžikem vzniku odchylky v procesu o normované velikosti δ a okamžikem jejího odhalení v regulačním diagramu se značí $ARL(\delta)$ “ [10, s. 25] a je definován dle vzorce (2.24).

$$ARL(\delta) = \frac{1}{(1-\beta)}, \quad (2.24)$$

kde β ... riziko chybějícího signálu.

Uvedený způsob stanovení ARL je použitelný pouze pro Shewhartovy regulační diagramy. Pro diagramy např. CUSUM, EWMA je výpočet ukazatele ARL složitější.

Nastínila jsem pouze úvod charakteristik diagramů. Dále se touto problematikou nezabývám, není obsahem praktické části diplomové práce.

2.4 Statistická regulace srovnáváním

Pokud regulovaný znak kvality nelze změřit a vyjádřit číselně na spojité stupnici, člení se jednotka (kus) na shodnou či neshodnou, případně se určuje počet neshod na jednotce. Výběrovou charakteristikou vynášenou v regulačním diagramu je počet nebo podíl neshodných jednotek v podskupině, počet neshod nebo počet neshod připadajících na stanovenou jednotku. Při regulaci srovnáváním, se na rozdíl od regulace měřením, používá vždy pouze jeden regulační diagram. [7]

Diagramy používané v regulaci srovnáváním

Základní typy diagramů jsou:

- „diagram pro počet neshodných (np -diagram),
- diagram pro podíl neshodných (p -diagram),
- diagram pro počet neshod (c -diagram),
- diagram pro počet neshod na jednotku (u -diagram).“ [7]

Diagram pro počet neshodných (np -diagram)

Tento diagram se používá pro stejný rozsah n všech podskupin k . Je doporučováno získat data minimálně z dvaceti podskupin. V jednotlivých podskupinách se určuje počet neshodných d a tyto hodnoty se vynášejí do diagramu. Proces je zvládnutý, pokud body leží uvnitř regulačních mezí. Výběrová charakteristika počet neshodných d má binomické rozdělení. Aby se charakteristika d blížila normálnímu rozdělení, musí být střední hodnota, resp. směrodatná odchylka dostatečně velká. Již při hodnotě střední hodnoty $\mu_d = 8$ a větší, má np -diagram podobné vlastnosti jako diagram pro průměr. Je proto vhodné volit větší rozsah podskupin. [10]

Odhad střední hodnoty získáme

$$\hat{\mu}_d = n\bar{p}, \quad (2.25)$$

kde n ... rozsah podskupin,

\bar{p} ... průměrný podíl v podskupině dle vzorce (2.27).

Odhad směrodatné odchylky získáme

$$\hat{\sigma}_d = \sqrt{n\bar{p}(1-\bar{p})}. \quad (2.26)$$

Podíl neshodných v podskupině \bar{p} získáme

$$\bar{p} = \frac{\sum_{i=1}^k d_i}{kn}, \quad (2.27)$$

kde d_i ... počet neshodných v podskupině i ,

k ... počet podskupin,

n ... rozsah podskupin.

Centrální přímka CL je určena střední hodnotou μ_d , platí tedy $CL = \mu_d = n\bar{p}$.

Horní a dolní regulační meze se vypočítají

$$UCL = n\bar{p} + 3\sqrt{n\bar{p}(1-\bar{p})}, \quad (2.28)$$

$$LCL = n\bar{p} - 3\sqrt{n\bar{p}(1-\bar{p})}. \quad (2.29)$$

Diagram pro podíl neshodných jednotek (p -diagram)

Pokud nemají podskupiny k stejný rozsah n , sleduje se podíl neshodných $p_i = \frac{d_i}{n}$ v jednotlivých podskupinách. Tyto hodnoty se vynášejí do diagramu. P -diagram lze použít i při stejném rozsahu podskupin místo np -diagramu. [7]

a) Stejný rozsah podskupin

Odhad střední hodnoty je roven průměrnému podílu neshodných v podskupině, \bar{p} se vypočte podle vzorce (2.27). Centrální přímka je určena hodnotou \bar{p} , tedy $CL = \bar{p}$.

Odhad směrodatné odchylky zjistíme pomocí

$$\hat{\sigma}_p = \sqrt{\frac{\bar{p}(1-\bar{p})}{n}}. \quad (2.30)$$

UCL , LCL jsou určeny

$$UCL = \bar{p} + 3\sqrt{\frac{\bar{p}(1-\bar{p})}{n}}, \quad (2.31)$$

$$LCL = \bar{p} - 3\sqrt{\frac{\bar{p}(1-\bar{p})}{n}}. \quad (2.32)$$

b) Pro nestejný rozsah n v podskupinách existují tři modifikace regulačního diagramu:

- „ p -diagram s jednotnými mezemi,
- p -diagram s proměnnými mezemi,
- standardizovaný diagram.“ [7]

p -diagram s jednotnými mezemi (nestejný rozsah podskupin)

Pokud nejsou velké rozdíly v rozsahu podskupin (max. 25 %), je možné použít průměrný rozsah podskupin \bar{n} dle vzorce (2.33). Centrální přímka je určena hodnotou \bar{p} , což je průměrný podíl neshodných jednotek v podskupinách dle vzorce (2.34).

Průměrný rozsah podskupin se vypočte pomocí

$$\bar{n} = \frac{\sum_{i=1}^k n_i}{k}, \quad (2.33)$$

kde n_i ... rozsah podskupiny,

k ... počet podskupin.

Průměrný podíl neshodných jednotek získáme

$$\bar{p} = \frac{\sum_{i=1}^k d_i}{\sum_{i=1}^k n_i}, \quad (2.34)$$

kde d_i ... počet neshodných jednotek v podskupině,

n_i ... rozsah podskupiny.

UCL , LCL jsou definovány

$$UCL = \bar{p} + 3\sqrt{\frac{\bar{p}(1-\bar{p})}{\bar{n}}}, \quad (2.35)$$

$$LCL = \bar{p} - 3\sqrt{\frac{\bar{p}(1-\bar{p})}{\bar{n}}}. \quad (2.36)$$

p -diagram s proměnnými mezemi (nestejný rozsah podskupin)

Horní regulační mez UCL a dolní regulační mez LCL určíme

$$UCL = \bar{p} + 3\sqrt{\frac{\bar{p}(1-\bar{p})}{n_i}}, \quad (2.37)$$

$$LCL = \bar{p} - 3\sqrt{\frac{\bar{p}(1-\bar{p})}{n_i}}, \quad (2.38)$$

kde n_i ... rozsah podskupiny,

\bar{p} ... průměrný podíl neshodných v podskupině.

Liší-li se rozsahy podskupin n , liší se vzdálenost mezi od centrální přímky. Regulační meze mají schodovitý tvar. Do diagram jsou vynášeny hodnoty podílu $\frac{d_i}{n_i}$ každé podskupiny.

Standardizovaný diagram pro podíl neshodných

Do p-diagramu je vynášena standardizovaná veličina z_i místo podílu neshodných v podskupinách:

$$z_i = \frac{p_i - \bar{p}}{\sqrt{\frac{\bar{p}(1-\bar{p})}{n_i}}} \quad (2.39)$$

Je zde předpoklad normovaného normálního rozdělení $N(0,1)$ standardizované veličiny. Tomu odpovídá hodnota centrální přímky $CL=0$, $UCL=3$, $LCL=-3$.

Diagram pro počet neshod (c -diagram)

Do diagramu vynášíme počet neshod c v podskupinách. Diagram lze použít i pro stejný rozsah podskupin. Regulační diagram vychází z předpokladu Poissonova rozdělení počtu neshod. Aby měl regulační diagram vlastnosti blízké normálnímu rozdělení, je vhodné volit větší rozsah podskupin, aby bylo μ_c dostatečně velké. Předejde se tak tomu, že dolní regulační mez LCL nebude nabývat záporných hodnot. Centrální přímka odpovídá průměrnému počtu neshod v podskupině $CL = \bar{c}$. [7]

Odhad střední hodnoty získáme

$$\hat{\mu}_c = \bar{c}, \quad (2.40)$$

kde \bar{c} ... průměrný počet neshod v podskupině.

Odhad směrodatné odchylky získáme

$$\hat{\sigma}_c = \sqrt{\bar{c}}. \quad (2.41)$$

Průměrný počet neshod v podskupině \bar{c} je dán vztahem

$$\bar{c} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k c_i, \quad (2.42)$$

kde k ... počet podskupin,

c_i ... počet neshod v podskupině.

Horní regulační mez UCL a dolní regulační mez LCL jsou určeny vztahy

$$UCL = \bar{c} + 3\sqrt{\bar{c}}, \quad (2.43)$$

$$LCL = \bar{c} - 3\sqrt{\bar{c}}, \quad (2.44)$$

kde \bar{c} ... průměrný počet neshod podskupin.

Diagram pro počet neshod na jednotku (u -diagram)

Sleduje se počet neshod na jednotku u . Jednotkou může být například množství, objem, plocha atd. Vynášenou charakteristikou do diagramu je počet neshod na jednotku

$$u = \frac{c}{n}.$$

Pro nestejný rozsah n v podskupinách existují tři modifikace regulačního diagramu:

- „ u -diagram s jednotnými mezemi,
- u -diagram s proměnnými mezemi,
- *standardizovaný diagram.*“ [7]

u -diagram s jednotnými mezemi

Diagram je vhodný, pokud nejsou velké rozdíly mezi rozsahy podskupin.

Odhad střední hodnoty je roven průměrnému počtu neshod na jednotku, tedy

$$\hat{\mu}_u = \bar{u}, \quad (2.45)$$

kde \bar{u} ... průměrný počet neshod na jednotku.

Odhad směrodatné odchylky získáme pomocí vzorce

$$\hat{\sigma}_u = \sqrt{\frac{\bar{u}}{n}}, \quad (2.46)$$

kde \bar{n} ... průměrný rozsah podskupin.

Průměrný počet neshod na jednotku se vypočítá

$$\bar{u} = \frac{\sum_{i=1}^k c_i}{\sum_{i=1}^k n_i}, \quad (2.47)$$

kde c_i ... počet neshod v podskupině,

n_i ... rozsah podskupiny.

UCL a *LCL* jsou určeny vztahy

$$UCL = \bar{u} + 3\sqrt{\frac{\bar{u}}{n}}, \quad (2.48)$$

$$LCL = \bar{u} - 3\sqrt{\frac{\bar{u}}{n}}, \quad (2.49)$$

kde \bar{n} ... průměrný rozsah podskupin,

\bar{u} ... průměrný počet neshod na jednotku.

u-diagram s proměnnými mezemi

Tento diagram je vhodný pro různé velikosti podskupin.

UCL a *LCL* jsou určeny vztahy

$$UCL = \bar{u} + 3\sqrt{\frac{\bar{u}}{n_i}}, \quad (2.50)$$

$$LCL = \bar{u} - 3\sqrt{\frac{\bar{u}}{n_i}}, \quad (2.51)$$

kde \bar{u} ... průměrný počet neshod na jednotku,

n_i ... rozsah podskupiny.

Standardizovaný diagram pro počet neshod na jednotku

Do diagramu se místo veličiny počet neshod na jednotku u_i vynáší veličina

$$z_i = \frac{u_i - \bar{u}}{\sqrt{\frac{\bar{u}}{n_i}}}. \quad (2.52)$$

Centrální přímka $CL = 0$, horní regulační mez $UCL = 3$, dolní regulační mez $LCL = -3$.

3 Analýza způsobilosti procesu

3.1 Ověření předpokladu normality

Je vhodné ověřit splnění předpokladu normality regulované veličiny. Používají se buď statistické testy, nebo obvyklejší grafická metoda.

Statistické testy testují nulovou hypotézu o tom, že posuzovaná data pochází z normálního rozdělení. Není-li nulová hypotéza zamítnuta, považujeme předpoklad normality za splněný. O zamítnutí nulové hypotézy se obvykle rozhoduje na základě p-hodnoty. Pokud je výsledná p-hodnota nižší než 0,05, nulová hypotéza se zamítá. Mezi statistické testy patří zejména chí-kvadrát test dobré shody, Kolmogorovův-Smirnovův test, Shapiro-Wilkův test a testy výběrové šikmosti (skewness) a špičatosti (kurtosis). [12]

Těmito testy se dále diplomová práce nezabývá, proto nejsou rozvedeny podrobněji.

Nejčastěji se z grafických nástrojů používá pravděpodobnostní graf. Na ose x jsou vyneseny naměřené hodnoty x_i . Osa y u normálního pravděpodobnostního grafu odpovídá distribuční funkci normovaného normálního rozdělení odvozené z pořadí hodnot x . Pokud data odpovídají normálnímu rozdělení, body by měly ležet v blízkosti přímky. Čím jsou body od přímky dál, tím je větší pravděpodobnost, že se nejedná o normální rozdělení. Nevýhodou pravděpodobnostního grafu je, že se nejedná o objektivní postup, proto se často doplňuje některým z testů pro ověření normality. [7]

Mezi další grafické nástroje patří například histogram, kvantil-kvantilový graf.

Způsobilost procesu je vlastnost procesu produkovat výstupy, které splňují požadovaná kritéria. Analýza způsobilosti se provádí u procesů, u kterých jsou stanoveny toleranční meze měřitelného znaku kvality. K hodnocení způsobilosti procesu se využívají ukazatele způsobilosti a lze ho provádět pouze u statisticky zvládnutých procesů. O tom se lze přesvědčit prostřednictvím regulačního diagramu. [10]

Hodnoty parametrů μ a σ , které jsou potřebné pro výpočet indexů způsobilosti, nejsou obvykle známy a je nutné je odhadnout. Střední hodnota μ je odhadnuta pomocí celkového průměru (u individuálních hodnot pomocí \bar{x}), směrodatná odchylka σ je odhadnuta buď podle vzorce (3.1) nebo vzorce (3.2) a to podle toho, jaký regulační diagram použijeme.

Odhad $\hat{\sigma}$ u \bar{R} -diagramu je
$$\hat{\sigma} = \frac{\bar{R}}{d_2} \quad (3.1)$$

Odhad $\hat{\sigma}$ u s -diagramu je
$$\hat{\sigma} = \frac{\bar{s}}{C_4} \quad (3.2)$$

kde $d_2 \dots$ součinitel, tabulková hodnota, [11]

$C_4 \dots$ součinitel, tabulková hodnota. [11]

3.2 Index způsobilosti C_p

Základním indexem způsobilosti procesu je index C_p .

Odhad indexu je definován

$$\hat{C}_p = \frac{USL - LSL}{6 \hat{\sigma}} \quad (3.3)$$

kde $USL \dots$ horní mezní hodnota,

$LSL \dots$ dolní mezní hodnota,

$\sigma \dots$ směrodatná odchylka sledovaného znaku.

Index C_p porovnává přípustnou a přirozenou variabilitu procesu. Vzorec pro index C_p nezahrnuje střední hodnotu μ . Předpokládá se tedy, že střední hodnota sledovaného znaku je uprostřed mezi USL a LSL , tedy že je proces centrován. Je-li proces centrován, nachází se v intervalu 6σ ($\mu - 3\sigma, \mu + 3\sigma$) 99,73 % všech hodnot sledovaného znaku. Při konstrukci se předpokládá normální rozdělení. Hodnota C_p v tomto případě odpovídá hodnotě 1. [7]

Podíl neshodných mimo předepsané meze

Jak již bylo uvedeno v kapitole 3.1, v intervalu 6σ se nachází 99,73 % hodnot sledovaného znaku, neboli podíl 0,009973 shodných. Lze očekávat, že 0,27 % hodnot (2700 neshodných na milion neboli $2,700 \cdot 10^{-3}$) leží mimo předepsané meze USL, LSL (mimo interval 6σ). Menší variabilitě (menší hodnotě 6σ - např. $8\sigma, 10\sigma$..) odpovídá větší

hodnota ukazatele způsobilosti C_p a menší pravděpodobnost výskytu hodnoty mimo předepsané meze, tedy menšímu podílu neshodných jednotek.

Podíl neshodných jednotek se určí pomocí distribuční funkce normálního rozdělení:

$$[F(USL) - F(LSL)] = 1 - \Phi\left(\frac{USL - \mu}{\sigma}\right) + \Phi\left(\frac{LSL + \mu}{\sigma}\right) \quad (3.4)$$

Hodnoty indexu C_p , viz Tab. 3.1 odpovídají šířce tolerančního pole 6σ , 8σ , 10σ , 12σ . Je zde předpoklad centrovaného procesu, tudíž je $USL - \mu$, respektive $LSL + \mu$ poloviční, tedy 3σ , 4σ , 5σ , 6σ . [7]

Tab. 3.1 Hodnota indexu C_p v závislosti na podílu neshodných

C_p	Podíl neshodných	Podíl neshodných (ppm)
1	$2,700 \cdot 10^{-3}$	2700
1,33	$6,337 \cdot 10^{-5}$	63
1,67	$5,742 \cdot 10^{-7}$	0,573
2	$1,980 \cdot 10^{-9}$	0,002

Zdroj: [7].

V Tab. 3.1 znamená ppm *parts per milion*, tedy *miliontiny*. Jedná se o jednotku, kterou se obvykle vyjadřují hodnoty podílu neshodných. Čím větší je podíl neshodných jednotek, tím menší má hodnotu ukazatel způsobilosti C_p .

Pokud je C_p menší než 1 ($C_p < 1$) je proces označen za nezpůsobilý. Pokud je ukazatel způsobilosti C_p větší nebo roven 1 a zároveň menší než 1,33 ($1 \leq C_p < 1,33$) je proces podmíněně způsobilý a je nutné proces dále sledovat. Pokud je C_p větší nebo rovno 1,33 ($C_p \geq 1,33$), je proces způsobilý. [7]

3.3 Index C_{pk}

Index C_{pk} zahrnuje ve vzorcích (3.5) a (3.6) střední hodnotu μ . Je zohledněna skutečná poloha procesu. Čím je posun střední hodnoty od středu tolerančního pole větší, tím je podíl neshodných větší a tudíž nepřijatelný. A to i když může být hodnota indexu způsobilosti C_p uspokojivá. Pro odhad indexu C_{pk} je nutné odhadnout index C_{pU} pro horní mezní hodnotu a index C_{pL} pro dolní mezní hodnotu. [10]

Odhad horního jednostranného indexu C_{pU} je

$$\hat{C}_{pU} = \frac{USL - \hat{\mu}}{3\hat{\sigma}}. \quad (3.5)$$

Odhad dolního jednostranného indexu C_{pL} je

$$\hat{C}_{pL} = \frac{\hat{\mu} - LSL}{3\hat{\sigma}}, \quad (3.6)$$

kde $\hat{\mu}$... odhad střední hodnoty sledovaného znaku,

USL ... horní mezní hodnota,

LSL ... dolní mezní hodnota,

$\hat{\sigma}$... odhad směrodatné odchylky.

Z hodnot odhadů indexů \hat{C}_{pU} a C_{pL} je vybrána menší hodnota a ta má zároveň hodnotu odhadu indexu C_{pk} , tedy

$$\hat{C}_{pk} = \min(\hat{C}_{pU}, \hat{C}_{pL}). \quad (3.7)$$

Vztah indexů C_p , C_{pU} , C_{pL} , C_{pk}

Pokud je proces centrován tak platí mezi indexy rovnost $C_p = C_{pU} = C_{pL}$. Pokud je střední hodnota posunuta k horní mezi platí, že $C_{pU} < C_p < C_{pL}$. Pokud je střední hodnota posunuta k dolní mezi platí, že $C_{pL} < C_p < C_{pU}$. Pokud je střední hodnota μ mimo předepsané meze, je ukazatel C_{pk} záporný.

Čím větší je hodnota indexu způsobilosti C_p větší, tím je při uvažovaném posunu (buď k horní, nebo dolní mezi střední hodnoty μ) hodnota indexu C_{pk} větší. [7]

4 Statistická přejímka

Statistická přejímka je jedním z nástrojů pro kontrolu kvality výroby. Byla původně navržena Haroldem Dodgem k hodnocení kvality střeliva pro US Army v průběhu druhé světové války. Přejímací kontrolu kvality lze rozdělit podle rozsahu na výběrovou a stoprocentní kontrolu. Stoprocentní kontrola se používá výjimečně, protože je časově a finančně náročná. Využívá se při malých dodávkách nebo u dodávek, ve kterých je požadována mimořádně vysoká kvalita. 100% kontrola se naopak nehodí tam, kde dochází vlivem kontroly k poškození obalu atd. [13]

V praxi se tedy používá většinou výběrová přejímací kontrola, protože je finančně méně nákladná a šetří čas. Základní myšlenkou této kontroly je vybírání určité části z dávky n (tzv. výběrový soubor či dávka) ze všech jednotek N (tzv. základní soubor), tento postup lze použít pouze v případě, že vybraná dávka n má stejné vlastnosti jako základní soubor N . Zároveň však do procesu vstupuje prvek náhodnosti a objektivně lze rozhodnout o jakosti dodávky pouze za použití teorie pravděpodobnosti a matematické statistiky. Proto se těmto přejímkám říká statistické přejímky. [14]

Statistická přejímka je formou výběrové kontroly. Jde o nástroj, který je využíván mezi dodavatelem a odběratelem, ale také v rámci interní kontroly v podniku. Využití statistické přejímky neznamena nepříjetí neshodného produktu. Eliminuje se ale riziko, že by byl přijat neshodný produkt s nižší kvalitou, než bylo požadováno.

4.1 Typy přejímek

Přejímky (též přejímací plány) lze dělit podle několika hledisek:

- „podle typu sledovaného znaku kvality,
- podle způsobu výběru (kontrolovaných výrobků),
- podle zacházení se zamítnutými dávkami,
- podle frekvence dávek.“ [7]

Přejímky podle typu sledovaného znaku kvality

Rozlišuje se:

- „*prejímka srovnáváním,*
- *prejímka měřením.*“ [7]

Přejímka srovnáváním

Při přejímce srovnáváním se kontrolované jednotky třídí na shodné a neshodné podle předpisu nebo se určuje počet neshod na jednotkách. Je možné sledovat několik znaků současně. U tohoto typu přejímky se snadněji získávají údaje o jednotlivé jednotce.

Přejímka měřením

Při přejímce měřením se zjišťuje hodnota sledovaného znaku na spojité stupnici. Rozsah kontrolovaného výběru je podstatně menší než u přejímky srovnáváním. Přejímku měřením však lze využít jen pro normální rozdělení sledovaného znaku. Tento typ přejímky se využívá u časově a finančně nákladných zkoušek, např. destruktivní zkoušky.
[7]

Přejímky podle způsobu výběru

Kontrolované výrobky mohou být vybrány:

- „*jedním výběrem*,
- *dvojím výběrem*,
- *několikerým výběrem*,
- *postupným výběrem*.“ [7]

Při přejímce jedním výběrem je vybrán určitý počet jednotek z kontrolované dávky. Podle výsledku kontroly se rozhoduje o přijetí nebo nepřijetí dávky. Nástroj přejímka jedním výběrem je použit v praktické části diplomové práce, a proto je tomuto nástroji věnována samostatná kapitola 4.3.1.

U přejímky dvojím výběrem se podle výsledku kontroly rozhoduje o přijetí či nepřijetí dávky, anebo uskutečnění ještě jednoho výběru kontrolované stanoveného rozsahu. Při zvolení možnosti dalšího výběru se rozhoduje o přijetí či nepřijetí kontrolované dávky na základě výsledku kontroly obou výběrů.

Při přejímce několikerým výběrem je postup obdobný jako u přejímky dvojím výběrem. Výběr je možné uskutečnit podle norem až pětkrát. [12]

U přejímky postupným výběrem není předem stanoven rozsah výběru, výrobky jsou kontrolovány po jednom. Produkt je náhodně zvolen, zkontrolován a je rozhodnuto o přijetí nebo nepřijetí dávky či pokračování v kontrole.

Typy přejímky podle zacházení se zamítnutými dávkami

Podle tohoto hlediska se rozlišuje:

- „*opravná přejímka*,
- *bezopravná přejímka*.“ [7]

Při opravné přejímce jsou zamítnuté dávky stoprocentně zkontrolovány a neshodné produkty jsou nahrazeny shodnými.

Při bezopravné přejímce jsou zamítnuté dávky bez další kontroly vráceny dodavateli a ten je nahradí novými dávkami, které je nutné zkontrolovat. [7]

Přejímky podle frekvence dávek

Podle tohoto hlediska je:

- „*občasná přejímka*,
- *prejímka izolovaných dávek*,
- *prejímka každé dávky v sérii*.“ [7]

Princip kontroly občasných přejímek spočívá v kontrole jen některých dávek ze série. Výběr dávek je náhodný.

U přejímek izolovaných dávek se úroveň kvality, kterou si dohodli odběratel s dodavatelem, týká pouze přejímané dávky. [7]

Přejímka každé dávky v sérii je nejběžnější. Tomuto typu přejímky v kombinaci s jinými typy přejímek (podle hledisek) se věnuji v praktické části diplomové práce a z toho důvodu věnuji principu přejímky každé dávky v sérii samostatnou kapitolu 4.2.

4.2 Přejímka srovnáním, jedním výběrem, dávky v sérii

Dávka je přijata po prvním výběru rozsahu n , pokud je počet neshodných (počet neshod) menší nebo roven přejímacímu číslu Ac . Přejímací číslo určuje maximální přípustný počet neshodných kusů ve výběru rozsahu n . Dále se této problematice věnuji v kapitole 4.3.

Operativní charakteristika založená na *AQL*

Operativní charakteristika vyjadřuje účinnost přijímacího plánu neboli závislost pravděpodobnosti přijetí dávky P_a na úrovni kvality.

Při přijímce jedním výběrem je pravděpodobnost přijetí P_a rovna pravděpodobnosti, že počet neshodných jednotek d ve výběru rozsahu n nepřekročí přijímací číslo Ac . Pokud má přijatá dávka nulový podíl neshodných, je pravděpodobnost přijetí dávky rovna jedné.

Pravděpodobnost přijetí dávek v sérii se určí pomocí distribuční funkce binomického rozdělení

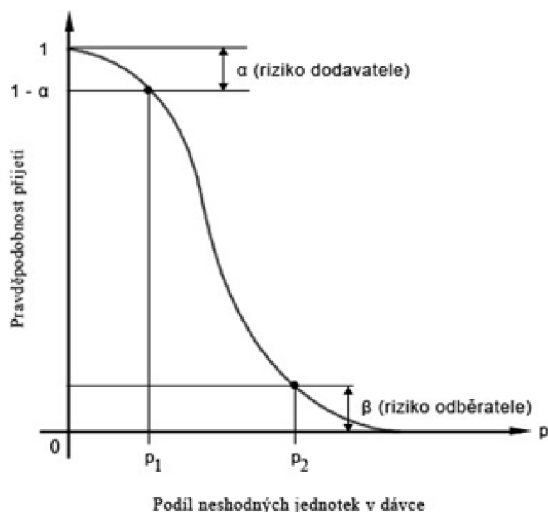
$$P_a = P(d \leq Ac) = F(Ac) = \sum_{d=0}^{Ac} \binom{n}{d} p^d * (1-p)^{n-d} \quad (4.1)$$

kde p ... podíl neshodných,

n ... rozsah výběru.

Přijímací plány pro příjemku dávek v sérii, obsažené v normě ČSN ISO 2859-1, jsou založeny na přípustné mezi kvality *AQL* (Acceptable Quality Limit). Ta představuje nejhorší úroveň kvality produktu, kterou je odběratel ochoten přijmout. *AQL* je vyjádřena jako podíl neshodných nebo počet neshod na sto jednotek. Na grafu operativní charakteristiky přijímacího plánu založené na *AQL* je na x-ové souřadnici vynášen podíl neshodných jednotek $p = AQL/100 =$ úroveň kvality *AQL* a y-ová souřadnice je pravděpodobnost přijetí dávky $1 - \alpha$. Hodnota α je Riziko **dodavatele** a představuje pravděpodobnost, že dávka s úrovní *AQL* nebude přijata. V grafu se průsečík takto formulovaných souřadnic označuje jako bod rizika dodavatele viz Obr. 4.1. [7]

Existuje také hodnota β **Riziko odběratele** a představuje pravděpodobnost přijetí dávky dodavatelem. S rizikem odběratelem je spojena úroveň kvality **mezní kvalita *LQ*** (Limited Quality). Na mezní kvalitě jsou založeny přijímací plány pro izolované dávky. *LQ* je vyjádřena v procentu neshodných jednotek nebo neshod na 100 jednotek a je limitována nízkou pravděpodobností přijetí dávky dodavatelem viz Obr 4.1. [12]



Obr. 4.1 Operativní charakteristika úřejímacího plánu založeného na AQL pro α a LQ pro β

Zdroj: [12].

4.3 Přejímací plán

Přejímací plán je základem statistických přejímek. Z celého rozsahu N výrobků je stanovena pouze část n výrobků, která je kontrolována, a pro kterou jsou stanovena kritéria. Podle těchto kritérií se rozhoduje o přijetí či nepřijetí dodávky. Pro každý přejímací plán lze sestavit tři křivky, z nichž každá má různou vypovídací hodnotu. Jedná se o :

- „Operativní charakteristika $L(P)$ viz kapitola 4.2,
- Křivka průměrné výstupní jakosti $AOQ(P)$,
- Arbitrážní křivka $AC(P)$, kde je P procento neshodných v dávce.“ [12]

Současné přejímací plány jsou zhotoveny pro přejímací plány jedním, dvojím, několikerým a postupným výběrem. Přejímací plán se skládá z příslušného systému přejímacích plánů, uvedených v normách ČSN a ČSN ISO. Přejímací plán je zároveň závislý na požadavcích na kvalitu dávek a rizicích, ke kterým jsou partneři ochotni přistoupit. [7]

Přejímací plány v normě ČSN ISO 2859-1

Norma ČSN ISO 2859-1 je určena pro kontrolu každé dávky v sérii. Přejímací plány jsou uvedeny pro každé kódové písmeno pro normální, zpřísněnou či zmírněnou kontrolu.

Přejímací plány jsou založeny na přípustné mezi kvality *AQL*. Úroveň *AQL* si předem většinou dohodne odběratel s dodavatelem. Z hlediska odběratele je žádoucí co nejnižší hodnota (úroveň) *AQL*, dodavatel může souhlasit jen s takovou mezní hodnotou kvalitou, která je výrazně vyšší než průměr výrobního procesu. Pokud není úroveň *AQL* dohodnuta je nutné, aby byl zjištěn přejímací plán pro každou úroveň *AQL* a aby byl analyzován z hlediska účinnosti pomocí operativní charakteristiky. Podle podílu neshodných výrobků v procentech a požadavku pravděpodobnosti přijetí dávky se určí úroveň *AQL*. [7]

Postup výběru plánu v normě ČSN ISO 2859-1 jedním výběrem

Postup výběru plánu (kroky 1,2) u přejímky jedním výběrem je shodný s přejímkou dvojím či několikerým výběrem. Dalšími kroky se samozřejmě liší.

Krok 1: V Tab 4.1 se zvolí rozsah dávky *N*, dále kontrolní úroveň (obvykle se volí úroveň II), a tím je určeno kódové písmeno. Kódovým písmenem je stanoven rozsah výběru.

Tab. 4.1 Kódová písmena rozsahu výběru

Rozsah dávky	Speciální kontrolní úrovně				Obecné kontrolní úrovně		
	S-1	S-2	S-3	S-4	I	II	III
2 až 8	A	A	A	A	A	A	B
9 až 15	A	A	A	A	A	B	C
16 až 25	A	A	B	B	B	C	D
26 až 50	A	B	B	C	C	D	E
51 až 90	B	B	C	C	C	E	F
91 až 150	B	B	C	D	D	F	G
151 až 280	B	C	D	E	E	G	H
281 až 500	B	C	D	E	F	H	J
501 až 1 200	C	C	E	F	G	J	K
1 201 až 3 200	C	D	E	G	H	K	L
3 201 až 10 000	C	D	F	G	J	L	M
10 001 až 35 000	C	D	F	H	K	M	N
35 001 až 150 000	D	E	G	J	L	N	P
150 001 až 500 000	D	E	G	J	M	P	Q
500 001 a výše	D	E	H	K	N	Q	R

Zdroj: Zdroj [15].

Krok 2: Na základě známé úrovně *AQL* a kódového písmena se z přejímacího plánu, v našem případě jedním výběrem pro normální kontrolu, určí rozsah výběru *n*, hodnota přejímacího čísla *Ac*, popř. hodnota zamítacího čísla *Re* viz Tab. 4.2.

Zamítací číslo Re je o hodnotu jedna vyšší než Ac a uplatní se až u přejímek dvou a více výběrů. [7]

Tab. 4.2 Přejímací plány jedním výběrem pro normální kontrolu

Kódové jmenno rozsahu výběru	Rozsah výběru	Připustná mez jakosti AQL v procentu neshodných jednotek a neshodách na 100 jednotkách (zprísněná kontrola)																										
		0,010	0,015	0,025	0,040	0,065	0,10	0,15	0,25	0,40	0,65	1,0	1,5	2,5	4,0	6,5	10	15	25	40	65	100	150	250	400	650	1 000	
		Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re
A	2																0 1											
B	3																0 1											
C	5																0 1											
D	8																0 1											
E	13																0 1											
F	20																0 1											
G	32																0 1											
H	50																0 1											
J	80																0 1											
K	125																0 1											
L	200																0 1											
M	315																0 1											
N	500																0 1											
P	800																0 1											
Q	1 250																0 1											
R	2 000																0 1											
S	3 150																0 1											

Zdroj: [15].

Kontrolní úroveň

Kontrolních úrovní je sedm, viz Tab 4.1; tři jsou obecné (I – zmírněná kontrola, II – normální kontrola, III zprísněná kontrola) a čtyři speciální (S1, S2, S3, S4). Nejčastěji je používána kontrola normální, tedy kontrolní úroveň II, kterou zpravidla proces začíná. Po nějaké uplynulé době a určitých zkušenostech s kvalitou dávek lze přejít na zprísněnou či zmírněnou (případně přejít na občasnou přejímku). Podmínky, za kterých je možné provést přechod na jinou kontrolní úroveň, jsou dány příslušnými normami. [12]

Nalezené hodnoty Ac u přejímky jedním výběrem

Rozsah výběru n je již znám a zjišťuje se počet neshodných nebo počet neshod d . Pokud je počet neshodných (počet neshod) menší nebo roven přejímacímu číslu Ac , dávka je přijata. Pokud je počet neshodných (počet neshod) větší než Ac , dávka není přijata a je buď vrácena dodavateli a ten ji nahradí novou dávkou (bezopravná přejímka) nebo je zamítnutá dávka podrobena stoprocentní kontrole a neshodné jednotky nahrazeny shodnými (opravná přejímka), viz Schéma 4.1.

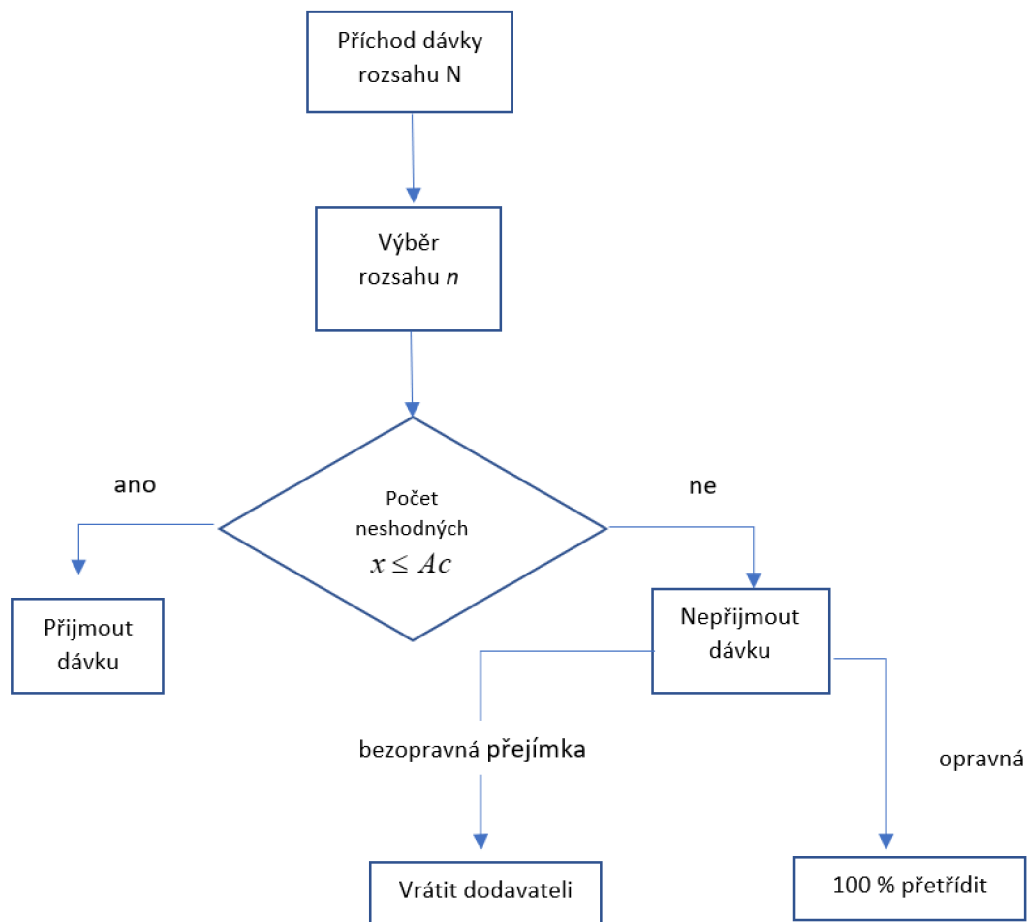


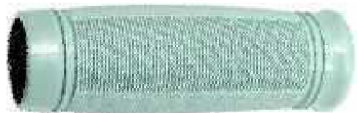
Schéma 4.1 Schéma přejímky jedním výběrem

Zdroj: [10].

5 Analýza výroby neshodných produktů v podniku

5.1 Regulace procesu výroby rukojeti

Pro analýzu a statistickou regulaci byla zvolena plastová rukojeť. Sledovaným a analyzovaným znakem kvality je délka rukojeti. Hmotnost, jakožto znak kvality, je spojitou veličinou s předpokládaným normálním rozdělením. Statistická analýza byla provedena dne 3.6.2019. Objem produkce je 3 tisíce rukojetí za směnu. Při tomto objemu produkce je doporučováno kontrolovat 50 kusů výrobku za směnu. [12] Provoz je dvousměnný. Bylo tedy odebráno 100 kusů rukojetí. Tyto rukojeti byly rozděleny na dvacet pět podskupin, každá po čtyřech kusech, tedy $n = 4$.



Obr. 5.1 Plastová rukojeť - analyzovaný objekt

Zdroj: vlastní zpracování.

Předem byly stanoveny toleranční meze a požadována střední hodnota hmotnosti rukojeti podle technických předpisů. V Tab. 5.1 jsou uvedeny mezní hodnoty.

Tab. 5.1 Mezní hodnoty a střední hodnota rukojeti

Hmotnost [g] rukojeti		
Dolní limit	Nominální hodnota	Horní limit
12,35	12,9	13,5

Zdroj: vlastní zpracování dle technických předpisů.

Pro potřeby zjištění stability a variability procesu byly zvoleny diagramy pro průměr a rozpětí. Naměřené hodnoty dvaceti pěti podskupin jsou uvedeny v příloze A. V Tab. 5.2 jsou uvedeny naměřené hodnoty u prvních pěti podskupin.

Tab. 5.2 Ukázka naměřených hodnot u prvních pěti podskupin

Datum	Čas	Směna	Podskupina	x_1	x_2	x_3	x_4	\bar{x}	R
3.6.2019	6:40	A	1	12,6	13,2	13,1	12,1	12,75	1,1
3.6.2019	7:15	A	2	13,3	12,7	13,4	12,1	12,875	1,3
3.6.2019	7:55	A	3	12,8	13	12,8	12,4	12,75	0,6
3.6.2019	8:25	A	4	12,4	13,3	13,1	13,2	13	0,9
3.6.2019	8:55	A	5	13	12,1	12,2	13,3	12,65	1,2

Zdroj: vlastní zpracování.

Výsledky průměrů a rozpětí dvaceti pěti podskupin jsou uvedeny v příloze A. Z průměrů jednotlivých podskupin se spočte průměr z průměrů podskupin $\bar{\bar{x}}$ dle rovnice (2.13) a dále průměrné rozpětí podskupin \bar{R} , dle rovnice (2.15).

$$\bar{\bar{x}} = \frac{\bar{x}_1 + \bar{x}_2 + \dots + \bar{x}_k}{k} = \frac{12,75 + 12,875 + \dots + 13,45}{25} = 12,93,$$

kde \bar{x}_k ... průměr jednotlivé podskupiny,

k ... počet podskupin.

$$\bar{R} = \frac{R_1 + R_2 + \dots + R_k}{k} = \frac{1,1 + 1,3 + \dots + 0,7}{25} = 0,792,$$

kde R_k ... rozpětí jednotlivé podskupiny,

k ... počet podskupin.

Výpočty ke konstrukci diagramu pro průměr

Centrální přímka v diagramu pro průměr CL odpovídá střední hodnotě μ současně i hodnotě, která vyjadřuje průměr z průměrů podskupin

$$CL(\bar{\bar{x}}) = 12,9.$$

Regulační meze diagram pro průměr jsou určeny vztahy podle vzorců (2.18) a (2.19)

$$UCL = \bar{\bar{x}} + A_2 \bar{R} = 12,93 + 0,729 * 0,792 = 13,5,$$

$$LCL = \bar{x} - A_2 \bar{R} = 12,93 - 0,729 * 0,792 = 12,35,$$

kde \bar{x} ... průměr z průměrů podskupin,

A_2 ... tabulková hodnota 0,729 pro $n = 4$, [11]

\bar{R} ... průměrné rozpětí podskupin.

Hodnota regulačních mezí pro průměr je uvedena pro každou podskupinu viz příloha D.

Výpočty ke konstrukci diagramu pro rozpětí

Centrální přímkou CL je rovna průměrnému rozpětí podskupin dle vzorce (2.15).

$$CL(\bar{R}) = 0,8.$$

Hodnoty regulačních mezí diagramu pro rozpětí jsou vypočteny dle vzorců (2.20), (2.21).

$$UCL = D_4 \bar{R} = 2,282 * 0,8 = 1,8,$$

$$LCL = D_3 \bar{R} = 0,$$

kde D_3 ... tabulková hodnota 0 pro $n = 4$, [11]

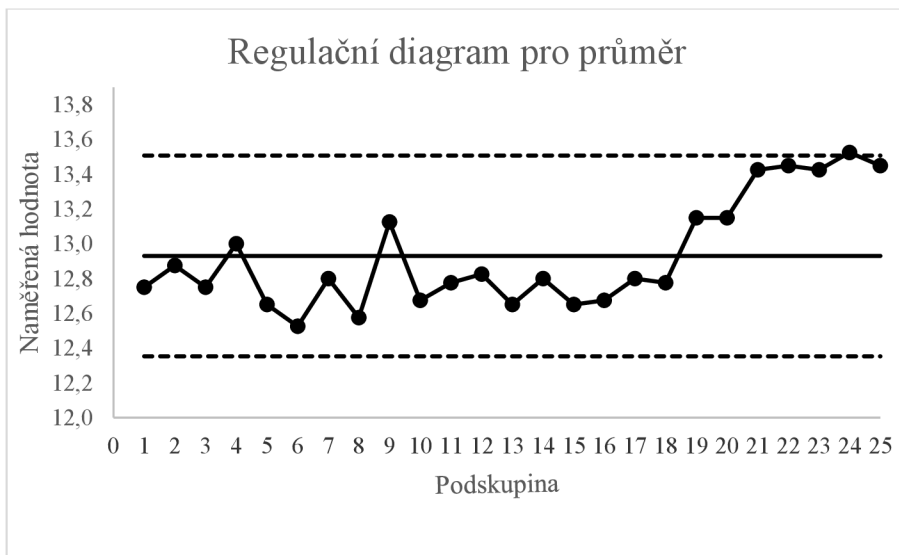
D_4 ... tabulková hodnota 2,282 pro $n = 4$, [11]

\bar{R} ... průměrné rozpětí podskupin.

Hodnota centrální přímkou a hodnoty regulačních mezí pro všechny podskupiny jsou uvedeny v příloze B.

Konstrukce regulačních diagramů

V grafu 5.1 je znázorněn regulační diagram pro průměr.



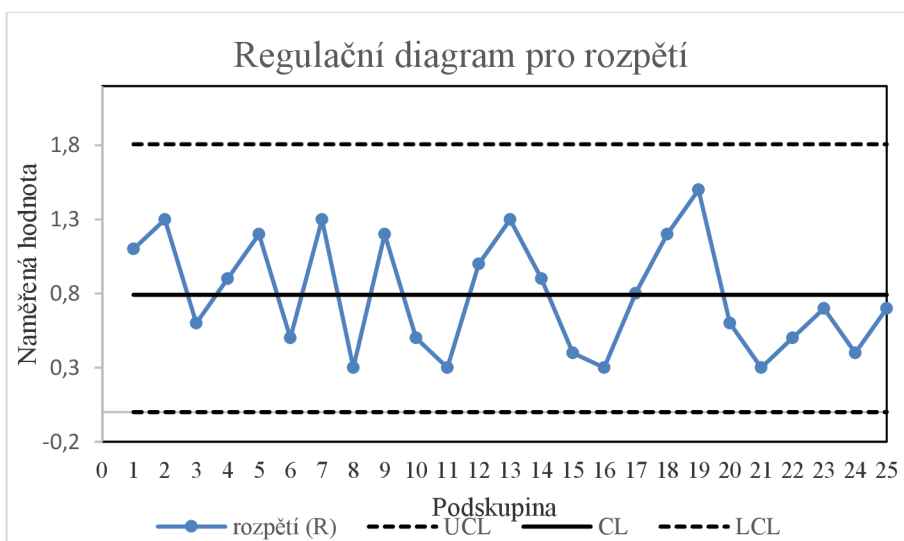
Graf 5.1 Regulační diagram pro průměr

Zdroj: vlastní zpracování.

Analýza diagramu pro průměr

Bod reprezentující podskupinu 24 leží mírně nad horní regulační mezí, viz Graf 5.1, což značí existenci vymezitelné příčiny. Tato příčina není inherentní částí procesu.

Nyní je nutné zkonstruovat diagram pro rozpětí, viz Graf 5.2, a ověřit, zda je proces stabilní z hlediska variability. Jen pak je možné interpretovat výsledky diagramu pro průměr, viz Graf 5.1.



Graf 5.2 Regulační diagram pro rozpětí

Zdroj: vlastní zpracování.

Analýza diagram pro rozpětí

Je patrné, že všechny body v R -diagramu jsou uvnitř regulačních mezí. Graf 5.2 znázorňuje velikost kolísání uvnitř podskupiny v daném okamžiku a slouží k odhalení změn okamžité variability procesu. Všechny body jsou uvnitř regulačních mezí viz Graf 5.2; proces je z hlediska variability zvládnutý. Nyní je možné potvrdit výsledky z diagramu pro průměr, viz Graf 5.1.

Test seskupení bodů

Byl proveden test seskupení bodů [11] u diagramu pro průměr viz Graf 5.1 a nebyl shledán výskyt náhodného seskupení po sobě vyneseneých bodů. Takto uspořádané body nenaznačují změnu v procesu viz Graf 5.2.

Výsledek analýzy

Vymezitelná příčina je identifikována u podskupiny 24. Výrobky pro tuto podskupinu byly nasbírány 3.6.2019 v 21:10 odpolední směnou, viz příloha A. Podle kamerového záznamu bylo zjištěno, že se seřizovač stroje nenacházel v inkriminovanou dobu na pracovišti. Objevil se až v 21.30. kdy doplnil materiál, potřebný pro výrobu rukojeti.

Podskupinu 24, představující zmetky, je nutné odstranit. Je nutné revidovat regulační meze a to tak, že je potřeba přepočítat hodnoty průměru z průměrů podskupin \bar{x} a průměrného rozpětí podskupin \bar{R} , dále je nutné přepočítat hodnoty centrální přímky CL , horní regulační meze USL , dolní regulační meze LSL a zanést tyto hodnoty do diagramů pro průměr a rozpětí.

Revidované regulační meze

Po odstranění podskupiny 24 se provedl znovu výpočet pro průměr z průměrů podskupin $\bar{x} = 12,9052$ dle rovnice (2.13) a výpočet pro průměrné rozpětí podskupin $\bar{R} = 0,8083$ dle rovnice (2.15).

Nové hodnoty diagramu pro průměr

Centrální přímka má hodnotu $CL(\bar{x}) = 12,9$ viz příloha D,

Hodnota horní regulační meze $USL = 13,49$ dle rovnice (2.18),

Hodnota dolní regulační meze $LSL = 12,32$ dle rovnice (2.19).

Nové hodnoty diagramu pro rozpětí

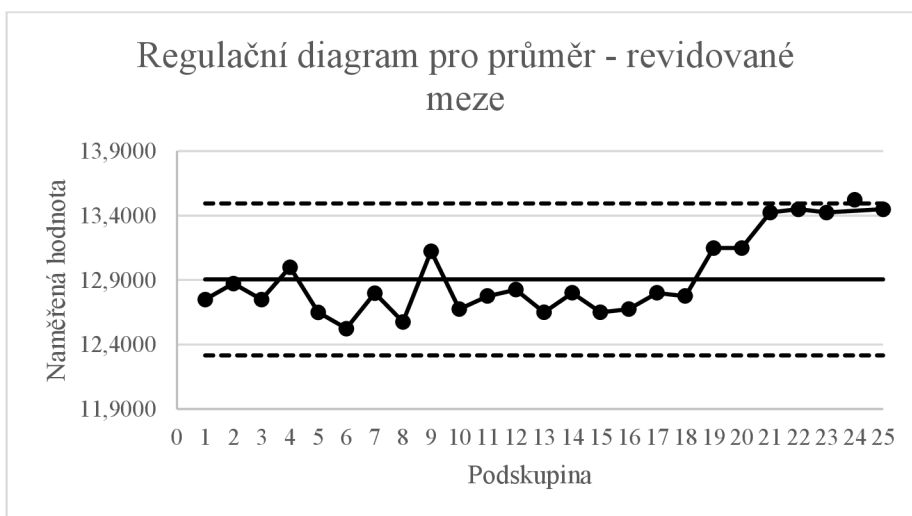
Centrální přímkka má hodnotu $CL(\bar{R}) = 0,8$ viz příloha D,

Hodnota horní regulační meze $UCL = 1,83$ dle rovnice (5.5),

Hodnota dolní regulační meze $LSL = 0$ dle rovnice (5.6).

Konstrukce diagramů s revidovanými mezemi

Po výpočtu nových hodnot je možné zkonstruovat diagram pro průměr, viz. Graf 5.3 a diagram pro rozpětí, viz Graf 5.4.

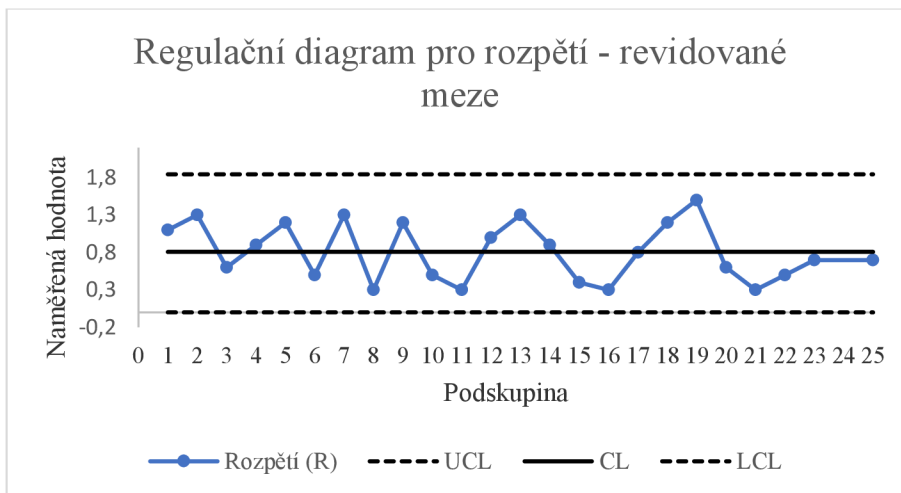


Graf 5.3 Regulační diagram pro průměr

Zdroj: vlastní zpracování

Analýza diagramu pro průměr

Po odstranění podskupiny 24, viz Graf 5.3, už se v procesu prozatím nevyskytuje zvláštní příčina, proces je statisticky zvládnutý.



Graf 5.4 Regulační diagram pro rozpětí

Zdroj: vlastní zpracování.

Analýza diagramu pro rozpětí

Proces je zvládnutý z hlediska okamžité variability, tj. všechny body v diagram pro rozpětí jsou uvnitř revidovaných mezí viz Graf 5.4. Nyní má smysl interpretovat diagram pro průměr.

Vyhodnocení statistické regulace

Na základě regulačních diagramů pro průměr a rozpětí ($\bar{X} - R$) je možné sledovaný proces prohlásit za statisticky stabilní a je možné hodnotit způsobilost procesu, viz kapitola 5.2. Pokud bychom obecně chtěli dodáhnout dalšího snížení variability procesu, je vhodné použít regulační diagram COSUM (diagram kumulativních součtů) nebo EWMA (diagram exponenciálně vázaných klouzavých průměrů). Tyto diagramy jsou citlivější na menší odchylky od cílové hodnoty avšak jejich aplikace je vhodnější v těch výrobních procesech, jejichž součástí je automatická kontrola každého vyrobené jednotky. [9]

5.2 Způsobilost procesu

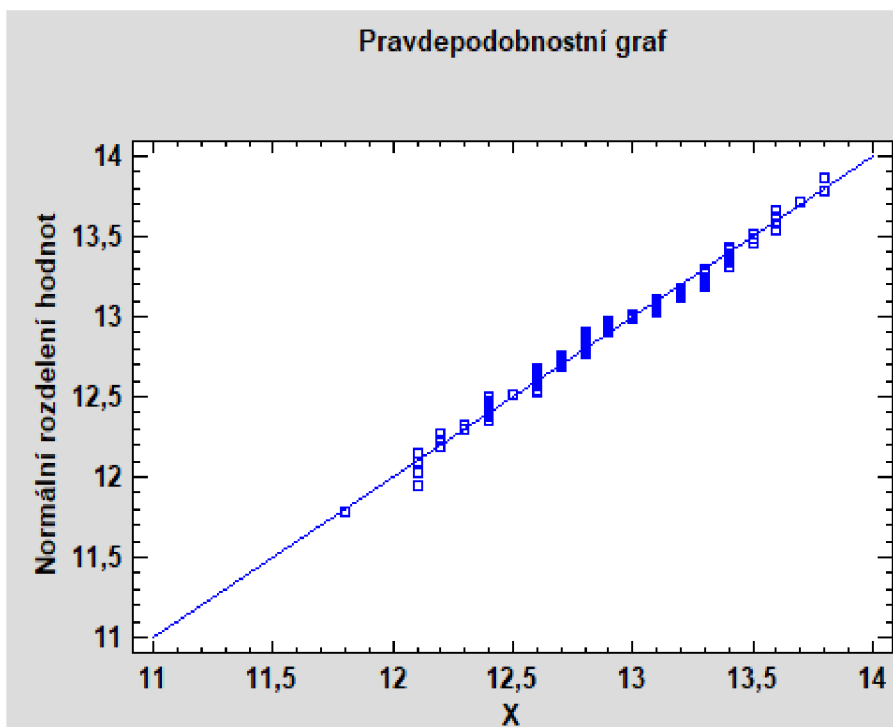
Předpokladem hodnocení způsobilosti je stabilita procesu. To, že je proces výroby rukojeti statisticky zvládnutý je dokázáno v kapitole 5.1.

Další skutečnost je ta, že v diplomové práci je uvažována variabilita procesu v určitém okamžiku. Proto se zabývám indexy způsobilosti nikoli výkonnosti. Ještě předtím je ale nutné ověřit další předpoklad, to, že sledovaný znak kvality (v tomto případě hmotnost rukojeti) je normálního rozdělení.

5.5.1 Ověření předpokladu normality

K rozhodování o platnosti předpokladu normality je použit pravděpodobnostní graf, viz Graf 5.5 a Shapirův-Wilkův test, viz Tab. 5.3.

Ověřování pomocí pravděpodobnostního grafu



Graf 5.5 Pravděpodobnostní graf

Zdroj: vlastní zpracování za použití Statgraphics.

Výsledky analýzy pravděpodobnostního grafu

Data splňují požadavek na normální rozdělení, jelikož se zobrazené body se nacházejí okolo přímky, viz Graf 5.5.

Ověření normality pomocí Shapiro-Wilkova testu

Tab. 5.3 Shapirův-Wilkův test

Test	Statistic	P-Value
Shapiro-Wilk W	0,984209	0,304406
<i>p</i> -hodnota	0,304406	

Zdroj: vlastní zpracování za pomoci Statgraphics.

Výsledky testu

Normalitu potvrdila také *p*-hodnota = 0,304406. Je větší než hladina významnosti $\alpha = 0,05$, což nezamítá nulovou hypotézu, že hodnoty sledovaného znaku pochází z normálního rozdělení s 95% jistotou.

5.5.2 Odhad indexů způsobilosti

K hodnocení způsobilosti jsou použity indexy C_p , viz kapitola 3.2 a C_{pk} , viz kapitola 3.3. Hodnoty parametrů směrodatné odchylky σ a střední hodnoty μ sledovaného znaku (hmotnost rukojeti) nejsou obvykle známy a je nutné je odhadnout.

Stanovení odhadu směrodatné odchylky σ (dle vzorce 3.1)

$$\hat{\sigma} = \frac{\bar{R}}{d_2} = \frac{0,8083}{2,059} = 0,392569,$$

kde \bar{R} ... průměrné rozpětí podskupin,

d_2 ... tabulková hodnota 2,059 pro $n = 4$ [11].

Nyní, když je znám odhad směrodatné odchylky σ , je možné odhadnout index způsobilosti C_p

Stanovení odhadu indexu způsobilosti procesu C_p

$$\hat{C}_p = \frac{USL - LSL}{6\hat{\sigma}} = \frac{13,5 - 12,35}{6 * 0,392569} = 0,48824,$$

kde USL ... horní předepsaná mezní hodnota, viz Tab. 5.1,

LSL ... dolní předepsaná mezní hodnota, viz Tab. 5.1,

$\hat{\sigma}$... odhad směrodatné odchylky hmotnosti rukojeti.

Interpretace odhadu indexu C_p

Stanovená hodnota odhadu indexu způsobilosti C_p (0,48824) je menší než 1, tudíž proces není způsobilý.

V dalším kroku je potřeba ověřit skutečnou polohu procesu. Tu popisuje index C_{pk} , který se zjistí pomocí výpočtů jednostranných indexů C_{pU} a C_{pL} . Střední hodnota μ sledovaného znaku je odhadnuta pomocí průměru z průměrů podskupin \bar{x} a platí tedy $\hat{\mu} = \bar{x} = 12,9052$.

Stanovení odhadu horního jednostranného indexu C_{pU} dle vzorce (3.5)

$$C_{pU}^{\wedge} = \frac{USL - \hat{\mu}}{3 * 0,392569} = \frac{13,5 - 12,9052}{3 * 0,392569} = 0,50505,$$

kde USL ... horní předepsaná mezní hodnota viz Tab. 5.1,

$\hat{\mu}$... odhad střední hodnoty hmotnosti rukojeti,

$\hat{\sigma}$... odhad směrodatné odchylky hmotnosti rukojeti..

Stanovení odhadu dolního jednostranného indexu C_{pL} dle vzorce (3.6)

$$C_{pL}^{\wedge} = \frac{\hat{\mu} - LSL}{3\hat{\sigma}} = \frac{12,9052 - 12,35}{6 * 0,392569} = 0,47143,$$

kde LSL ... dolní předepsaná mezní hodnota, viz Tab. 5.1.

Interpretace odhadu indexu C_p pomocí C_{pU} a C_{pL}

Platí vztah $C_{pL} < C_p < C_{pU}$, střední hodnota sledovaného znaku se nachází blíže dolní mezi. Proces je necentrováný.

Stanovení odhadu indexu způsobilosti procesu C_{pk} dle vzorce (3.7)

$$\hat{C}_{pk} = \min(\hat{C}_{pU}, \hat{C}_{pL}) = \hat{C}_{pU} = 0,44561.$$

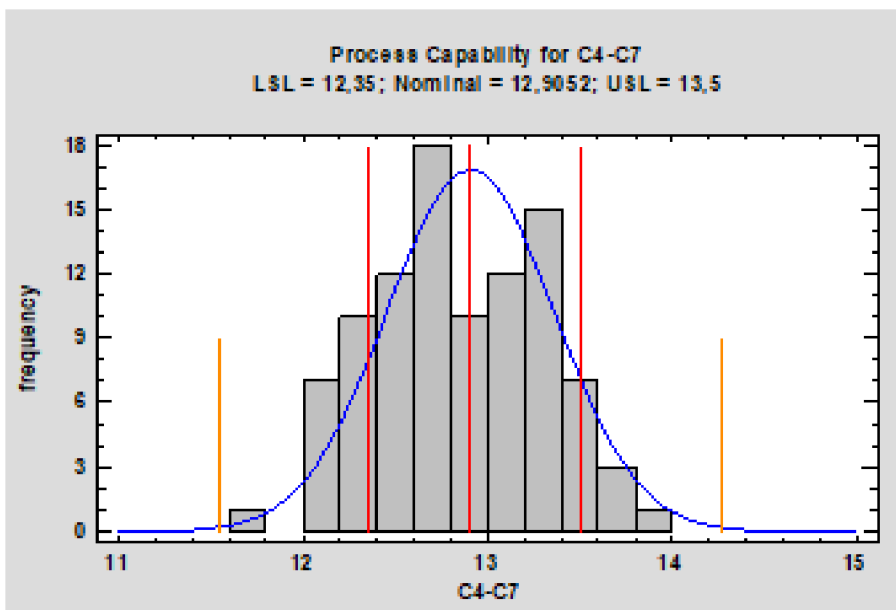
Využití tolerančního intervalu:

$$\frac{1}{\hat{C}_p} = \frac{1}{0,48824} = 2,04817.$$

Interpretace odhadnutých hodnot indexů způsobilosti

Výsledkem výpočtu je, že index způsobilosti C_{pk} (0,44561) má menší hodnotu než hodnota indexu způsobilosti procesu C_p (0,48824). Toleranční interval je využit ze 204,9 %.

Pro ověření správnosti výpočtů a pro lepší grafické znázornění zjištěných poznatků, je v Grafu 5.6 zobrazen výstup ze statistického programu Statgraphics. Proces je necentrováný, střední hodnota sledovaného znaku se nachází blíže dolní mezi. Tři svislé červené čáry představují mezní hodnoty spolu se střední hodnotou sledovaného znaku. Dvě oranžové čáry v Grafu 5.6 představují vzdálenosti $\pm 3\sigma$ od střední hodnoty. Tyto čáry by měly být uvnitř předepsaných mezních hodnot. Je zřejmé, že proces se jeví jako nezpůsobilý.



Graf 5.6 Znázornění způsobilosti procesu

Zdroj: vlastní zpracování za pomoci Statgraphics.

Z Grafu 5.6 lze také vyčíst, že existuje pravděpodobnost, že jsou nějaké výrobky mimo mezní hodnoty. Toto tvrzení dokazuje výstup pomocí programu Statgraphics, viz Tab. 5.4, konkrétně ukazatel DPM (Defects Per Milion), jehož hodnota představuje pravděpodobnost, že z milionu vyrobených kusů při budou některé kusy mimo toleranční meze. Pro krátkodobou variabilitu (okamžitá variabilita) nabývá DPM hodnoty 143524 a 205599 pro dlouhodobou variabilitu (výkonnost procesu), viz Tab. 5.4. To znamená, že 14,4 % vyrobených výrobků by při současném chování procesu při okamžité variabilitě je mimo toleranční meze. Z dlouhodobého hlediska by bylo 20,6 % výrobků mimo specifikaci. Tvrzení, že 14,4 % vyrobených výrobků bude při okamžité variabilitě mimo specifikaci je možné ověřit také pomocí výpočtu hustoty pravděpodobnosti.

Výpočet hustoty pravděpodobnosti

$$T = C_p^{\wedge} * 6\sigma = 0,48824 * 6\sigma = 2,9294\sigma .$$

$$P(Z) = 1 - [\Phi(1,46) - \Phi(-1,46)] = 1 - [0,92786 - 0,07214] = 0,14428. \quad (5.1)$$

V Tab. 5.4 jsou mimo jiné vypočteny hodnoty indexů výkonnosti P_p a P_{pk} . Tyto indexy se používají při existenci dlouhodobé variability v procesu.

Interprece výpočtu

Pravděpodobnost toho, že hodnota délky rukojeti bude ležet mimo toleranční meze (bude neshodným produktem) je **14,4%**, dle rovnice (5.1).

Tab. 5.4 Výstup z analýzy způsobilosti procesu

	<i>Short-Term Capability</i>	<i>Long-Term Performance</i>
Sigma	0,392585	0,453842
Cp/Pp	0,488216	0,42232
Cpk/Ppk	0,471412	0,407784
K		0,0000140103
DPM	143524,	205599,

Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Statgraphics.

5.3 Aplikace statistické regulace srovnáváním

V období dvaceti sedmi pracovních dnů (od 1. 8. 2019 do 6.9. 2019) byla v rámci výstupní kontroly výrobků zavedena stoprocentní statistická přejímka. I přesto, že je tento typ kontroly časově i finančně náročnější a vzniká větší riziko chyb, bylo nezbytné učinit tento krok. Důvodem byl zvyšující se počet reklamací ze strany odběratelů ohledně výskytu neshodných výrobků v dodávkách.

Hodnoty:

Celkový počet podskupin $k = 27$,

Celkový počet zkontrolovaných přepravek s výrobky za testované období $n_i = 2844$,

Celkový počet přepravek s neshodným výrobkem $d_i = 227$.

Podskupiny nemají stejný rozsah, a proto se sleduje podíl neshodných. Byl zvolen p -diagram. Rozdíly mezi rozsahy poskupin nejsou velké, viz příloha D, a proto by ke konstrukci býval stačil p -diagram s jednotnými mezemi. Tyto meze jsou však pouze přibližné, a proto volím p -diagram s proměnnými mezemi. Tento diagram zohledňuje skutečný rozsah podskupiny při výpočtu regulačních mezí.

Pro výpočet regulačních mezí je stěžejní hodnotou \bar{p} , představující podíl přepravek s neshodnými výrobky a je vypočítán dle vzorce (2.34).

$$\bar{p} = \frac{\sum_{i=1}^k d_i}{\sum_{i=1}^k n_i} = \frac{227}{2844} = 0,079817159,$$

kde d_i ... počet přepravek s neshodnými výrobky ve,

n_i ... počet kontrolovaných přepravek.

Hodnota 0,079817159 je zároveň hodnotou pro centrální přímkou p -diagramu ,

po zaokrouhlení je $CL = 0,08$.

Výpočet horní regulační meze p-diagramu pro podskupinu 1

$$UCL_1 = \bar{p} + 3 * \sqrt{\frac{\bar{p}(1-\bar{p})}{n_1}} = 0,079817159 + 3 * \sqrt{\frac{1-0,079817159}{117}} = 0,154982 , \quad (2.35)$$

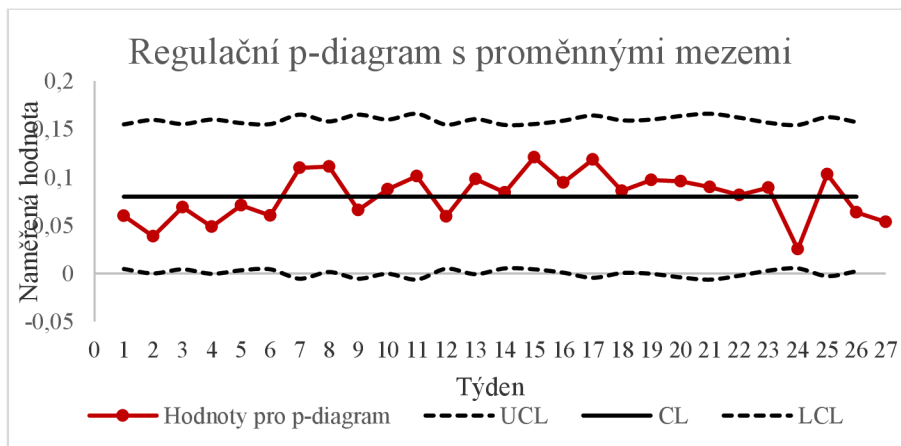
Výpočet dolní regulační meze p-diagramu pro podskupinu 1

$$LCL_1 = \bar{p} - 3 * \sqrt{\frac{\bar{p}(1-\bar{p})}{n_1}} = 0,079817159 - 3 * \sqrt{\frac{1-0,079817159}{117}} = 0,004653 , \quad (2.36)$$

kde n_i ... rozsah podskupiny,

\bar{p} ... průměrný podíl neshodných v podskupině.

Hodnoty horních a dolních regulačních mezí pro všechny podskupiny jsou uvedeny v příloze D.



Graf 5.7 p-diagram s proměnnými mezemi

Zdroj: vlastní zpracování za pomoci MS Excel.

Na Grafu 5.7 je p-diagram s proměnnými mezemi. Pro každou podskupinu byla vypočítána dolní a horní regulační mez, viz příloha D. U řešeného problému přepravky s neshodnými výrobky by tedy opravdu býval stačil p-diagram s jednotnými mezemi, protože všechny vynášené body leží blízko centrální přímky. Doporučuje se však využít přesnější proměnné meze, které zohledňují skutečný rozsah podskupin. Vynášenou hodnotou v p-diagramu je podíl přepravky s neshodnými výrobky v rozmezí 1-27 dnů.

Závěr aplikování statistické regulace srovnáváním

Nejvyšší podíl přepravek s neshodnými výrobky je v osmém, patnáctém, sedmáctém dni, viz Graf 5.7. Bylo zjištěno, že v těchto dnech došlo k výpadku zaměstnanců kontroly, pracující pro externí firmu, aniž by to manažer výroby nahlásil. Výrobky nebyly kontrolovány a byly posílány rovnou na sklad výrobků.

Ideální stav by byla hodnota podílu 0, tedy nula přepravek s neshodnými výrobky. I když všechny body leží uvnitř proměnlivých mezí, je nutné současný stav výrobního procesu a kontroly hotových výrobků řešit. Je nepřipustné, aby nebyly neshodné výrobky, v tomto případě rukojeti nebyly identifikovány, odstraněny a nebyla přijata nápravná opatření. Návrh na řešení v podobě zavedení výběrové kontroly je možný pouze tehdy, pokud podnik projde reorganizací a management kvality bude plnit svou funkci. Přesto je toto řešení navrhováno v kapitole 6.2.

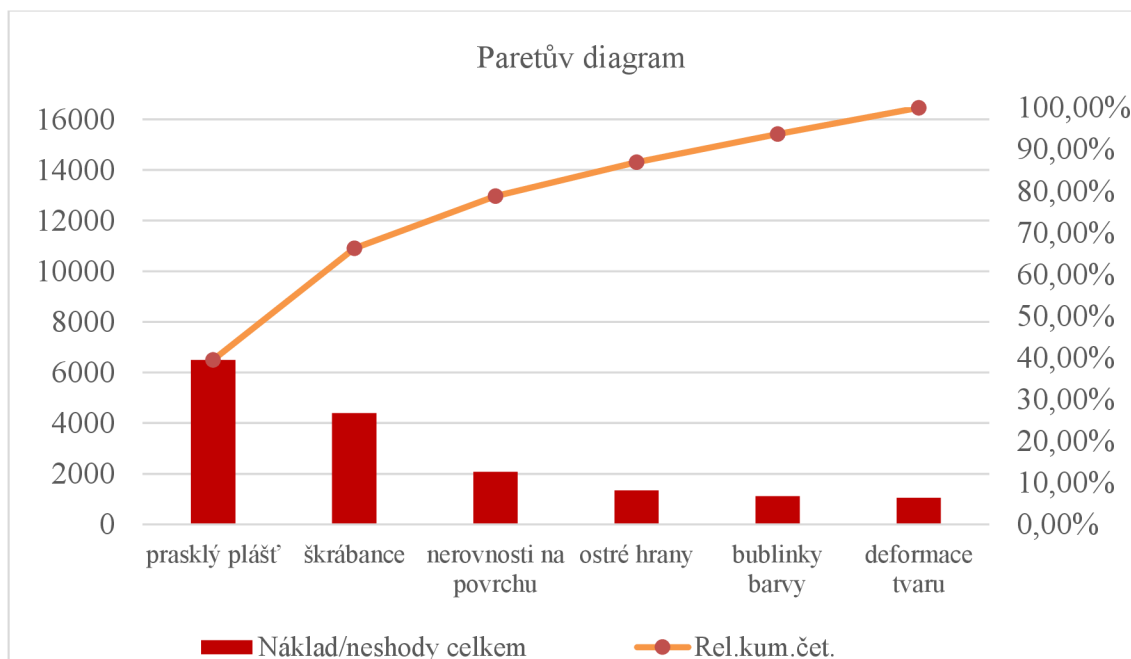
5.4 Paretova analýza

Vedení podniku si nechalo zhotovit analýzu, která vyhodnotila příčiny zmetkovitosti výrobků. Chtěli by dosáhnout aspoň šedesátiprocentní úspory nákladů. Nejčastější příčiny neshodných výrobků, jejich četnost a nákladovost jsou zpracovány v Tab. 5.5. Na základě těchto údajů byl zkonstruován Paretův diagram, viz Graf 5.8.

Tab. 5.5 Hodnoty nákladů pro konstrukci Paretova diagramu

Typ neshody	Četnost	Kum. náklady	Rel. kum.v %
prasklý plášť	13	6500	39,49
škrábance	88	10900	66,22
nerovnosti na povrchu	109	12971	78,8
ostré hrany	446	14309	86,93
bublinky barvy	74	15419	93,68
deformace tvaru	208	16459	100

Zdroj: vlastní zpracování za pomoci MS Excel.



Graf 5.8 Paretův diagram pro neshody v procesu výroby rukojeti

Zdroj: vlastní zpracování za pomoci Microsoft Excel.

Výsledky Paretovy analýzy

Největší náklady na odstranění neshod je na položky " Prasklý plášť" a "Škrábance“, viz Graf 5.8. Odstraněním těchto typů závad by došlo ke snížení nákladů o 66,22 %. To může být opět možné po reorganizaci, nastolení kontrolních procesů, statistických metod, zlepšování kvality.

5.5 Shrnutí analýz v podniku

Analýza výrobního procesu v podniku je zhodnocena pomocí vybraného výrobku plastové rukojeti. Sledovaným znakem kvality je hmotnost rukojeti v gramech. Kapitola 5.1 analyzuje výrobní proces rukojeti pomocí statistické regulace procesu měřením. Je zvolena dvojice diagramu pro průměr a rozpětí. Z výsledků měření bylo sestaveno 27 podskupin o rozsahu 4 kusy. Diagram pro průměr, viz Graf 5.1, identifikoval dvacátou čtvrtou podskupinu jako vymezenou příčinu. Když byla tato skutečnost potvrzena diagramem pro rozpětí, viz Graf 5.2, hledala se příčina tohoto jevu. Výrobky pro tuto podskupinu byly nasbírány 3.6.2019 v 21:10 odpolední směnou, viz příloha A. Podle kamerového záznamu bylo zjištěno, že se seřizovač stroje nenacházel v inkriminovanou dobu na pracovišti. Objevil se až v 21.30, kdy

doplnil materiál, potřebný pro výrobu rukojeti. V tomto časovém úseku byla vyrobena dávka neshodných výrobků.

Dvacátá čtvrtá podskupina byla odstraněna. Hodnoty $\bar{\bar{x}}$, $\bar{\bar{R}}$, CL , USL , LSL byly přepočítány, zkušební meze byly revidovány, viz Graf 5.3 a Graf 5.4. Proces byl označen jako statisticky zvládnutý.

Analýza způsobilosti procesu prokázala, že proces výroby rukojeti není způsobilý. Dokazuje to index způsobilosti C_p , jehož odhad nabývá hodnoty 0,48. Při této hodnotě indexu \hat{C}_p je podíl neshodných 143524 ppm. Tedy 14,4 % vyrobených výrobků je při současném chování procesu při okamžité variabilitě mimo toleranční meze.

Analýza způsobilosti procesu jen prokázala, že podnik se dlouhodobě potýká s kvalitou výrobků, což bylo prokázáno ve výrobním procesu rukojeti. Jedno z možných řešení této skutečnosti je popsáno v kapitole 6.1.

V kapitole 5.3 je použita statistická regulace srovnáváním na proces interní kontroly přepravek v časovém období dvaceti sedmi dnů, kdy byla uplatněna sto procentní přejímka. Bylo prokázáno, že nejvyšší podíl přepravek s neshodnými produkty je v osmém, patnáctém a sedmáctém dni kontroly, viz Graf 5.7. Bylo zjištěno, že v těchto dnech nebyly kontrolovány výrobky na výstupu externí firmou z důvodu absence jejich zaměstnanců. Tento problem se ukázal jako hlubší. Kontrola prokázala vysoké procento přepravek s neshodnými výrobky i v ostatních dnech. Vyšlo najevo, že manažer výroby věděl o nedostatku zaměstnanců na kontrole, ale problem neřešil.

Vedení podniku si navíc nechalo zhotovit analýzu, která vyhodnotila nejnákladnější typy neshody u plastové rukojeti, viz Graf 5.8. Patří mezi ně prasklý plášť a škrábance na rukojeti. Odstraněním těchto dvou typů neshod by došlo k úspoře nákladů o 66 procent.

6 Návrhy řešení vedoucí k eliminaci neshodných produktů

Obecná doporučení

Navrhují reorganizaci oddělení nákupu, výroby a kvality. Dále je nutné postupně dokoupit modernější výrobní stroje, které zajistí menší procento neshodných výrobků, dále je nutné přijmout schopný personál k obsluze strojů, provozovat pravidelnou kontrolu a údržbu strojů, zajistit kvalitní materiál pro výrobu, vytvořit kontrolní oddělení s kmenovými zaměstnanci.

V oblasti výrobního sféry je nutné pravidelně analyzovat a vyhodnocovat výrobní proces pomocí statistických softwarových podpor a přijímat opatření vedoucí k eliminaci neshodných výrobků.

V oblasti jakosti je nutné neustálé zlepšování kontrolních procesů, navazování dlouhodobých vztahů s odběrateli, plnění požadavků zákazníků.

Konkrétní doporučení

Návrh na změnu tolerančních mezí je možný pouze tehdy, pokud se vyplní výše zmíněné požadavky. Pokud budou stroje vyrábět přesné a kvalitní výrobky, je možné uskutečnit návrh, viz kapitola 6.1.

6.1 Návrh na změnu tolerančních mezí

Z výsledků analýzy způsobilosti procesu plyne, že toleranční meze $USL = 13,5$ a $LSL = 12,35$ jsou daleko od sebe. Odhad indexu způsobilosti C_p nabývá hodnoty 0,48824, což je velmi nízká hodnota a proces není způsobilý. Průměrné rozpětí poskupin \bar{R} má v této situaci hodnotu 0,8083.

Pokud bude návrh nákupu nového stroje a důslednější kontrola procesů realizována, budou se vyrábět rukojeti v předepsaných mezích.

Čistě teoreticky, pokud by se snížila hodnota průměrného rozpětí podskupin na hodnotu $\bar{R} = 0,2$ zmenšila by se hodnota směrodatné odchylky na hodnotu 0,09713, viz vzorec (3.1). Pokud by se zmenšil rozdíl mezi horní a dolní toleranční mezí $USL - LSL$ ze současné hodnoty 1,15 mm na hodnotu 0,7 mm, změnila by se hodnota indexu

způsobilosti \hat{C}_p na 1,2, viz vzorec (3.3). Při této hodnotě \hat{C}_p by byl proces podmíněně způsobilý. Tato úvaha je shrnuta v Tab. 6.1.

Tab. 6.1 Změna tolerančních mezí pro rukojeť

	Toleranční meze v mm		Vzdálenosti tolerančních mezí		C_p
	LSL	USL	v mm	ve směrodatných odchylnkách	
hmotnost rukojeti					
před změnou	12,35	13,5	1,15	2,8	0,49
po změně	12,575	13,275	0,7	7,21	1,2

Zdroj: vlastní zpracování.

6.2 Návrh na statistickou přejímku srovnáváním, jedním výběrem, dávky v sérii

Pokud projde podnik reorganizací je reálné, aby od 2. poloviny 2020 byla zavedena v rámci interní výstupní kontroly statistická přejímka jedním výběrem. Nejprve v režimu zpřísněné kontroly a po splnění požadavků norem v režimu normální kontroly.

Návrh možné podoby přejímky pro normální kontrolu

Při výběru plánu pro přejímku o rozsahu 3000 kusů přicházejících v sérii se musí zvolit vhodná hodnota AQL , a to podle podílu neshodných výrobků v dávce (možná hodnota 2,3 %) a plánem je pravděpodobnost přijetí dávek alespoň 90%.

Určení kódového písmena a AQL

Podle hodnoty rozsahu dávky $N = 3000$ a zvolené obecné kontrolní úrovně II. (normální kontrola) je z tabulky určeno kódové písmeno rozsahu výběru K, viz Tab.4.1 Na základě hodnoty pravděpodobnosti přijetí dávky $P_a = 90\%$ a hodnota podílu neshodných výrobků $p = 2,3\%$ je určena hodnota přípustné meze jakosti $AQL = 1,5$.

Určení n a A_c

Kódové písmeno K a hodnota přípustné meze jakosti $AQL = 1,5$ určí z přijímacího plánu jedním výběrem pro normální kontrolu, viz Tab. 4.2 , rozsah výběru $n = 125$ přijímací číslo $A_c = 5$.

Proces kontroly a zacházení se zamítnutou dávkou

Z dávky se vybírá 125 kusů výrobků a pokud je mezi nimi maximálně pět kusů neshodných výrobků nebo méně, dávka se přijme. V opačném případě se dávka zamítne. Zamítnutá dávka je podrobena stoprocentní kontrole a neshodné výrobky jsou nahrazeny shodnými.

Je nutné neustále zlepšovat výrobní proces a snižovat podíl neshodných výrobků. Návrh zavedení statistické přejímky počítá do budoucna s přechodem z normální kontroly na zmírněnou.

Závěr

Cílem této práce bylo analyzovat výrobní proces plastové rukojeti a navrhnout řešení. Proces výroby byl vyhodnocen statistickou metotou statistickou regulací procesu pomocí regulačního diagramu pro průměr a rozpětí. Dále byl výrobní proces vyhodnocen z hlediska způsobilosti. Proces interní kontroly byl analyzován statistickou regulací srovnáváním, konkrétně byl by využit p -diagram, kde byl vynášeným znakem podíl neshodných jednotek. Byla provedena Paretova analýza, jejímž kritériem byly náklady na typy neshod při výrobě rukojeti. Byla navrhuta řešení ve formě reorganizace podniku, nákupem nových zařízení. Následně by mohla být aplikována již konkrétní řešení, a to zvětšení intervalu možných hmotností v gramech vyrobených rukojetí. Původní interval byl nevhodně malý, a navíc díky zastaralým strojům se vyrábělo velké množství zmetků. Díky zvětšení intervalu by spadalo více vyrobených rukojetí do předepsaných mezí a zmenšil by se také podíl (ppm) neshodných výrobků. Po výpočtu indexů způsobilosti by vyšlo najevo, že proces by byl podmíněně způsobilý. Na základě Paretovy analýzy by se mohlo oddělení výroby zaměřit na ty typy neshod při výrobě rukojeti, jež jsou nejnákladnější. Mohla by být přijata nápravná opatření v podobě odstranění příčin vysoce nákladových typů neshod.

Další řešení by mohlo být aplikováno v oblasti kontroly výrobků. Stoprocentní přejímka je časově, finančně i fyzicky velice náročná. Je v zájmu podniku zlepšovat kontrolní procesy a zavést výběrovou kontrolu, tedy statistickou přejímku srovnáváním. Zprvu by tato kontrola probíhala v režimu zpřísněné kontroly a do budoucna by mohla být již v režimu normální kontroly.

Seznam zdrojů

- [1] Norma ČSN EN ISO 9000. *Systémy managementu kvality-Základní principy a slovník*. Praha: ČNI. Duben 2006.
- [2] Quality Glossary. *Quality Progress*, 2007, June, s.39-59. (ISSN 0033-524X).
- [3] NENADÁL Jaroslav a kol. *Moderní management jakosti*. Praha: Management Press, 2011. ISBN 978-80-7261-186-7.
- [4] BECKOVÁ, Monika. *Revize ISO 9001:2015: jak aktualizovat stávající systém managementu kvality?* Praha: Verlag Dashöfer, 2016. ISBN 978-80-87963-22-7.
- [5] MONTGOMERY, Douglas C. *Introduction to statistical quality control*. New York: Wiley & Sons, 2009. ISBN 978-0470-16992-6.
- [6] ČSN ISO/TR 10017 (010336). *Návod k aplikaci statistických metod v ISO 9001:2000*.
- [7] JAROŠOVÁ, Eva. *Metody řízení jakosti pro kombinovanou formu studia*. Mladá Boleslav: ŠKODA AUTO a.s. Vysoká škola, 2011. ISBN 978-80-87042-37-3.
- [8] KUPKA, Karel. *Statistické řízení jakosti*. Pardubice: TriloByte, 2001. ISBN 80-238-8293-7.
- [9] TOŠENOVSKÝ, Josef a Darja NOSKIEVIČOVÁ. *Statistické metody pro zlepšování jakosti*. Ostrava: Montanex, 2000. ISBN 80-722-5040-X.
- [10] HŮLOVÁ, Marie a Eva JAROŠOVÁ. *Statistické metody v managementu kvality, environmentu a bezpečnosti*. Praha: Oeconomica, 2004. ISBN 80-245-0691-2.
- [11] ČSN ISO 7870-2 (010272) . *Regulační diagramy - Část 2: Shewhartovy regulační diagramy*.
- [12] JAROŠOVÁ, Eva a Darja NOSKIEVIČOVÁ. *Pokročilejší metody statistické regulace procesu*. Praha: Grada, 2015. ISBN 978-80-247-5355-3.
- [13] KLŮFA, Jindřich. *Statistická přejímací kontrola jakosti*. Praha: Vysoká škola ekonomická, 1993. ISBN 80-7079-435-6.
- [14] TŮMOVÁ, Olga a Dušan PIRICH. *Nástroje řízení jakosti a základy technické diagnostiky*. Plzeň: Západočeská univerzita v Plzni, 2003. ISBN 80-7043-247-0.
- [15] ČSN ISO 2859-1 (010261) *Statistické přejímky srovnáváním – Část 1: Přejímací plány AQL pro kontrolu každé dávky v sérii*.

Seznam grafických objektů

Seznam grafů

Graf 5.1	Regulační diagram pro průměr	54
Graf 5.2	Regulační diagram pro rozpětí	54
Graf 5.3	Regulační diagram pro průměr	56
Graf 5.4	Regulační diagram pro rozpětí	57
Graf 5.5	Pravděpodobnostní graf	58
Graf 5.6	Znázornění způsobilosti procesu	61
Graf 5.7	p -diagram s proměnnými mezemi	64
Graf 5.8	Paretův diagram pro neshody v procesu výroby rukojeti	66

Seznam obrázků

Obr. 4.1	Operativní charakteristika úřejímacího plánu založeného na AQL pro α a LQ pro β	47
Obr. 5.1	Plastová rukojeť - analyzovaný objekt	51

Seznam schémat

Schéma 2.1	Schéma postupu výběru vhodného regulačního diagramu	20
Schéma 2.2	Proces typu A1	23
Schéma 4.1	Schéma přejímky jedním výběrem	50

Seznam tabulek

Tab. 1.1	Historické milníky managementu jakosti 20. století	13
----------	--	----

Tab. 1.2	Zařazení nástrojů managentu jakosti do fází cyklu DMAIC	16
Tab. 3.1	Hodnota indexu C_p v závislosti na podílu neshodných	40
Tab. 4.1	Kódová písmena rozsahu výběru	48
Tab. 4.2	Přejímací plány jedním výběrem pro normální kontrolu	49
Tab. 5.1	Mezní hodnoty a střední hodnota rukojeti	51
Tab. 5.2	Ukázka naměřených hodnot u prvních pěti podskupin	52
Tab. 5.3	Shapirův-Wilkův test	59
Tab. 5.4	Výstup z analýzy způsobilosti procesu	62
Tab. 5.5	Hodnoty nákladů pro konstrukci Paretova diagramu	65
Tab. 6.1	Změna tolerančních mezí pro rukojeť	69

Seznam zkratek

α	riziko dodavatele
α	riziko falešného signálu
AC	arbitrážní křivka
Ac	přejímací číslo
AOQ	průměrná výstupní jakost (Average Outgoing Quality)
AQL	přípustná mez kvality (Acceptable Quality Limit)
ARL	průměrná doba přeběhu
$ARL(0)$	hodnota ARL při nezměněných parametrech
$ARL(\delta)$	průměrný počet výběrů mezi okamžikem vzniku odchylky o normované velikosti δ a okamžikem jejího odhalení v regulačním diagramu
β	riziko chybějícího signálu
β	riziko odběratele
\bar{c}	průměrný počet neshod podskupin
c_i	počet neshod i-té podskupiny
CL	centrální přímka (Central Line)
C^p	odhad indexu způsobilosti C_p
C^{pk}	odhad indexu způsobilosti C_{pk}
C^{pL}	odhad dolního jednostranného indexu způsobilosti $C_{p,Lower}$
C^{pU}	odhad horního jednostranného indexu způsobilosti $C_{p,Upper}$
CUSUM	regulační diagram pro kumulativní součty
CWQC	Company Wide Quality Control

d_i	počet neshodných v i-té podskupině
DMAIC	Define-Measure-Analyze-Improve-Control
EWMA	diagram exponenciálně vážených klouzavých průměrů
F(x)	distribuční funkce
Φ	distribuční funkce normovaného normálního rozdělení
i	číslo hodnoty
ISO	International Organization of Standardization
j	číslo podskupiny
k	počet podskupin
LCL	dolní regulační mez (Lower Control Limit)
LSL	dolní toleranční mez (Lower Specification Limit)
LQ	mezní kvalita (Limited Quality)
μ	střední hodnota veličiny
mm	milimetr
MR_i	klouzavé rozpětí i-té hodnoty
\overline{MR}	průměr klouzavých rozpětí
n	rozsah souboru, podskupin
n_i	rozsah i-té podskupiny
σ	směrodatná odchylka veličiny
$\hat{\sigma}$	odhad směrodatné odchylky
p	podíl neshodných
\bar{p}	průměrný podíl ve skupině
P_a	pravděpodobnost přijetí
PDCA	plan-do-check-act

ppm	milióntina (parts per million)
R	rozpětí podskupiny
\bar{R}	průměrné rozpětí podskupin
Re	zamítací číslo
δ	normovaná velikost
\bar{s}	průměrná výběrová směrodatná odchylka
s_j	výběrová směrodatná odchylka j-té podskupiny
Six Sigma	metodologie, založená na vzdálenosti střední hodnoty sledovaného znaku alespoň šest směrodatných odchylek od tolerančních mezí.
SPC	Statistická regulace procesu (Statistical Process Control)
TQM	Total Quality Management
\bar{u}	průměrný počet neshod na jednotku
UCL	horní regulační mez (Upper Control Limit)
USL	horní toleranční mez (Upper Specification Limit)
\bar{x}	průměr sledovaného znaku
$\bar{\bar{x}}$	průměrná hodnota procesu
x_i	hodnota i-té hodnoty
x_{i-1}	hodnota předchozí hodnoty
x_{ij}	i-tá hodnota v j-té podskupiny
\bar{x}_j	průměr j-té podskupiny

Seznam příloh

Příloha A	Původní hodnoty pro výpočet hodnot regulace měřením
Příloha B	Původní hodnoty pro konstrukci diagramů pro průměr a rozpětí
Příloha C	Nové hodnoty pro regulaci měřením
Příloha D	Nové hodnoty pro konstrukci diagramů pro průměr a rozpětí
Příloha E	Hodnoty pro regulaci srovnáváním
Příloha F	Hodnoty pro konstrukci p-diagramu s proměnlivými mezemi a standardizovaného diagramu
Příloha G	Hodnoty pro Paretův diagram

Původní hodnoty pro výpočet hodnot regulace měření

Datum	Čas	Směna	Podskupina	Měření				\bar{x}	R
				x_1	x_2	x_3	x_4		
03.06.2019	6:40	A	1	12,6	13,2	13,1	12,1	12,75	1,1
03.06.2019	7:15	A	2	13,3	12,7	13,4	12,1	12,875	1,3
03.06.2019	7:55	A	3	12,8	13	12,8	12,4	12,75	0,6
03.06.2019	8:25	A	4	12,4	13,3	13,1	13,2	13	0,9
03.06.2019	8:55	A	5	13	12,1	12,2	13,3	12,65	1,2
03.06.2019	9:30	A	6	12,2	12,7	12,6	12,6	12,525	0,5
03.06.2019	10:10	A	7	12,1	12,7	13,4	13	12,8	1,3
03.06.2019	10:45	A	8	12,6	12,4	12,6	12,7	12,575	0,3
03.06.2019	11:20	A	9	13,6	13	12,4	13,5	13,125	1,2
03.06.2019	11:55	A	10	12,4	12,6	12,9	12,8	12,675	0,5
03.06.2019	12:25	A	11	12,6	12,8	12,8	12,9	12,775	0,3
03.06.2019	13:00	A	12	12,3	13,1	13,3	12,6	12,825	1
03.06.2019	13:30	A/B	13	13,1	11,8	12,8	12,9	12,65	1,3
03.06.2019	14:10	B	14	12,9	13,3	12,4	12,6	12,8	0,9
03.06.2019	14:50	B	15	12,6	12,8	12,8	12,4	12,65	0,4
03.06.2019	15:30	B	16	12,8	12,6	12,8	12,5	12,675	0,3
03.06.2019	16:10	B	17	13,1	12,3	12,9	12,9	12,8	0,8
03.06.2019	16:55	B	18	12,8	13,4	12,2	12,7	12,775	1,2
03.06.2019	17:40	B	19	13,9	13,6	12,4	12,7	13,15	1,5
03.06.2019	18:25	B	20	13,2	13,2	13,4	12,8	13,15	0,6
03.06.2019	19:10	B	21	13,4	13,3	13,6	13,4	13,425	0,3
03.06.2019	19:50	B	22	13,2	13,5	13,4	13,7	13,45	0,5
03.06.2019	20:35	B	23	13,1	13,3	13,8	13,5	13,425	0,7
03.06.2019	21:10	B	24	13,7	13,6	13,3	13,5	13,525	0,4
03.06.2019	21:40	B	25	13,6	13,8	13,3	13,1	13,45	0,7
								12,93	0,792

Příloha C

Nové hodnoty pro regulaci měření

Podskupina	x1	x2	x3	x4	Průměr (x)	Rozpětí (R)
1	12,6	13,2	13,1	12,1	12,75	1,1
2	13,3	12,7	13,4	12,1	12,875	1,3
3	12,8	13	12,8	12,4	12,75	0,6
4	12,4	13,3	13,1	13,2	13	0,9
5	13	12,1	12,2	13,3	12,65	1,2
6	12,2	12,7	12,6	12,6	12,525	0,5
7	12,1	12,7	13,4	13	12,8	1,3
8	12,6	12,4	12,6	12,7	12,575	0,3
9	13,6	13	12,4	13,5	13,125	1,2
10	12,4	12,6	12,9	12,8	12,675	0,5
11	12,6	12,8	12,8	12,9	12,775	0,3
12	12,3	13,1	13,3	12,6	12,825	1
13	13,1	11,8	12,8	12,9	12,65	1,3
14	12,9	13,3	12,4	12,6	12,8	0,9
15	12,6	12,8	12,8	12,4	12,65	0,4
16	12,8	12,6	12,8	12,5	12,675	0,3
17	13,1	12,3	12,9	12,9	12,8	0,8
18	12,8	13,4	12,2	12,7	12,775	1,2
19	13,9	13,6	12,4	12,7	13,15	1,5
20	13,2	13,2	13,4	12,8	13,15	0,6
21	13,4	13,3	13,6	13,4	13,425	0,3
22	13,2	13,5	13,4	13,7	13,45	0,5
23	13,1	13,3	13,8	13,5	13,425	0,7
25	13,6	13,8	13,3	13,1	13,45	0,7
					12,9052	0,8083

Příloha E

Hodnoty pro regulaci srovnáváním

den	počet přepravek	počet přepravek s neshodným výrobkem	Testování vhodnosti mezi		Vynášené hodnoty pro p-diagram
1	117	7	0,110759494	0,1107595	0,0598291
2	104	4	-0,01265823	0,0126582	0,0384615
3	116	8	0,101265823	0,1012658	0,0689655
4	103	5	-0,0221519	0,0221519	0,0485437
5	113	8	0,07278481	0,0727848	0,0707965
6	116	7	0,101265823	0,1012658	0,0603448
7	91	10	-0,13607595	0,136076	0,1098901
8	108	12	-0,13607595	0,136076	0,1111111
9	91	6	-0,0221519	0,0221519	0,0659341
10	103	9	-0,15506329	0,1550633	0,0873786
11	89	9	0,120253165	0,1202532	0,1011236
12	118	7	0,120253165	0,1202532	0,059322
13	102	10	-0,03164557	0,0316456	0,0980392
14	119	10	0,129746835	0,1297468	0,0840336
15	116	14	0,101265823	0,1012658	0,1206897
16	106	10	0,006329114	0,0063291	0,0943396
17	93	11	-0,11708861	0,1170886	0,1182796
18	105	9	-0,00316456	0,0031646	0,0857143
19	103	10	-0,0221519	0,0221519	0,0970874
20	94	9	-0,10759494	0,1075949	0,0957447
21	89	8	-0,15506329	0,1550633	0,0898876
22	98	8	-0,06962025	0,0696203	0,0816327
23	112	10	0,063291139	0,0632911	0,0892857
24	119	3	0,129746835	0,1297468	0,0252101
25	97	10	-0,07911392	0,0791139	0,1030928
26	110	7	0,044303797	0,0443038	0,0636364
27	112	6	0,063291139	0,0632911	0,0535714

Příloha F

Hodnoty pro konstrukci p-diagramu s proměnlivými mezemi a standardizovaného diagramu

Regulační meze p-diagram			Regulační meze standardizovaného p-diagramu		
UCL _p	CL _p	LCL _p	UCL _s	CL _s	LCL _s
0,154982	0,079817	0,004653	3	0	-3
0,159541	0,079817	9,30E-05	3	0	-3
0,155305	0,079817	0,004329	3	0	-3
0,159927	0,079817	-0,000293	3	0	-3
0,156301	0,079817	0,003334	3	0	-3
0,155305	0,079817	0,004329	3	0	-3
0,165046	0,079817	-0,005412	3	0	-3
0,158051	0,079817	0,001583	3	0	-3
0,165046	0,079817	-0,005412	3	0	-3
0,159927	0,079817	-0,000293	3	0	-3
0,165998	0,079817	-0,006364	3	0	-3
0,154663	0,079817	0,004972	3	0	-3
0,160319	0,079817	-0,000685	3	0	-3
0,154347	0,079817	0,005287	3	0	-3
0,155305	0,079817	0,004329	3	0	-3
0,158786	0,079817	0,000849	3	0	-3
0,164124	0,079817	-0,004490	3	0	-3
0,159161	0,079817	0,000474	3	0	-3
0,159927	0,079817	-0,000293	3	0	-3
0,163675	0,079817	-0,004040	3	0	-3
0,165998	0,079817	-0,006364	3	0	-3
0,161946	0,079817	-0,002311	3	0	-3
0,156641	0,079817	0,002993	3	0	-3
0,154347	0,079817	0,005287	3	0	-3
0,162368	0,079817	-0,002734	3	0	-3
0,157337	0,079817	0,002298	3	0	-3

Hodnoty pro Paretův diagram

Typ neshody	Četnost neshod	Jedn. náklady	Náklady/neshody celkem	Kum. náklady	Rel. kum. v %
prasklý plášť	13	500	6500	6500	39,49
škrábance	88	50	4400	10900	66,22
nerovnosti na povrchu	109	19	2071	12971	78,8
ostré hrany	446	3	1338	14309	86,93
bublinky barvy	74	15	1110	15419	93,67
deformace tvaru	208	5	1040	16459	100
		CELKEM	16459		

Autorka DP	Tereza Baudysová
Název DP	Statistická analýza a regulace výrobního procesu v podniku
Studijní obor	LRVP
Rok obhajoby DP	2021
Počet stran	63
Počet příloh	12
Vedoucí DP	Mgr. Martin Rohleder, Ph.D.
Anotace	Předmětem diplomové práce jsou některé statistické metody jako statistická regulace procesu, analýza způsobilosti procesu, statistická přejímka srovnáváním, metoda pro zjišťování příčin Paretova analýza a aplikace některých metod do praxe. První část práce zahrnuje teoretický základ metod, postupy, definování pojmů, využití vhodného typu diagramu, vyhodnocení indexů způsobilosti, regulačních diagramů, grafů. V druhé části jsou aplikovány některé statistické metody ve firmě.
Klíčová slova	management kvality, statistická regulace procesu, analýza způsobilosti procesu, statistická přejímka srovnáváním, Paretova analýza
Místo uložení	ITC (knihovna) Vysoké školy logistiky v Přerově
Signatura	