

WSKAŹNIKI ZDOLNOŚCI JAKOŚCIOWEJ DLA ROZKŁADÓW SKOŚNYCH – STUDIUM PRZYPADKU

Słowa kluczowe:

rozkład skośny, PCI, wskaźniki zdolności jakościowej, metoda Clement'sa, metoda Clement'sa zmodyfikowana o percentyle rozkładu Burra typu XII

1. Wprowadzenie

Wskaźniki zdolności jakościowej procesu (ang. *Process Capability Index*; PCI) umożliwiają ocenę zdolności do spełnienia wymagań stawianych temu procesowi, najczęściej wyrażonych przy pomocy granic specyfikacji. Inaczej mówiąc, PCI pozwala na ocenę, czy badana charakterystyka procesu X mieści się w zakresie dolnej i górnej linii tolerancji (odpowiednio LSL, USL). W podejściu standardowym (które zostało szerzej omówione w kolejnym rozdziale) zakłada się, że badana charakterystyka X ma charakter rozkładu normalnego. Obecnie uznaje się jednak, że wiele charakterystyk procesu nie wykazuje rozkładu normalnego, np. proces powlekania, procesy chemiczne bardzo często mają charakter rozkładów skośnych [3, 6]. Dodatkowo badania pokazują, że wskaźnik zdolności potencjalnej c_p jest bardzo wrażliwy na zmiany skośności [3]. W literaturze, np. pracy Kovářika i Sargi, można znaleźć wiele różnych podejść do wyznaczania PCI w sytuacji, gdy charakterystyka wykazuje inny niż normalny rozkład, w tym również dla przypadku rozkładów skośnych. Większość z nich wymaga jednak dobrego przygotowania ze strony merytorycznej (a w szczególności analiz i interpretacji statystycznych). Z uwagi na złożoność tych podejść, ich implementacja w przedsiębiorstwach produkcyjnych może okazać się trudna.

Celem artykułu jest analiza wybranych metod wyznaczania wskaźników zdolności jakościowej z uwagi na rozkłady skośne danych pomiarowych, z uwzględnieniem analizy zagrożeń związanych z błędnymi interpretacjami tych wskaźników. W celu rozwiązania problemu właściwego wyznaczenia wartości (realnej wartości) PCI przeprowadzono analizę danych pochodzących z przedsiębiorstwa produkującego stelaże siedzisk samochodowych. Obliczenia przeprowadzono w programie Statistica oraz Excel.

2. Wskaźniki zdolności jakościowej procesu dla rozkładu normalnego danych pomiarowych

PCI odnoszą się najczęściej do stawianych procesowi produkcyjnemu wymagań dotyczących jakości wykonania i mają postać tolerancji jedno- lub dwustronnych (specyfikacje). Zdolność jakościowa procesu może odnosić się do zdolności potencjalnej (c_p) oraz zdolności rzeczywistej (c_{pk}). W przypadku wskaźnika zdolności potencjalnej zakłada się, że analizowana cecha znajduje się pomiędzy dwoma liniami tolerancji (*Upper Specification Limit* – USL i *Lower Specification Limit* – LSL). Z kolei wskaźnik zdolności

rzeczywistej uwzględnia przesunięcie wartości średniej względem linii tolerancji [10, s. 45].

W przypadku, gdy spełnione jest założenie o normalnym charakterze badanej cechy, wskaźniki zdolności jakościowej procesu, określa się jako stosunek dopuszczalnej zmienności do naturalnej zmienności badanej cechy i wyznacza się na podstawie zależności [10, s. 46-47]:

$$c_p = \frac{T}{6 \cdot \sigma}, \quad (1)$$

gdzie:

T – zakres tolerancji (różnica pomiędzy USL i LSL),

σ – odchylenie standardowe rozkładu normalnego badanej cechy.

$$c_{pk} = \min \left(\frac{\mu - LSL}{3 \cdot \sigma}; \frac{USL - \mu}{3 \cdot \sigma} \right), \quad (2)$$

gdzie:

LSL, USL – odpowiednio dolna i górna linia tolerancji,

μ – estymator wartości średniej badanej cechy (może być średnia arytmetyczna bądź mediana),

σ – odchylenie standardowe rozkładu normalnego badanej cechy.

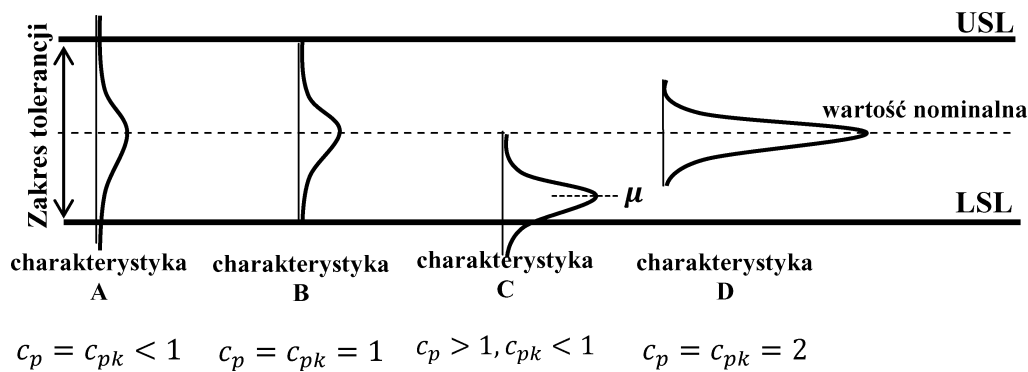
Proces jest tym bardziej zdolny jakościowo, im większy jest zakres dopuszczalnej zmienności względem naturalnej zmienności badanej cechy. Należy dążyć do osiągnięcia jak najwyższych wartości wskaźników PCI oraz jak najmniejszej różnicy pomiędzy c_p oraz c_{pk} . Na rysunku 1. przedstawiono graficzną interpretację wskaźników zdolności jakościowej dla charakterystyk A, B, C i D.

Analizując rysunek 1. widać wyraźnie, że w przypadku charakterystyki A pojawiają się wyroby niezgodne z założonymi wymaganiami i jest to proces o niskiej zdolności jakościowej, pomimo, że proces jest wycentrowany względem pola tolerancji. Najlepsza pod względem zdolności jest charakterystyka D, ponieważ wartość średnia cechy pokrywa się z wartością nominalną, a rozkład pomiarów jest skupiony wokół niej oraz nie występują jednostki niezgodne.

3. Wskaźniki zdolności jakościowej procesu dla innego niż normalny rozkładu danych pomiarowych

Jak już wspomniano, w literaturze można znaleźć kilka metod, które umożliwiają wyznaczenie wartości wskaźników zdolności jakościowej, w tym także dla przypadku, gdy rozkład danych pomiarowych nie ma charakteru rozkładu normalnego i rozkład ten jest skośny [8, s. 19]:

1. Metody empiryczne, które polegają na wyznaczeniu stosunku zgodnych do wszystkich zbadanych wyrobów. Niestety podejście to jest skuteczne jedynie w przypadku procesów stabilnych.



Rys. 1. Graficzna interpretacja wskaźników zdolności jakościowej charakterystyk

2. Metody parametryczne, które bazują na założeniu, że zebrane dane pomiarowe można opisać przy użyciu konkretnego rozkładu teoretycznego. Jej skuteczność opiera się na założeniu, że proces produkcyjny jest stabilny oraz że możliwe jest opisanie jego natury przy użyciu założonego rozkładu teoretycznego.

3. Modelowanie, które polega na transformacji danych przy użyciu np. krzywych Johnsona czy też transformacji Box-Cox.

Przeprowadzone liczne badania symulacyjne wykazują, że w przypadku charakterystyk o rozkładzie innym niż normalny (a w szczególności skośnym) oraz małej liczebności próby, najlepszą metodą wyznaczania PCI jest metoda Clements'a zmodyfikowana w oparciu o metodę percentyli Burra typu XII [11]. Jednakże w dalszym ciągu brakuje odpowiednich badań, które umożliwią weryfikację wyników symulacyjnych.

Z własności rozkładu normalnego wynika, że ok. 99,73% wartości powinno znajdować się w zakresie tolerancji $\pm 3\sigma$. Stąd w zakresie $X_{0,00135}$, $Me=X_{0,5}$ i $X_{0,99865}$ percentyla można otrzymać, z dowolnego rozkładu prawdopodobieństwa, wskaźnik zdolności jakościowej [9, 11] (rys. 2). Jest to tzw. metoda Clements'a [3, 11, 13].

Metoda Clements'a wykorzystuje tradycyjne estymatory dla skośności i kurtozy, oparte na trzecim i czwartym momencie centralnym oraz krzywych Pearsona. Wówczas wskaźniki zdolności jakościowej procesu przyjmują postać [11, s. 421-422]:

$$c_p^* = \frac{T}{U_p - L_p}, \quad (3)$$

gdzie:

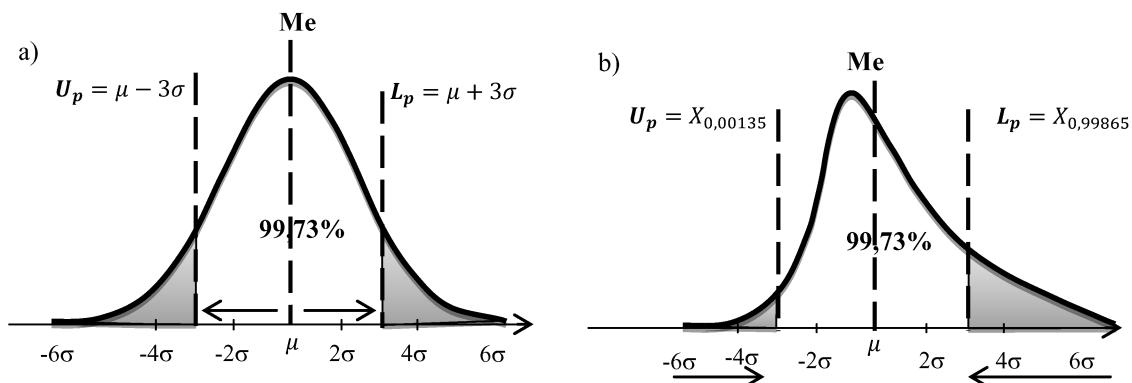
T – zakres tolerancji (różnica pomiędzy USL i LSL), $U_p = X_{0,99865}$, $L_p = X_{0,00135}$ – wartość percentyli odpowiednio 99,865% i 0,135% wyznaczone dla transformacji krzywymi Pearsona.

$$c_{pk}^* = \min \left(\frac{USL - Me}{U_p - Me}, \frac{Me - LSL}{Me - L_p} \right), \quad (4)$$

gdzie:

LSL, USL – odpowiednio dolna i górna linia tolerancji, $Me = X_{0,5}$ – mediana, $U_p = X_{0,99865}$, $L_p = X_{0,00135}$ – wartość percentyli odpowiednio 99,865% i 0,135% wyznaczone dla transformacji krzywymi Pearsona.

Do wyznaczenia wartości $U_p = X_{0,99865}$ oraz $L_p = X_{0,00135}$ można również wykorzystać inne metody lub transformacje, które opisane zostały np. przez Borroni, Cazzaro, Chiodini [3]. Jedną z nich jest metoda Clements'a, która wykorzystuje krzywe Pearsona. Jednakże okazuje się ona być nieskuteczna w przypadku małej liczebności próby oraz rozkładów skośnych danych pomiarowych [1, s. 72]. Według badań przeprowadzonych przez Kovářka i Sargę najbardziej skuteczną metodą wyznaczenia tych percentyli, w przypadku małej próby oraz rozkładu innego niż normalny (*non-normal distribution*), jest metoda percentyli Burra (ang. *Burr Percentile Method*) [11, s. 428], która została wykorzystana przez autorki w studium przypadku. Wyznaczanie wskaźników zdolności jakościowej metodą Clements'a oraz metodą percentyli Burra przebiega w siedmiu etapach [1, 12]:



Rys. 2. Przedział obejmujący 99,73% obserwacji dla rozkładu a) normalnego, b) skośnego

- a) Wyznaczenie wartości średniej \bar{x} jako estymatora wartości średniej μ oraz odchylenia standardowego s jako estymatora σ .
- b) Wyznaczenie wartości skośności s_3 (trzeci moment centralny) oraz kurtozy s_4 (czwarty moment centralny) wg zależności:

$$s_3 = \frac{n}{(n-1)(n-2)} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i - \bar{x}}{s} \right)^3, \quad (5)$$

$$s_4 = \frac{n(n+1)}{(n-1)(n-2)(n-3)} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i - \bar{x}}{s} \right)^4 - \frac{3(n-1)^2}{(n-2)(n-3)}. \quad (6)$$

- c) Wyznaczenie wartości standaryzowanej skośności α_3 oraz kurtozy α_4 wg zależności:

$$\alpha_3 = \frac{(n-2)}{\sqrt{n(n-1)}} s_3, \quad (7)$$

$$\alpha_4 = \frac{(n-2)(n-3)}{(n^2-1)} s_4 + 3 \frac{(n-1)}{(n+1)}. \quad (8)$$

- d) Odczytanie z tablic zawartych w pracach [4, 5] (w niektórych przypadkach konieczna będzie interpolacja) standaryzowanej skośności w rozkładzie Burra (wartości c) oraz standaryzowanej kurtozy w rozkładzie Burra (k) na podstawie obliczonych wartości z zależności (7) i (8).
- e) Wyznaczenie wartości percentyli na podstawie zależności:

$$Z_{p_{stand}}^* = \frac{\left[(1-p)^{-\frac{1}{c}} - 1 \right]^{\frac{1}{k}} - \mu}{\sigma}, \quad (9)$$

gdzie:

$Z_{p_{stand}}^*$ – standaryzowana funkcja percentyli rozkładu Burra typu XII, c, k – parametry kształtu rozkładu Burra typu XII, μ – estymator wartości średniej rozkładu Burra typu XII, σ – odchylenie standardowe rozkładu Burra typu XII.

- f) Wyznaczenie wartości dolnego, środkowego oraz górnego percentyla na podstawie zależności:

$$L_p = \bar{x} + s Z_{0,00135}^*, \quad (10)$$

$$M_e = \bar{x} + s Z_{0,5}^*, \quad (11)$$

$$U_p = \bar{x} + s Z_{0,99865}^*. \quad (12)$$

- g) Wyznaczenie wartości wskaźnika zdolności jakościowej na podstawie zależności (3-4) oraz (10-12).

Inne metody wyznaczania wartości wskaźników zdolności jakościowej procesu można znaleźć m.in. w pracach Changa, Choi, Bai [6] oraz Tanga, Thana [13].

4. Wskaźniki zdolności jakościowej procesu – studium przypadku

Analizę zdolności jakościowej procesu produkcji stelażu siedziska samochodowego przeprowadzono na podstawie danych pomiarowych pochodzących z przedsiębiorstwa produkcyjnego. Najważniejsze etapy procesu produkcji umieszczono w tabeli 1. Próbkę pobierane były zgodnie z wewnętrznymi procedurami (osobnymi dla każdego pomiaru) przez kolejne 6 dni i dotyczyły one [7, s. 12077]:

- pomiar 1 – długości rury po formowaniu,
- pomiar 2 – odległości pomiędzy wkrętami elementów na przedniej rurze,
- pomiar 3 – średnicy kołnierza po rozkloszowaniu,
- pomiar 4 – siły przesuwu, na której wartość mają wpływ opisane wcześniej wymiary.

W pierwszym etapie analizy wyznaczono wybrane statystyki opisowe (wartość średnią, odchylenie standardowe, skośność oraz kurtozę) dla badanych charakterystyk (tab. 2). W przypadku wszystkich charakterystyk rozkłady są leptokurtyczne („wysmukłe”) z uwagi na to, że $s_4 > 0$, co oznacza, że większość obserwacji jest skoncentrowana wokół wartości średniej oraz prawostronnie asymetryczne, ponieważ $s_3 > 0$, co oznacza, że w większości przypadków charakterystyki przyjmują wartości mniejsze od średniej.

Następnie wykorzystano test Shapiro-Wilka (S-W) (najbardziej polecany test normalności dla małej próbki) na poziomie istotności $\alpha=0,05$ (tab. 3).

Wyniki testu przedstawione w tabeli 3, wyraźnie pokazują, że jedynie średnica kołnierza po rozkloszowaniu oraz siły przesuwu wykazują charakter rozkładu normalnego ($p > \alpha$). Z kolei długość rury po formowaniu i odległość pomiędzy wkrętami elementów na przedniej rurze cechują się rozkładem innym niż rozkład normalny ($p < \alpha$). W przypadku pomiaru 3 oraz 4 możliwe jest wykorzystanie klasycznych

Etap	Operacje
I	formowanie rury przedniej – (pomiar 1);
	spawanie rury przedniej; zgrzewanie oporowe;
	nitowanie elementów na przedniej rurze (pomiar 2);
	„rozkloszowanie” tylnej rury (pomiar 3);
	dopasowanie płyty siedziska;
II	lakierowanie;
	zakładanie sprężyn;
	montaż szyn i dźwigni;
	składanie końcowe;
	weryfikacja bezpieczeństwa – badanie siły przesuwu (pomiar 4).

Tab. 1. Etapy produkcji stelażu siedziska samochodowego [7, s. 12076]

Zmienna	Statystyki opisowe			
	Średnia	Odch. std	Skośność	Kurtoza
długość rury po formowaniu	405,0620	0,2997	0,6547	0,5213
odległość pomiędzy wkrętami elementów na przedniej rurze	415,2839	0,0719	0,5526	1,0484
średnica kołnierza po rozkloszowaniu	31,4345	0,1802	0,4419	0,9093
siła przesuwu	123,1053	6,7069	0,3743	0,5269

Tab. 2. Etapy produkcji stelażu siedziska samochodowego

Zmienna	Testy normalności		
	N	W	p
długość rury po formowaniu	177	0,9695	0,0006
odległość pomiędzy wkrętami elementów na przedniej rurze	125	0,9749	0,0198
średnica kołnierza po rozkloszowaniu	129	0,9804	0,0587
siła przesuwu	57	0,9686	0,1442

Tab. 3. Test Shapiro-Wilka dla badanych charakterystyk

PCI, które zostały wyznaczone za pomocą wyrażenia (1) oraz (2) (rys. 4, tab. 4). Z kolei w przypadku pomiaru 1 i 2 zostały dodatkowo wyznaczone wartości PCI metodą klasyczną oraz Clements'a z metodą percentyli Burra (wyrażenia (5-13)) w celach porównawczych (tab. 4, 5).

Analizując rysunek 4 i tabelę 4 można dojść do wniosku, że wszystkie charakterystyki wykazują wysoką zdolność jakościową ($c_{pk} > 1,33$). Widać wyraźnie, że w każdym z omawianych przypadków pomiary mieszczą się w ustalonych zakresach tolerancji. Najlepszą zdolność wykazują operacje: nitowanie elementów na przedniej rurze (pomiar 2) oraz „rozkloszowanie” tylnej rury (pomiar 3). Zaskakująca jest prawie dwukrotna różnica pomiędzy wartościami c_p oraz c_{pk} dla nitowania elementów na przedniej rurze (pomiar 2). Może ona wynikać z niedoszacowania bądź przeszacowania tych wskaźników ze względu na inny niż normalny charakter badanej cechy.

Następnie, korzystając z zależności (7, 8), wyznaczono wartości standaryzowanej skośności (α_3) i kurtozy (α_4), a następnie przy użyciu wartości standaryzowanych współczynników c , k , μ , σ zawartych w publikacji [5, 12] oraz wykorzystaniu interpolacji wyznaczono standaryzowane percentyle rozkładu Burra typu XII $Z^*_{0,00135}$, $Z^*_{0,5}$ i $Z^*_{0,99865}$ z zależności (9) (tab. 5).

Dalej, na podstawie zależności (3-4) oraz (10-12), wyznaczono wskaźniki PCI oraz porównano je z wartościami klasycznych wskaźników PCI (tab. 6).

Porównując wartości z tabeli 4 widać, wyraźnie, że wartości c^*_p oraz c^*_{pk} dla długości rury po formowaniu wzrosły względem wartości klasycznych c_p i c_{pk} . Oznacza to, że zdolność jakościowa procesu jest wyższa niż początkowo

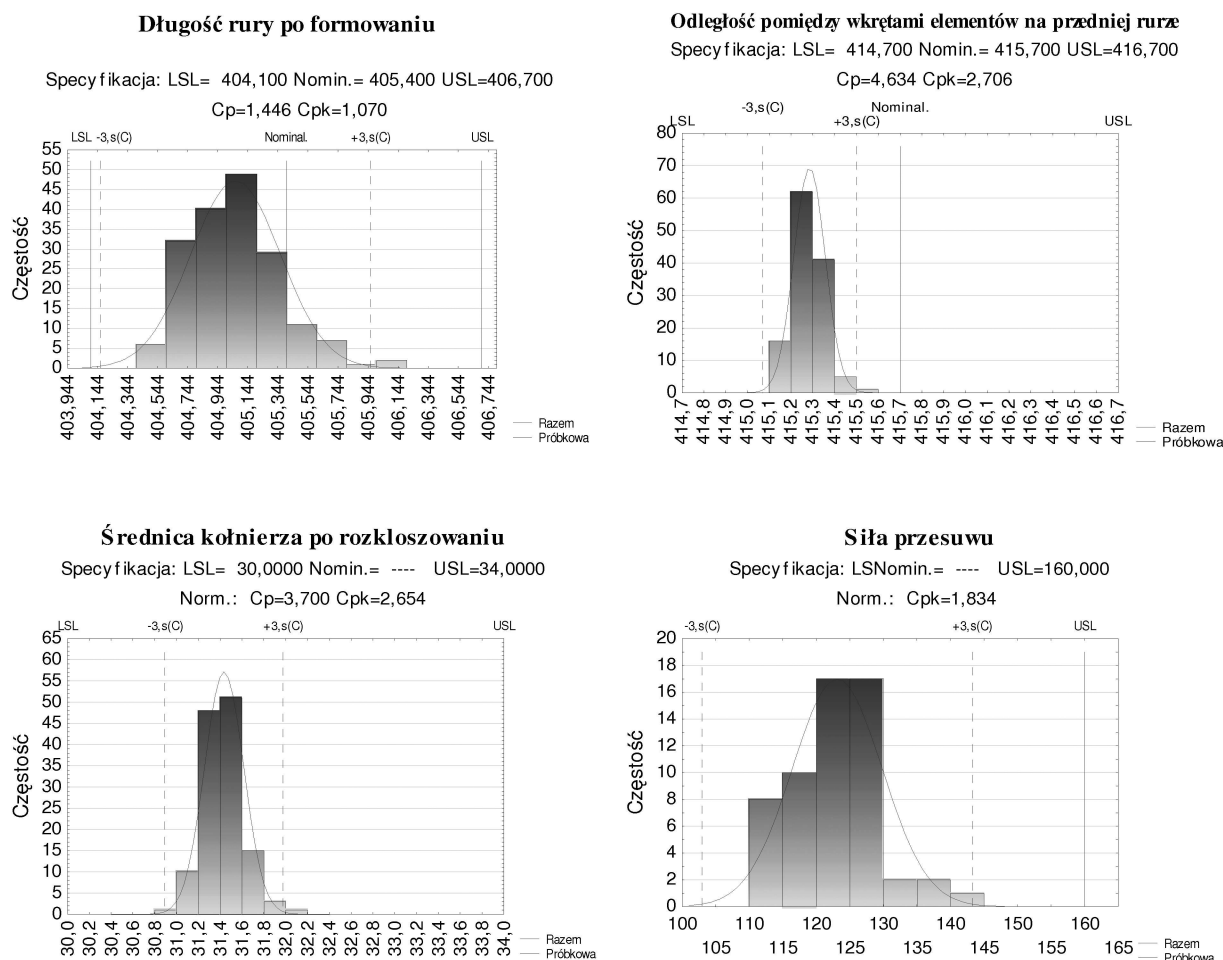
sądzono, co w konsekwencji może przyczynić się do podejmowania zbędnych działań doskonalących, a w skrajnych przypadkach prowadzić do niepożądanego deregulacji procesu. W przypadku wskaźników dla odległości pomiędzy wkrętami elementów na przedniej rurze wartości PCI, wyznaczonych metodą Clements'a zmodyfikowaną o metodę percentyli Burra typu XII, wyraźnie zmalały. Oznacza to, że realna zdolność procesu została zaniżona, co w konsekwencji może skutkować biernością w podejmowaniu działań doskonalących dla procesu, który nie spełnia oczekiwań jakościowych. W obu przypadkach zmniejszyła się również różnica między wartością c^*_p oraz c^*_{pk} , a w przypadku pomiaru 2 różnica ta jest znacząca. Niska wartość c_{pk} w stosunku do wysokiego c_p wskazuje na słabe wyśrodkowanie procesu względem oczekiwanej wartości średniej.

5. Podsumowanie

Przeprowadzone badania w przedsiębiorstwie produkcyjnym potwierdziły niejako badania symulacyjne innych autorów, że wskaźniki CPI są wrażliwe m.in. ze względu na skośność rozkładu. Aby możliwa była realna ocena zdolności jakościowej, należy bezwzględnie sprawdzać, czy założenia dedykowane do danego podejścia wyznaczania PCI są spełnione, czy też nie. Opisany przykład pokazuje wyraźnie, że ignorowanie tych założeń może mieć poważne skutki w realnej ocenie, czy dany proces spełnia w sposób akceptowalny stawiane mu wymagania, czy też nie. Na podstawie analizowanego przykładu dostrzeżono następujące zagrożenia wynikające z niewłaściwego wykorzystywania dostępnych metod:

	c_p	c_{pk}
długość rury po formowaniu	1,446	1,070
odległość pomiędzy wkrętami elementów na przedniej rurze	4,634	2,706
średnica kołnierza po rozkloszowaniu	3,700	2,654
siła przesuwu	brak (tolerowanie jednostronne)	1,834

Tab. 4. Wartości klasycznych PCI dla rozkładu normalnego



Rys. 4. PCI wyznaczone metodą klasyczną

	α_3	α_4	c	k	μ	σ	$Z^*_{0,00135}$	$Z^*_{0,5}$	$Z^*_{0,99865}$
długość rury po formowaniu	0,65	3,47	2,3	13,7	0,29	0,14	-0,098	-1,942	3,730
odl. pomiędzy wkrętami el. na przedniej rurze	0,55	3,96	3,9	3,0	0,73	0,25	-0,088	-2,365	3,908

Tab. 5. Wartości standaryzowanej skośności i kurtozy, współczynników c, k, μ , σ oraz percentyli

	c^*_p	c^*_{pk}	C_p	C_{pk}
długość rury po formowaniu	1,529	1,453	1,446	1,070
odległość pomiędzy wkrętami elementów na przedniej rurze	4,432	3,526	4,634	2,706

Tab. 6. Wartości klasycznych PCI oraz wyznaczonych metodą Clements'a wraz z metodą percentyli Burra typu XII

1. W przypadku niezgodnym z rozkładem normalnym należy spodziewać się nieprzewidywalności pod względem zdolności jakościowej – wyznaczenie wartości PCI klasyczną metodą może powodować jego zawyżenie bądź zaniżenie.
2. Niewłaściwa metoda wyznaczania wartości PCI może doprowadzić do sytuacji, w której kierownictwo przedsiębiorstwa będzie podejmowało decyzje w oparciu o fałszywe przekonanie o spełnieniu przez charakterystykę stawianych wymagań, co w konsekwencji może prowadzić nie tylko do uniemożliwienia właściwej kontroli charakterystyki, ale wręcz do jej rozregulowania.
3. Zaniżenie realnej wartości zdolności jakościowej, tak jak w analizowanym przypadku z $c^*_p=1,53$ na wartość $c_p=1,45$, może spowodować, że kierownictwo przedsiębiorstwa produkcyjnego będzie błędnie oceniało poziom jakości wybranych charakterystyk produktów. Przykładowo, kontrahent może postawić warunek, że współczynnik zdolności jakościowej dla długości rury po formowaniu powinien spełniać warunek: $c_p \geq 1,5$. W tej sytuacji, biorąc pod uwagę wartość c_p wyznaczoną na podstawie metody klasycznej, kierownictwo przedsiębiorstwa będzie w przeświadczeniu, że nie spełnia tego warunku, choć realnie jest on spełniony.

Dodatkowo, metoda Clements'a zmodyfikowana o metodę percentyli Burra typu XII może zostać z powodzeniem aplikowana do przedsiębiorstw produkcyjnych, w przypadku małej liczebności próby oraz rozkładów skośnych badanej charakterystyki, z uwagi na swoją prostotę oraz łatwość interpretacji uzyskiwanych wyników.

Literatura:

- [1] Abbasi B., Ahmad S., Abdollahian M., Zeephongsekul P., *Measuring Process Capability for Bivariate Non-Normal Process Using the Bivariate Burr Distribution*. "WSEAS Transactions on Business and Economics", vol. 5, iss. 4, 2007, pp. 71-77.
- [2] Bacciarrello L., Schiraldi M., *A proposal for a Management – oriented Process Capability Index*. "International Journal of Engineering Management", 2015, 7:26, pp. 279-305.
- [3] Borrini C.G., Cazzaro M., Chiodini P.M., *Measuring Process Capability under non classical assumptions: a purposive review of the relevant literature*. "Statistica Applicata – Italian Journal of Applied Statistics", vol. 22 (3)/2010, pp. 279-306.
- [4] Burr I. W., *Cumulative frequency functions*. "The Annals of Mathematical Statistics", 13:2, 1942, pp. 215-232.
- [5] Burr I. W., *Params for a general system of distribution to match a grid of a_3 and a_4* , "Communications in Statistic", 2:1, 1973, pp. 1-21.
- [6] Chang Y.S., Choi I.S., Bai D.S., *Process Capability Indices for skewed populations*. "Quality and Reliability Engineering International", vol. 18/2002, pp. 383-393.
- [7] Czabak-Górska I.D., Lorenc M., *Analiza stabilności procesu w przedsiębiorstwie produkcyjnym - studium przypadku*. „Logistyka”, nr 6/2014, s. 12075-12079.
- [8] Flaig J.J., Khorasani F., *Process Capability Analysis using Curve Fitting Methods*. "Global Journal of Researches in Engineering. General Engineering", vol. 13, iss. 2/2010, pp. 19-24.
- [9] Greber T., *Badanie zdolności procesu – niebezpieczne wskaźniki*. „Zarządzanie Jakością”, nr 1/2005, s. 36-44.
- [10] Hamrol A., *Strategie i praktyki sprawnego działania. Lean, Six Sigma i inne*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2015.
- [11] Kovářik M., Sarga L., *Process Capability Indices for Non-Normal Data*. "WSEAS Transactions on Business and Economics", vol. 11/2014, pp. 419-429.
- [12] Liu P.-H., Chen F.-L., *Process capability analysis of non-normal process data using the Burr XII distribution*. "International Journal of Advanced Manufacturing Technology", vol. 27, iss. 9, 2006, pp. 975-984.
- [13] Tang L.C., Than S.E., *Computing Process Capability Index for non-normal data: a review and comparative study*. "Quality and Reliability Engineering International", vol. 15/1999, iss. 5, pp. 339-353.

PROCESS CAPABILITY INDEX FOR SKEWED DISTRIBUTION - CASE STUDY

Key words:

skewed distribution, PCI, Process Capability Index, Clement's method, Clement's method modified of the Burr XII percentiles method

Abstract:

The main aim of the paper is analysis of the selected method for determining the Process Capability Index (PCI) due to skewed measurement data, including analysis of the risks associated with erroneous interpretations of these indicators. In the first part of the article describes the classic method of determining PCI. Then briefly discusses different approaches to their determination, with a detailed description of the method Clements modified the method of percentiles Burr type XII, dedicated to the small sample size and skewed distribution.

The research in the production company confirmed other authors simulation studies that the CPI are sensitive to skewness of a distribution. In order to assess the process capability it is absolutely necessary to check whether the assumptions dedicated approach to the determination of the PCI are fulfilled or not. Described, in this paper, example clearly shows that ignoring these assumptions could have a serious impact on the real assessment of whether the process meets the relevant requirements or not.

Based on the analyzed example was noticed following hazards of improper use of the available methods:

1. In case of inconsistent with the normal distribution should expect unpredictability in terms of assessment of process capability – determination of the value of PCI using classical method may result in overestimation or underestimation of this PCI's.
2. Improper method of determining the value of PCI may lead to a situation that management of the company will be took decisions based on a false belief about the fulfillment by the characteristics of the requirements, which in turn may lead not only to prevent adequate control of characteristics, but even deregulation of this characteristic.
3. Understatement of real value of PCI may result in the incorrect assess of quality level selected characteristics of products by company management.

Dr inż. Aneta KUCIŃSKA-LANDWÓJTOWICZ
mgr Izabela CZABAK-GÓRSKA

Politechnika Opolska
Wydział Inżynierii Produkcji i Logistyki
Instytut Innowacyjności Procesów i Produktów
Katedra Inżynierii Jakości Produkcji i Usług
a.kucinska-landwojtowicz@po.opole.pl
i.czabak-gorska@po.opole.pl