ŘEŠENÍ VÝKONNOSTI VÝROBNÍHO PROCESU PŘI NENORMÁLNĚ ROZDĚLENÝCH DATECH

RNDr. Jiří Michálek, CSc.

Centrum pro kvalitu a spolehlivost CQR
při Ústavu teorie informace a automatizace AVČR
e-mail: michalek@utia.cas.cz

Ing. Jan Král

ISQ PRAHA s.r.o., Pechlátova 19, 150 00 Praha 5,
tel./fax: 251 553 339; e-mail: kral.jan@isq.cz

Klíčová slova: ukazatele způsobilosti, ukazatele výkonnosti, nenormální rozdělení

1. Úvod

Hodnocení způsobilosti a výkonnosti výrobních procesů je prováděno především u dodavatelů do automobilového průmyslu, kde řada metod aplikované matematické statistiky již zdomácněla a je využívána v současné době pomocí široké palety softwarů domácích i zahraničních.

Bohužel ne vždy jsou výsledky získané statistickými metodami interpretovány správným způsobem a není tomu ani jinak u ukazatelů způsobilosti a výkonnosti. Celá řada softwarů na základě naměřených dat vrátí pouze odhady těchto ukazatelů, aniž by se mnohdy ověřily předpoklady pro jejich správné použití a rovněž závěry postavené pouze na hodnotách odhadů mohou znamenat nebezpečí pro odběratele ve větším počtu neshodných výrobků, nežli je požadováno a pro dodavatele to může znamenat naopak přísnější požadavky na přesnost výrobního procesu.

Východiskem pro tuto prezentaci jsou zkušenosti a poznatky autorů ze spolupráce s výrobními podniky v rámci Centra pro jakost a spolehlivost výroby, Konzultačního střediska statistických metod NIS-PK a kurzů věnovaných statistickým metodám pořádaných Českou společností pro jakost.

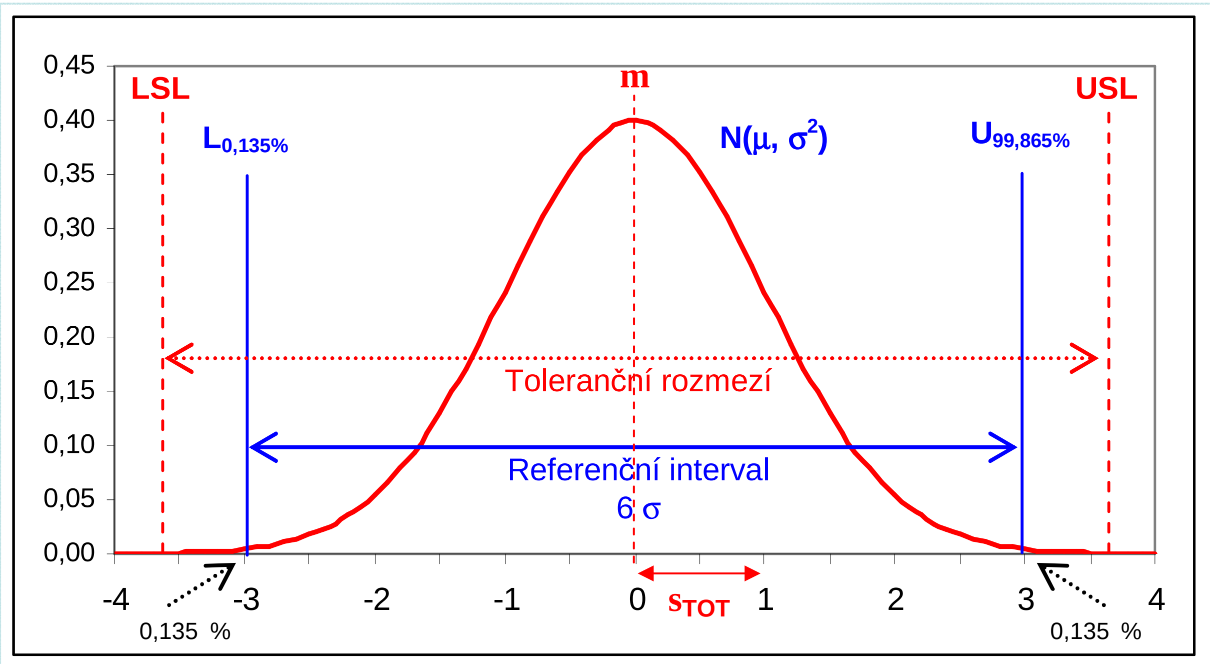
Pozornost je věnována zejména těm otázkám, na které se v literatuře hledá odpověď jen těžko, jako postupy v případě nenormálně rozdělených náhodných veličin, měřených znaků kvality, což je v praxi velmi častá situace.

V řadě případů v praxi neexistuje teoreticky čisté řešení, často pro nesplnění některých předpokladů. Praktik ale musí vždy nějaké řešení najít, musí v konkrétním případě rozhodnout, dát na položenou otázku co nejlepší odpověď. Musí volit optimální, prakticky možné řešení ze všech, která se mu intuitivně nabízejí.

Autoři se snaží navrhovat řešení pro případy, kdy nejsou striktně splněny teorií stanovené předpoklady pro použití statistických postupů v řízení kvality a varují před jejich vědomým nerespektováním. Jedná se nejčastěji o aplikaci statistických metod při nedodržení předpokladu normálního rozdělení sledovaného znaku kvality, případně nedodržení předpokladu statisticky zvládnutého procesu při implementaci Shewhartových regulačních diagramů a vyhodnocování způsobilosti a výkonnosti procesů.

2. Ukazatele způsobilosti a výkonnosti v případě normálně rozděleného znaku kvality.

Vzorce pro tyto ukazatele vycházejí jednoznačně z vlastností směrodatné odchylky normálního rozdělení, která má tu vlastnost, že symetrický interval kolem parametru polohy (střední hodnoty) délky jejího šestinásobku pokrývá s pravděpodobností 99,73% hodnoty znaku kvality, který lze popsat normálním rozdělením. Jedná se o tzv. referenční interval, v literatuře lze najít i další název statistický pokryvný interval. Tuto vlastnost jiné typy rozdělení pravděpodobnosti nemají. Hodnoty ukazatelů způsobilosti a výkonnosti jsou pak odvozeny od poměru mezi tolerančním rozpětím, které je dáno technickou specifikací znaku kvality, a délkou referenčního intervalu. Typická situace je znázorněna na obrázku 1. Ukazatele C_p a C_{pk} jsou odvozeny od směrodatné odchylky tzv. inherentní variability, která je nejlépe odhadována uvnitř logických podskupin při aplikaci regulačních diagramů, kdežto ukazatele P_p a P_{pk} jsou založeny na tzv. celkové neboli totální směrodatné odchylce variability, která je odhadována ze všech dat ignorováním jejich rozdělení do podskupin. Tato variabilita totiž může v sobě obsahovat příspěvek variability mezi podskupinami, která může být vyvolána nestabilitou znaku kvality v parametru polohy, což nezachytí odhad inherentní variability v rámci podskupin. Je nutno ale zdůraznit, že níže uvedené vzorce ukazatelů výkonnosti mají skutečně smysl jedině tehdy, když data lze popsat normálním rozdělením.



Obr.1. Normálně rozdělený znak kvality-odvození ukazatele výkonnosti P_p.

Ukazatele způsobilosti:

$$C_p = \frac{USL - LSL}{6\sigma}$$

$$C_{pk} = \min\{C_{pkU}; C_{pkL}\} \qquad C_{pkU} = \frac{USL - \mu}{3\sigma}, \quad C_{pkL} = \frac{\mu - LSL}{3\sigma},$$

Ukazatele výkonnosti:

$$P_p = \frac{USL - LSL}{6\sigma_{TOT}}$$

$$P_{pk} = \min\{P_{pkU}; P_{pkL}\} \qquad P_{pkU} = \frac{USL - \mu}{3\sigma_{TOT}}, \quad P_{pkL} = \frac{\mu - LSL}{3\sigma_{TOT}},$$

3. Ukazatele způsobilosti a výkonnosti v případě nenormálně rozděleného znaku kvality

Dále se budeme věnovat ukazatelům způsobilosti a výkonnosti za předpokladu, že data (znak kvality) nejsou normálně rozdělena. Doposud bylo předpokládáno, že získaná data pro odhady ukazatelů C_p, C_{pk}, P_p a P_{pk} lze popsat normálním rozdělením, protože vzorce pro tyto ukazatele jsou založeny na předpokladu normality. V praxi se ale můžeme setkat se soubory dat, která nelze popsat normálním rozdělením, testy dobré shody toto rozdělení vyloučí. Co dělat v takovém případě?

Rozhodně se nevyplatí ignorovat předpoklad normality a formálně spočítat odhady ukazatelů způsobilosti či výkonnosti jakoby data byla normálně rozložena.

V některých případech se z různých důvodů, např. fyzikální podstata věci, nedá sledovaný znak jakosti normálním rozdělením popsat. Často se jedná o ovalitu, házivost, kolmost, rovinnost, sílu, velikost úhlu apod., kde nelze normální rozdělení použít. Zde lze obvykle aplikovat jiné modely, jako např. logaritmicko-normální rozdělení, Weibullovo rozdělení, překlopené normální rozdělení apod. Je ale nutné si ověřit, že onen daný typ rozdělení pravděpodobnosti se u tohoto znaku jakosti objevuje stále, je prostě charakteristickým rysem jeho chování.

Předpokládejme tedy, že znak jakosti lze popsat rozdělením pravděpodobnosti s jistou hustotou pravděpodobnosti. Jak pak definovat odpovídající ukazatele C_p, C_{pk}, P_p a P_{pk}? Nejdříve si ujasníme, že v případě nenormálně rozdělených dat ukazatele C_p a C_{pk} ztrácejí smysl. Je to způsobeno tím, že tyto ukazatele využívají směrodatnou odchylku inherentní variability. I když data budou sbírána ve formě podskupin, odhady směrodatné odchylky v rámci podskupin založené na výběrovém rozpětí $\underline{R}$ či výběrové směrodatné odchylce $\underline{s}$ ztrácejí u nenormálních rozdělení smysl, protože směrodatná odchylka u těchto nenormálních rozdělení nemá tu vlastnost jako směrodatná odchylka u normálního rozdělení $N(\mu, \sigma^2)$, totiž, že interval $(\mu-3\sigma, \mu+3\sigma)$ délky 6σ pokrývá hodnoty normálně rozdělené náhodné veličiny s pravděpodobností 0,9973. Tento interval musí být u nenormálních rozdělení nahrazen něčím jiným. Zde se využívá kvantilové rozpětí

$$U_{0,99865} - L_{0,00135},$$

kde $U_{0,99865}$ je horní kvantil a $L_{0,00135}$ je dolní kvantil odvozený od rozdělení pravděpodobnosti nenormálně rozděleného znaku jakosti. Toto kvantilové rozpětí pokrývá podíl 0,9973 všech potenciálních jednotek základního souboru nenormálně rozděleného, stejně jako pokrývá interval 6σ (tj. -3σ až $+3\sigma$ okolo μ) v případech, kdy znak jakosti v základním souboru je rozdělen normálně.

V obrázku 2 je zakreslen odpovídající referenční interval $U_{99,865\%} - L_{0,135\%}$, kde pod dolní hodnotou kvantilu $L_{0,135\%}$ se očekává 0,135% všech možných jednotek, stejně jako nad horní hodnotou kvantilu $U_{99,865\%}$. Pak ukazatel výkonnosti P_p je definován jako:

$$P_p = \frac{USL - LSL}{U_{0,99865} - L_{0,00135}}.$$

Podobně je definován ukazatel P_{pk} :

$$P_{pk} = \min\left(\frac{USL - Me}{U_{0,99865} - Me}, \frac{Me - LSL}{Me - L_{0,00135}}\right),$$

kde Me je medián (t.j. 0,5-kvantil, můžeme také psát $Me_{0,5}$, nebo jako kvantil $Me_{50\%}$).

V praxi je třeba získat odhady kvantilů, potom lze vypočítat odhady ukazatelů výkonnosti:

$$\hat{P}_p = \frac{USL - LSL}{\hat{U}_{0,99865} - \hat{L}_{0,00135}};$$

$$\hat{P}_{pkU} = \frac{USL - \hat{M}e}{\hat{U}_{0,99865} - \hat{M}e};$$

$$\hat{P}_{pkL} = \frac{\hat{M}e - LSL}{\hat{M}e - \hat{L}_{0,00135}};$$

$$\hat{P}_{pk} = \min\left(\hat{P}_{pkU}, \hat{P}_{pkL}\right).$$

Při získávání odhadů těchto ukazatelů výkonnosti $\hat{P}_p$ a $\hat{P}_{pk}$ na základě napozorovaných dat se potýkáme s velkým problémem, a to, jak získat odhady příslušných kvantilů.

$$\hat{L}_{0,00135}, \hat{U}_{0,99865}, \hat{M}e_{0,5}.$$

Uspořádání dat do podskupin zde nehraje roli, protože všechna data potřebujeme uspořádat podle velikosti pro získání odhadů výše uvažovaných kvantilů. Jelikož odhady kvantilů odpovídajících buď' hodně velkému nebo hodně malému procentu budou velice nestabilní, jeví se jako schůdnější cesta, nejdříve z dat odhadnout typ rozdělení a jeho parametry a teprve potom udělat odhady příslušných kvantilů, což mnohé statistické softwary umožňují.

Další doporučení vychází z možnosti vhodné transformace původních dat na nová data již normálně rozdělená. Současně se provede i transformace specifikačních mezí a výkonnost procesu se vyhodnocuje pomocí nových (transformovaných) dat a tvarů ukazatelů založených na normalitě. Ani v tomto případě nemají smysl ukazatele způsobilosti C_p a C_{pk}, protože transformací dat se obvykle naruší zachování shodnosti úrovně inherentní variability uvnitř podskupin, která je zaručena zvládnutím procesu, jeho stabilitou. Transformace, které se v praxi nejčastěji používají (Box-Coxova transformace, Johnsonova třída transformací, Pearsonovy křivky) jsou silně nelineární.

Hodnocení způsobilosti na základě podskupin by mělo smysl jedině tehdy, kdyby transformované podskupiny opět vykazovaly rovnost úrovně variability, což je možné ověřit aplikací některých z testů na rovnost rozptylů, jako je např. Bartlettův či Leveneův test. Tento případ přichází v úvahu obecně snad pouze u Box-Coxovy transformace, která je poměrně jednoduchá. Může ale nastat situace, že vhodná transformace není nalezena a data odolávají normalitě dále. Pak nejspíše data byla sebrána z různých zdrojů či při měnících se podmínkách v procesu nebo byla nějak upravována či cenzorována, případně měření bylo provedeno málo přesně, na málo desetinných míst. Přítomnost různých zdrojů či měnících se podmínek vede obvykle ke směsím normálních rozdělení, která mohou či nemusí být rozložitelná na jednotlivé podsoubory dat, které lze již normálním rozdělením popsat. Jedná se o tzv. stratifikaci dat. Obvykle se tato stratifikace dat provádí podle různých příznaků, které vykazuje výrobní proces. Tato situace nejčastěji nastává u výrobních procesů, na které působí různé vymezitelné, tedy identifikovatelné příčiny, které nelze či neumíme z procesu odstranit (např. variabilita vstupního materiálu, vliv prostředí, opotřebování či změny nástroje apod.). V těchto případech je nutno postupovat velice opatrně.

Způsobem, jak odhadnout potřebné kvantily, se budeme zabývat dále. Nutno přiznat, že se jedná o problematiku náročnou a bez vhodného softwaru stěží řešitelnou. Na druhé straně ale vyhodnocovat výkonnost v případě nenormálně rozdělených dat a tuto skutečnost ignorovat, vede k chybným a často velmi zavádějícím výsledkům. Uvedené případové studie zahrnují příklady, kdy nerespektování normality vede k výpočtu často značně vyšší hodnoty odhadu ukazatele výkonnosti, zatím co při správném vyhodnocení a respektování nenormality je tato hodnota odhadu značně nižší. Je možno se setkat i s opačnými případy.

Případové studie jsou řešeny s podporou softwaru MINITAB 15, který je rozšířen na řadě pracovišť, na vysokých školách i pro řešení demonstračních příkladů v některých normách ISO. Je možno ale analogicky použít i řadu dalších softwarů.

4. Odhad referenčních mezí v případě nenormálně rozdělených dat

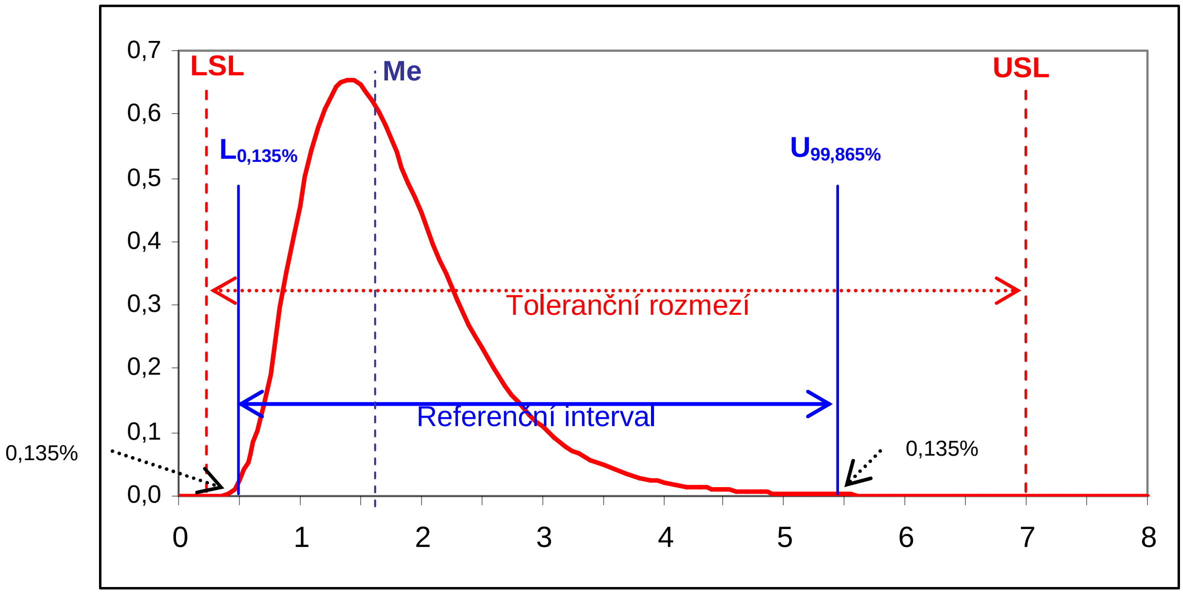
Pokud individuální hodnoty sledovaného znaku jakosti v procesu jsou rozděleny nenormálně, potom pro odhady ukazatelů výkonnosti je třeba odhadnout kvantily $\hat{L}_{0,00135}$, $\hat{U}_{0,99865}$, $\hat{Me}_{0,5}$. Dále budeme uvažovat přístupy, jak požadované kvantily odhadnout.

4.1 Známé nenormální rozdělení

Někdy je tvar rozdělení sledovaného znaku jakosti znám buď ze zkušenosti, nebo na základě znalosti fyzikálních vlastností procesu. Potom je třeba podrobit napozorovaná data testu dobré shody, ověřit zda předpokládaný model správně vystihuje napozorovaná data, odhadnout parametry rozdělení a vypočítat potřebné kvantily.

Nejčastěji se tak setkáváme s rozdělením log-normálním, Weibullovým, exponenciálním apod. V literatuře lze nalézt vzorce pro odhad příslušných parametrů rozdělení a následně pro výpočet požadovaných kvantilů. Ty mohou být rovněž vypočteny s podporou vhodného softwaru.

Na obrázku 2 je znázorněna situace, jakým způsobem se odvozuje ukazatel výkonnosti pro nenormálně rozdělený znak jakosti.



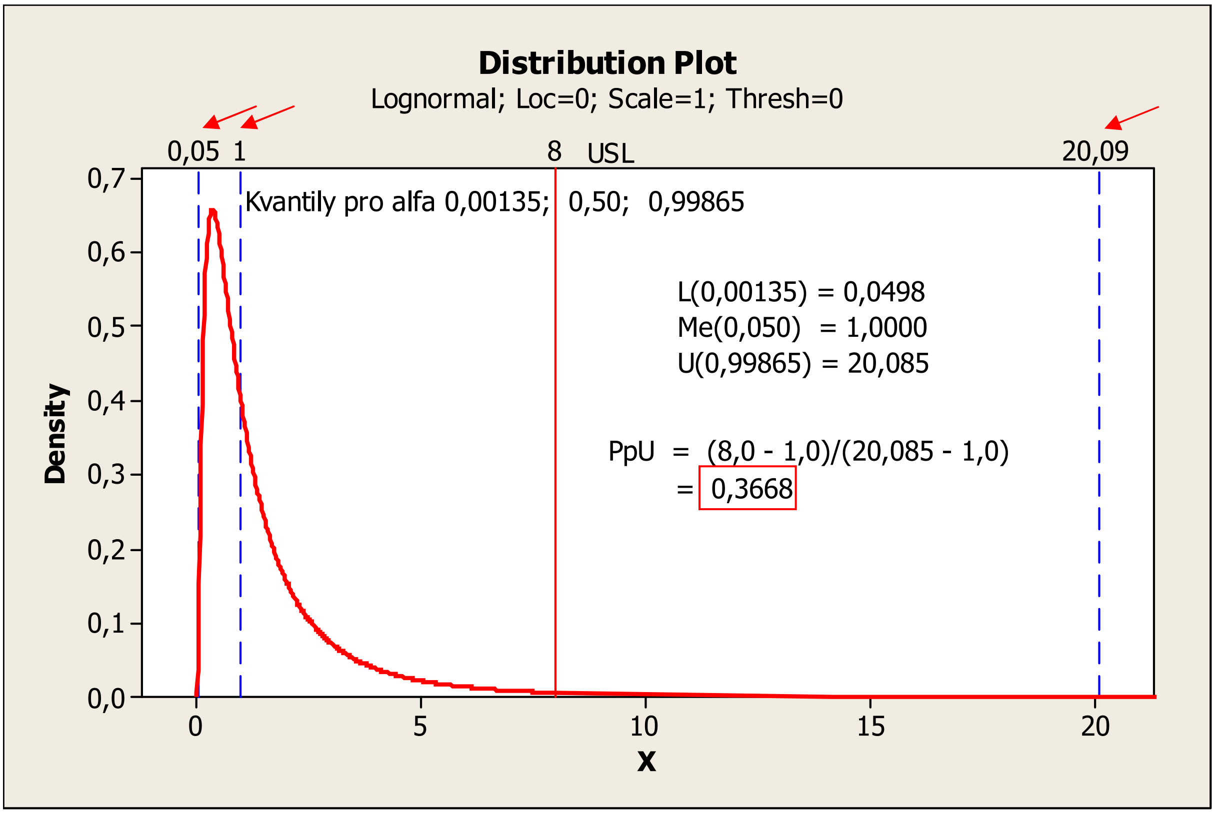
Obrázek 2. Odvození ukazatele výkonnosti pro nenormálně rozdělený znak kvality

4.2 Metoda identifikace rozdělení

Některé softwary umožňují identifikaci vhodného modelu rozdělení na základě napozorovaných dat sledovaného znaku kvality. Existují mnohá rozdělení, se kterými se často setkáváme při vyšetřování způsobilosti a výkonnosti výrobního procesu. Nejdříve je třeba identifikovat rodinu rozdělení, následně pak parametry rozdělení, které nejlépe vystihují napozorovaná data. Dále je třeba stanovit a vypočítat potřebné kvantily rozdělení. Identifikované rozdělení je třeba podrobit testu dobré shody, ověřit, zda opravdu dobře vystihuje rozdělení experimentálních dat.

Např. s podporou softwaru Minitab je možno uvažovat buď všech 14 nabízených nejběžnějších rozdělení nebo specifikovat jedno až čtyři z těchto rozdělení a Box-Coxovu resp. Johnsonovu transformaci napozorovaných nenormálně rozdělených dat na data normálně rozdělená.

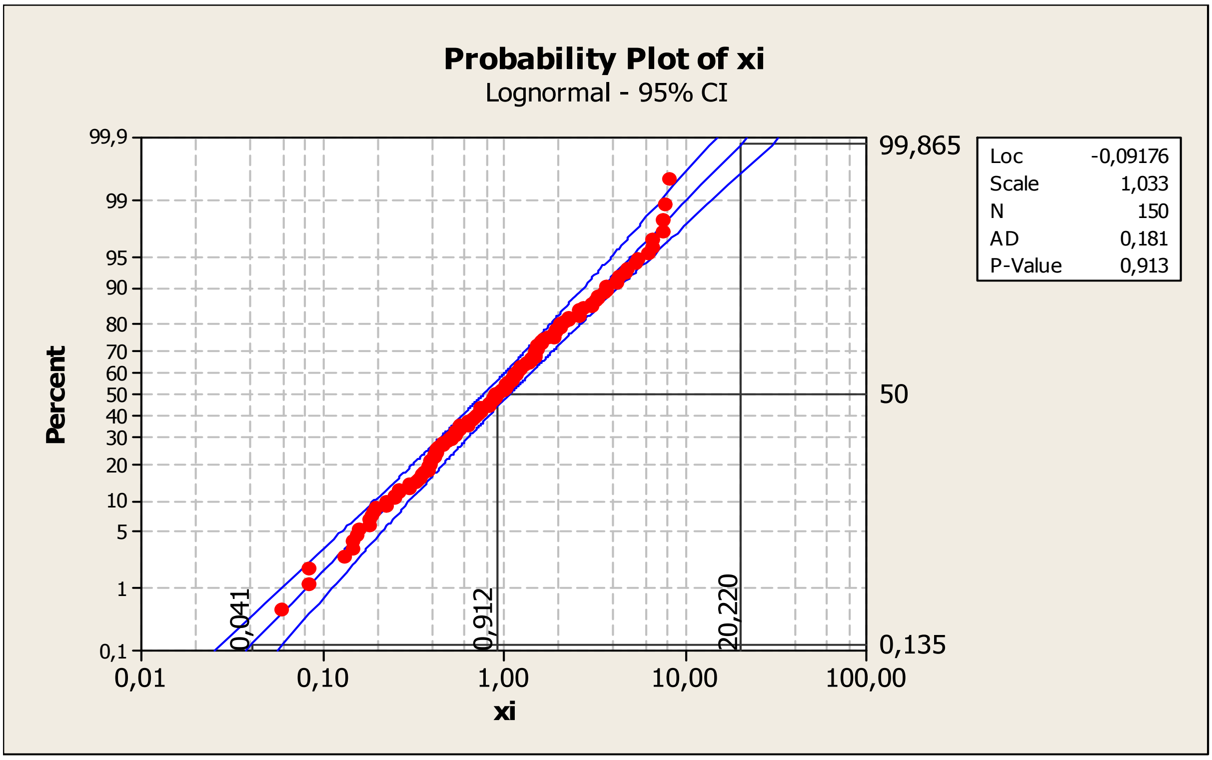
Na obrázku 3 je znázorněna situace, kdy se podařilo najít vhodné rozdělení pomocí softwaru Minitab 15, v tomto případě se jedná o logaritmicko-normální rozdělení. Je nutné si ale uvědomit, že vlastnost sledovaného znaku kvality nechat se popsat nalezeným typem rozdělení pravděpodobnosti, by se měla projevit v každém případě analýzy dat získaných jeho měřením. Mělo by se jednat o jeho typickou vlastnost, která vychází obvykle z fyzikální podstaty jeho chování.



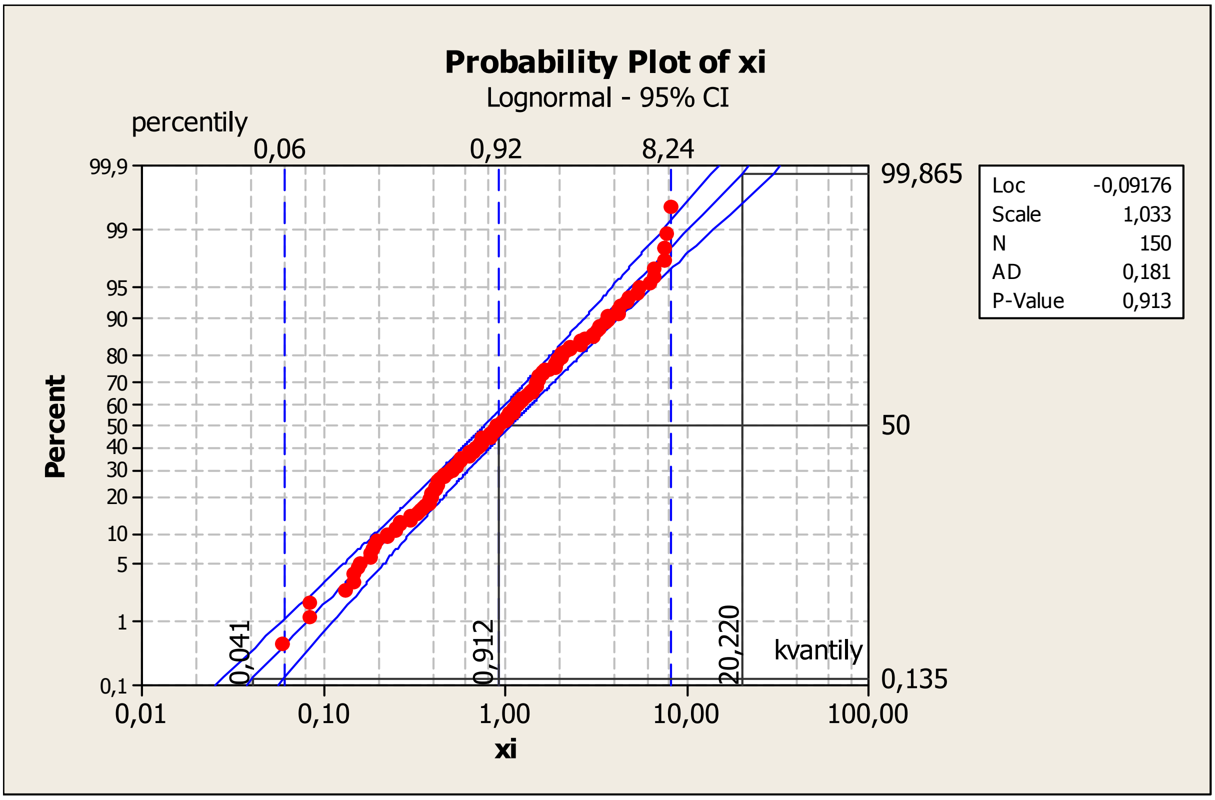
Obrázek 3. Výpočet ukazatele P_{pU} v případě logaritmicko-normálního rozdělení

4.3 Metoda pravděpodobnostního papíru

Do pravděpodobnostního papíru, kde stupnice na ose x je lineární a stupnice na ose y je pravděpodobnostní, odpovídající určitému rozdělení pravděpodobnosti, se zakreslí N naměřených hodnot, uspořádaných podle velikosti (x(i)) s odpovídajícími hodnotami empirické distribuční funkce ((i) / N). Těmito body proložená přímka je nejlepším odhadem distribuční funkce předpokládaného rozdělení pravděpodobnosti studovaného znaku kvality. Na této přímce odečteme příslušné kvantily odpovídající zvoleným podílům (0,00135; 0,50; 0,99865) a ty pak dosadíme do výrazů pro odhady ukazatelů výkonnosti. Tato situace je znázorněna na obrázku 4. Protože se jedná o grafickou metodu, pokud je skutečně použita pouze s pomocí pravděpodobnostního papíru bez softwaru, může být i dosti nepřesná.



Obrázek 4. Odhad kvantilů: L(0,00135) = 0,041; Me(0,5) = 0,912; U(0,99865) = 20,220. metodou pravděpodobnostního papíru



Obrázek 5. Porovnání metody identifikace rozdělení pravděpodobnosti a metody pravděpodobnostního papíru

Na výše uvedeném obrázku 5 je ukázáno porovnání percentilů (odvozených z napozorovaných dat) a kvantilů (odvozených z odhadnutého modelu). Je ihned vidět, že oba přístupy se mohou dosti lišit, protože je např. významný rozdíl v odhadu horní meze referenčního intervalu (kvantil=20,22 proti percentil=8,24). Tento rozdíl je způsoben tím, že výpočet kvantilů na základě vybraného rozdělení pravděpodobnosti může být silně ovlivněn nesymetrií rozdělení, zde např. příliš těžký levý „chvost“ logaritmicko-normálního rozdělení. Zde je krásně vidět, jak výpočet odhadů ukazatele Pp či Ppk silně ovlivňuje počet dat, což je další problém, který v praxi téměř není řešen. Je nutno ale říci, že otázka nutného počtu dat pro spolehlivé odhady ukazatelů jsou teoreticky řešeny pouze pro normálně rozdělené znaky kvality.

4.4 Metoda Pearsonových křivek

Jako alternativní metoda může být použita metoda normalizovaných Pearsonových křivek, pomocí které se odhadne model rozdělení sledovaného znaku kvality a vypočítáme odhady kvantilů.

V případě použití této metody je třeba počítat vedle výběrového průměru a výběrové směrodatné odchylky i výběrovou šikmost a výběrovou špičatost. Tato metoda, která poskytuje jen přibližné výsledky, není preferována pro svoji pracnost.

4.5 Metoda Johnsonovy transformace

Pokud hodnoty sledovaného znaku kvality nejsou normálně rozdělené, je možno použít Johnsonovu transformaci tak, že nová transformovaná data jsou potom rozdělena normálně N(0,1). Johnsonova transformace vybere jeden ze tří typů rovnic v závislosti na tom, zda náhodná veličina je „ohraničená“ – typ SB; je „lognormální“ – typ SL; nebo „neohraničená“ – SU. Jedná se o rovnice:

Typ SB

$$y = a + b \cdot \ln((x + c) / (d - x))$$

pro $b > 0$; $-c < x < d$.

Typ SL

$$y = a + b \cdot \ln(x+c)$$

pro $b > 0$; $-c < x$.

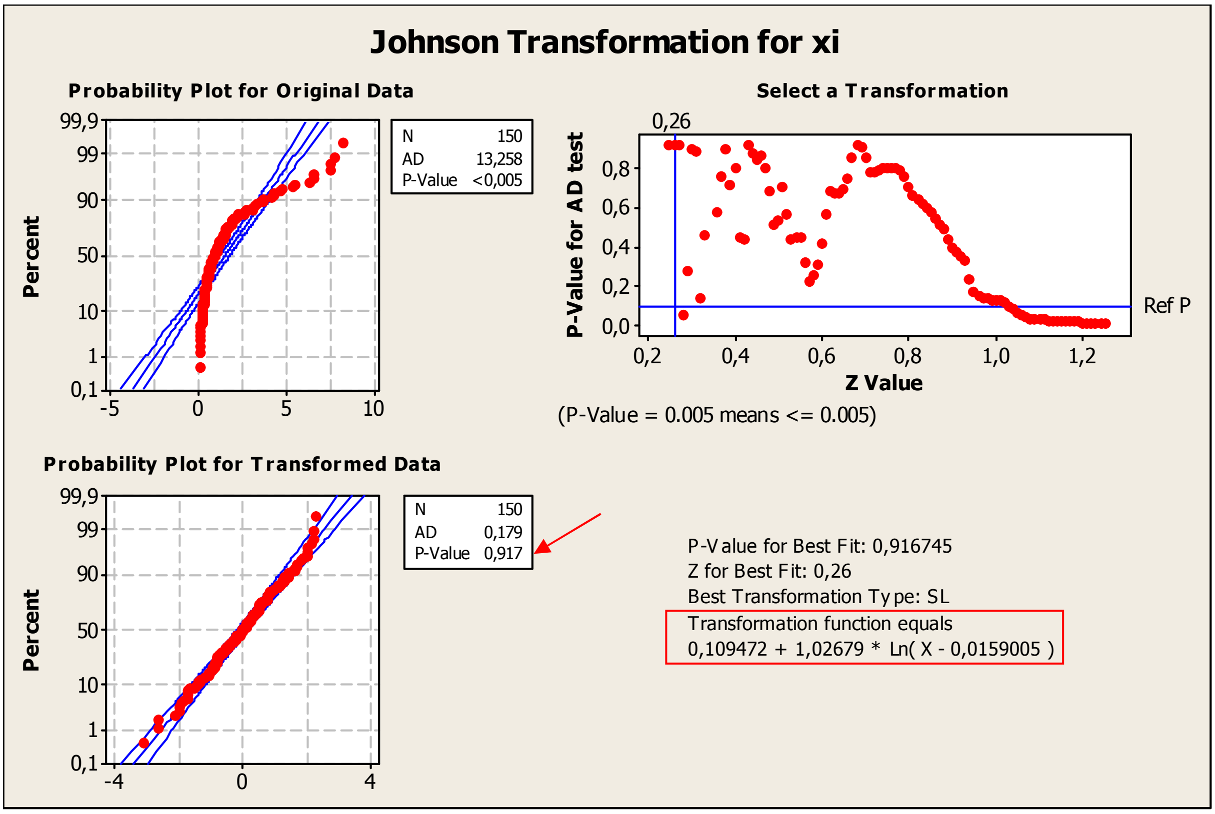
Typ SU

$$y = a + b \cdot \mathrm{Asinh}((x - c) / d)$$

pro $b > 0$; $d > 0$.

Software Minitab 15 postupuje tak, že uvažuje všechny možné funkce Johnsonova systému, odhadne jejich parametry, transformuje data, vypočítá Anderson-Darlingovu testovou statistiku pro test dobré shody s rozdělením N(0,1) a jí odpovídající p-hodnotu a vybere tu funkci, které odpovídá největší p-hodnota.

Transformovaná data se zapíší do pracovního listu a zobrazí se graf s výsledkem transformace



Obrázek 6. Výsledky Johnsonovy transformace

Z grafu je patrno, že p-hodnota Anderson-Darlingova testu dobré shody s normálním rozdělením je vysoká (0,917) a že tedy není důvod pochybovat, že transformovaná data jsou rozdělena normálně. Dále je zde uvedena transformační rovnice typu SL

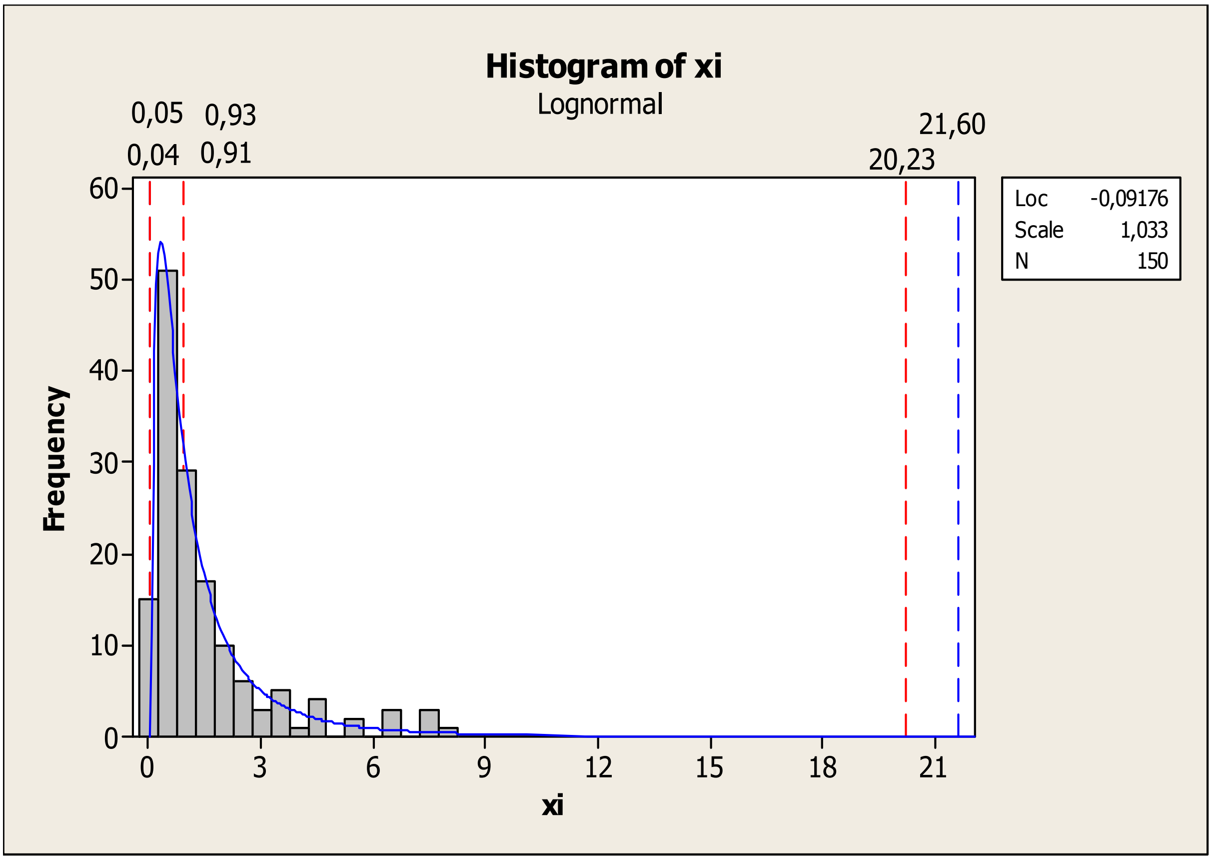
$$0{,}109472 \; + \; 1{,}02679 \cdot \mathrm{Ln}((x - 0{,}0159005).$$

Z transformovaných dat dále můžeme vypočítat odhady percentilů pro procenta 0,135; 50; 99,865 pomocí kalkulátoru a uložit si je.

Abychom mohli odpovídající odhady kvantilů zakreslit do původních hodnot, musíme provést zpětnou transformaci a vypočítat odhady kvantilů v původní proměnné. To lze provést například v Excelu pomocí nástroje „Hledání řešení“.

Na následujícím obrázku 7 je histogram původních dat se zakreslenými odhady kvantilů:

- červeně - kvantily vypočítané z odhadnutého modelu lognormálního rozdělení;
- modře - kvantily vypočítané pomocí zpětné Johnsonovy transformace.



Obrázek 7: Kvantily vypočítané z modelu lognormálního rozdělení (červené 0,04; 0,91; 20,23) a na základě zpětné Johnsonovy transformace (modré 0,05; 0,93; 21,60).

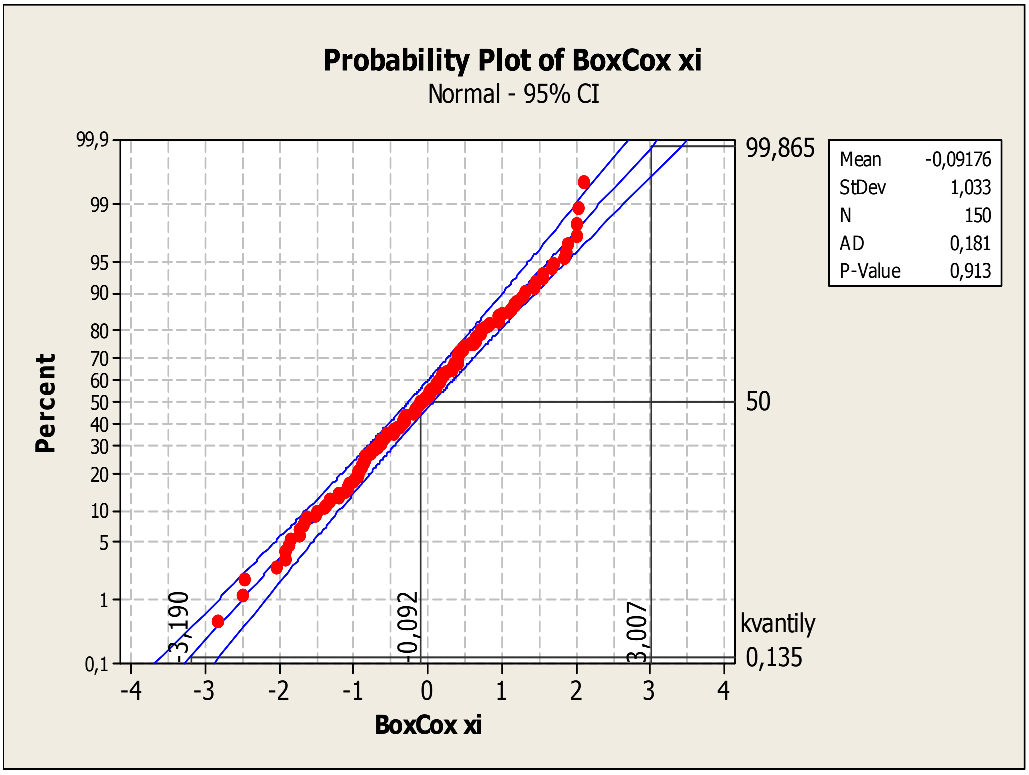
4.6 Metoda Box-Coxovy transformace

Box-Coxova transformace odhaduje hodnotu λ, která minimalizuje směrodatnou odchylku normalizované transformované proměnné.

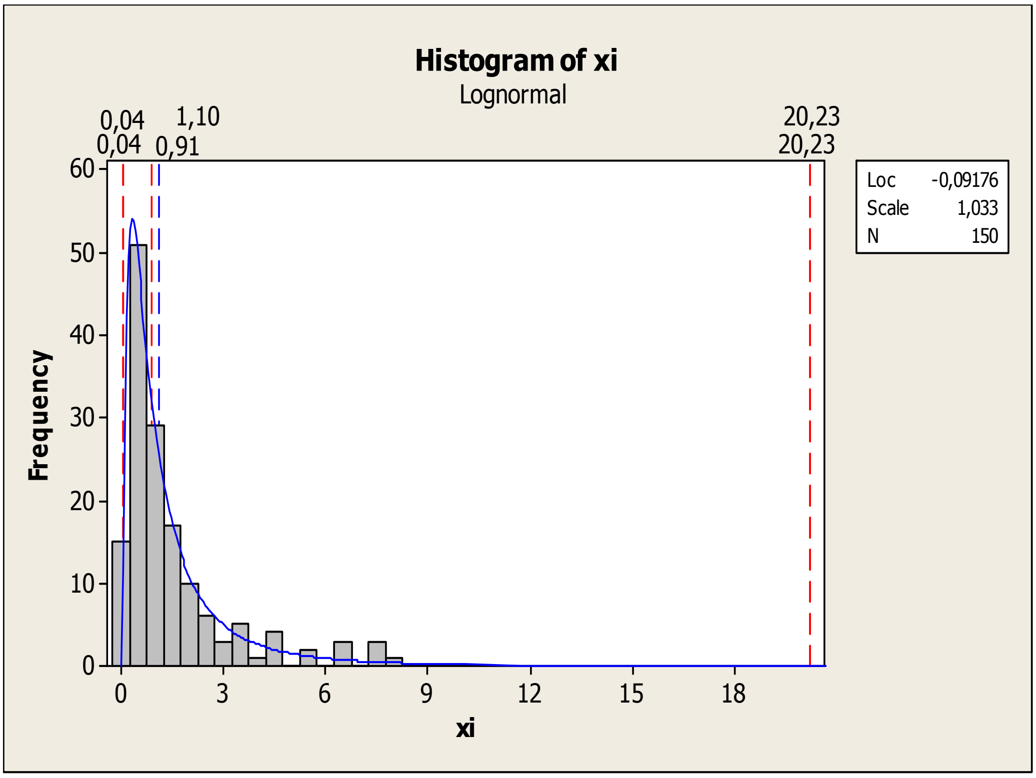
Software prozkoumá mnoho transformací, z nichž uvedeme jen ty, které jsou pro zaokrouhlené hodnoty λ. y je transformovaná hodnota proměnné (naměřeného znaku kvality) x.

Hodnota λ	**Transformace**
$\lambda = 2$	$y = x^2$
$\lambda = 0{,}5$	$y = \sqrt{x}$
$\lambda = 0$	$y = \ln x$
$\lambda = -0{,}5$	$y = 1/(\sqrt{x})$
$\lambda = -1$	$y = 1/x$

Na obrázku 8 je uveden příklad s použitím Box-Coxovy transformace provedený pomocí softwaru Minitab 15. Tato transformace se snaží převést data na nová data, která se již dají popsat normálním rozdělením. Problémem může být ten fakt, obdobně jako u Johnsonovy transformace, že sice vhodná transformace byla nalezena, ale nelze transformovat specifikační meze, protože jsou mimo definiční obor transformace. Software Minitab 15 postupuje tím způsobem, že hledá nejvhodnější transformaci volbou parametru λ v rozmezí od -5 do 5. Vybere se ta hodnota parametru λ, které dává největší p-hodnotu pro test dobré shody. Pro zobrazení výsledku v řeči původních netransformovaných dat, je nutno použít zpětnou Box-Coxovu transformaci.



Obrázek 8: Odhad kvantilů transformovaných dat vypočítaných po vložení příslušných procent do „Add - Percentil Lines“ na pravděpodobnostním grafu.



Obrázek 9: Kvantily vypočítané z modelu lognormálního rozdělení (červené 0,04; 0,91; 20,23) a na základě zpětné BoxCox transformace (modré 0,04; 1,10; 20,23).

4.7 Metoda empirických percentilů

V případech, kdy neznáme rozdělení pravděpodobnosti sledovaného znaku kvality nebo jeho parametry, nebo se nedaří vhodné rozdělení najít, potom se nabízí přibližná metoda využití empirických percentilů vypočítaných z napozorovaných dat. Jedná se o percentily

$$\hat{L}_{0,00135}\,,\ \hat{M}e_{0,50\%}\,,\ \hat{U}_{99,865\%}$$

odpovídající procentům, se kterými pracují ukazatele výkonnosti.

Aby tato metoda byla alespoň orientačně použitelná, je třeba, aby rozsah napozorovaných dat byl dostatečný, nejméně N = 100. Problém je v tom, že odhady percentilů, které odpovídají malému či velkému procentu vykazují značnou variabilitu, neboť jsou obvykle odvislé od malého počtu nejmenších či největších hodnot ve výběru. Tím jsou i odhady ukazatelů výkonnosti zatíženy značnou variabilitou.

Výpočet percentilů z dat můžeme provést v softwaru Minitab 15 pomocí kalkulátoru na základě funkce „Percentile (number; probability)“, kam za „number“ dosadíme sloupec s daty a za „probability“ odpovídající hodnoty 0,00135; 0,50; 0,99865.

Velice často tato metoda vede k odhadu referenčního rozmezí ve formě rozdílu maximální a minimální hodnoty v napozorovaných datech sledovaného znaku kvality.

Matematická statistika zná celou řadu metod pro odhady kvantilů z napozorovaných dat, ale tyto obvykle nejsou součástí softwarů pro SPC. Bohužel dosti často tyto metody vyžadují stovky dat pro spolehlivé výpočty konfidenčních intervalů pro kvantily, což je v mnoha případech v praxi nedosažitelné.

5. Závěr

Při vyšetřování výkonnosti výrobního procesu u znaků kvality, které nelze popsat normálním rozdělením, především závisí na zkušenosti pracovníka, který hodnocení provádí a na informacích z dřívějšího hodnocení výrobního procesu. Přestože neexistuje jednoznačné doporučení jak postupovat, je každý případ individuálně řešitelný.

Použitá literatura:

[1] S.Kotz, C.R. Lovelace: *Process Capability Indicies in Theory and Practice*, Arnold, London 1998.

[2] J. Michálek: *Vyhodnocování způsobilosti a výkonnosti výrobního procesu*, CQR, Praha, 2009.

[3] J. Král, J. Křepela, J. Michálek: *Analýza výrobního procesu*, Vydavatelství ČSJ, Praha, 2010.

[4] Minitab 15: *Nápověda k softwaru Minitab 15.*