

Łukasz Kuźmiński, Piotr Peternek

WYKORZYSTANIE KART KONTROLNYCH DO STABILIZACJI PROCESÓW GOSPODARCZYCH

1. Wstęp

Globalizacja rynków, wzrost oczekiwań klientów, rozszerzająca się konkurencja na wszystkich płaszczyznach relacji klient–dostawca to czynniki, które w strategii przedsiębiorstwa wymuszają koncentrację na walorach jakościowych produktu. Jednym z klasycznych narzędzi wykorzystywanych w procesie doskonalenia jakości są karty kontrolne. Autorem koncepcji kart kontrolnych jest W.A. Shewart; zaproponowane przez niego rozwiązania zdobyły szerokie uznanie. W miarę wzrostu możliwości wykorzystania komputerów karty dotychczas rozwijane w sferze teoretycznej stały się podstawowym narzędziem analitycznym w procesach doskonalenia jakości. Dodatkowo karty kontrolne próbuje się wykorzystać do analizy przebiegów procesów gospodarczych. Z jednej strony są to analizy dotyczące szeroko pojętego rynku finansowego, przede wszystkim rynku akcji, z drugiej natomiast są to analizy szeregów czasowych dotyczących parametrów ekonomicznych przedsiębiorstwa.

Celem niniejszej pracy jest zaprezentowanie sposobu wykorzystania wybranych kart kontrolnych na przykładzie rzeczywistych danych pochodzących z toku procesu produkcyjnego oraz przedstawienie możliwości zastosowania tytułowych kart w opisie jakości i stabilności innych procesów gospodarczych przedsiębiorstwa.

2. Charakterystyka porównawcza i zastosowanie wybranych kart kontrolnych

2.1. Karta kontrolna $\bar{x}$

Rozpatrywana jest mierzalna cecha X będąca pewnym czynnikiem mającym wpływ na jakość procesu produkcyjnego. Zwykle zakłada się, że cecha ta ma rozkład normalny lub też (na mocy twierdzenia Lapunowa) zbliżony do normalnego. Celem karty kontrolnej średniej jest wykrycie przesunięcia średniej wartości badanej charakterystyki. Jeżeli wiadomo, że cecha ta ma rozkład normalny o znanej wartości oczekiwanej i wariancji tzn. $X \sim N(\mu, \sigma)$ i jeżeli dysponuje się k próbkami n -elementowymi, to granice kontrolne takiej karty mają postać:

$$GLK = \mu + 3 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} - \text{górna linia kontrolna,}$$

$$DLK = \mu - 3 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} - \text{dolna linia kontrolna,}$$

μ – linia centralna.

Oczywiście w praktycznych zagadnieniach parametry rozkładu cechy są nieznane i należy je oszacować. Wykorzystuje się do tego odpowiednie estymatory. Dla wartości oczekiwanej takim naturalnym nieobciążonym i zgodnym estymatorem będzie wartość średnia:

$$\hat{\mu} = \bar{\bar{x}} = \frac{\sum_{i=1}^k \bar{x}_i}{k}, \quad (1)$$

gdzie

$$\bar{x}_i = \frac{\sum_{j=1}^n x_j}{n}.$$

Nieobciążonym estymatorem wariancji w próbce jest natomiast

$$\hat{\sigma}_i^2 = s_i^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})^2. \quad (2)$$

Jako że średnia estymatorów nieobciążonych jest estymatorem nieobciążonym, można wskazać, że

$$\hat{\sigma}^2 = s^2 = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k s_i^2 \quad (3)$$

jest estymatorem nieobciążonym wariancji. Jednak w przypadku odchylenia standardowego estymator

$$\hat{\sigma} = \bar{s} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \sqrt{s_i^2} \quad (4)$$

jest estymatorem obciążonym ze względu na to, iż

$$\hat{\sigma}_i = \sqrt{s_i^2} \quad (5)$$

jest estymatorem obciążonym. Wobec tego, że statystyka $\frac{(n-1)s^2}{\sigma^2}$ ma rozkład χ^2 z $n-1$ stopniami swobody, można udowodnić, że

$$E(S) = \frac{\sigma}{\sqrt{n-1}} \frac{1}{2\Gamma\left(\frac{n-1}{2}\right)} \int_0^\infty e^{-\frac{z}{2}} \left(\frac{z}{2}\right)^{\frac{n-1}{2}-1} z^{\frac{1}{2}} dz = \frac{\sigma}{\sqrt{n-1}} \frac{\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{n-1}{2}\right)} \sqrt{2}, \quad (6)$$

co w konsekwencji pozwala zapisać

$$E(S) = c_4 \bar{s}$$

oraz

$$\sigma_s = \sigma \sqrt{1 - c_4^2}.$$

Wobec tego nieobciążony estymator odchylenia standardowego przyjmie postać

$$\hat{\sigma} = \frac{\sqrt{n-1}}{\sqrt{2}} \frac{\Gamma\left(\frac{n-1}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \bar{s} = \frac{\bar{s}}{c_4}, \quad (7)$$

gdzie stała c_4 jest wartością tablicowaną (por. [Koronacki 1994]) zależną od wielkości próbki n .

Alternatywnie można oszacować odchylenie standardowe, wykorzystując do tego średni rozstęp

$$\bar{R} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k R_i, \quad (8)$$

gdzie

$$R_i = \max\{x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ij}\} - \min\{x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ij}\}.$$

Estymator ten jest obciążony, lecz przy określonych założeniach można pokazać, że

$$E(R) = d_2 \sigma$$

oraz

$$\sigma_R = d_3 \sigma.$$

gdzie d_2 oraz d_3 są wartościami stabilizowanymi (por. [Koronacki 1994]) zależnymi od wielkości próbki n .

Nieobciążonym estymatorem odchylenia standardowego jest więc

$$\hat{\sigma} = \frac{\bar{R}}{d_2}. \quad (9)$$

Należy tu zauważyć, że estymator wykorzystujący rozstęp powinien być stosowany wtedy, gdy wielkość próbki zawarta jest w przedziale $2 \leq n \leq 9$. Gdy $n > 9$, należy stosować estymator oparty na próbkowym odchyleniu standardowym.

Dla tak oszacowanych parametrów można przedstawić dwie alternatywne karty kontrolne średniej. W obu kartach linia centralna wyznaczona będzie przez wartość średnią:

$$\bar{\bar{x}} = \frac{\sum_{i=1}^k \bar{x}_i}{k} - \text{linia centralna,}$$

karta średniej z R :

$$GLK = \bar{\bar{x}} + 3 \frac{\bar{R}}{d_2 \sqrt{n}} = \bar{\bar{x}} + A_2(n) \bar{R} - \text{górna linia kontrolna,}$$

$$DLK = \bar{\bar{x}} - 3 \frac{\bar{R}}{d_2 \sqrt{n}} = \bar{\bar{x}} - A_2(n) \bar{R} - \text{dolna linia kontrolna,}$$

gdzie

$$A_2(n) = \frac{3}{d_2 \sqrt{n}},$$

karta średniej z s :

$$GLK = \bar{\bar{x}} + 3 \frac{\bar{s}}{c_4 \sqrt{n}} = \bar{\bar{x}} + A_3(n) \bar{s} - \text{górna linia kontrolna,}$$

$$DLK = \bar{\bar{x}} - 3 \frac{\bar{s}}{c_4 \sqrt{n}} = \bar{\bar{x}} - A_3(n) \bar{s} - \text{dolna linia kontrolna,}$$

gdzie

$$A_3(n) = \frac{3}{c_4 \sqrt{n}},$$

gdzie A_3 , A_2 , c_4 , d_2 są wartościami tablicowanymi (por. [Koronacki 1994]) zależnymi od n .

Przykład 1. Celem jest zbadanie stabilności procesu produkcyjnego piwa butelkowego 11,6% w browarze Piast. Dane pochodzą z kontroli inspekcyjnej z 2002 r., prowadzonej na bieżąco przez laboratorium jakości w browarze. W tabeli 1 zamieszczono dane dotyczące dziesięciu 3-elementowych próbek.

Tabela 1. Dane zawartości ekstraktu brzezki podstawowej w % wagowych w piwie jasnym 11,6%

Numer grupy	Ekstrakt brzezki podstawowej w % wagowych			Średnie grup	Rozstęp
1	11,53	11,73	11,62	11,63	0,20
2	11,61	11,73	11,66	11,67	0,12
3	11,62	11,63	11,64	11,63	0,02
4	11,63	11,60	11,64	11,62	0,04
5	11,68	11,61	11,51	11,60	0,17
6	11,46	11,52	11,51	11,50	0,06
7	11,63	11,54	11,50	11,56	0,13
8	11,58	11,55	11,56	11,56	0,03
9	11,57	11,56	11,62	11,58	0,06
10	11,60	11,5	11,63	11,58	0,13
				11,59	0,096

Źródło: laboratorium jakości browaru Piast.

Mało liczne próbki determinują wybór karty średniej z rozstępem. Na podstawie danych obliczono poszczególne elementy karty kontrolnej:

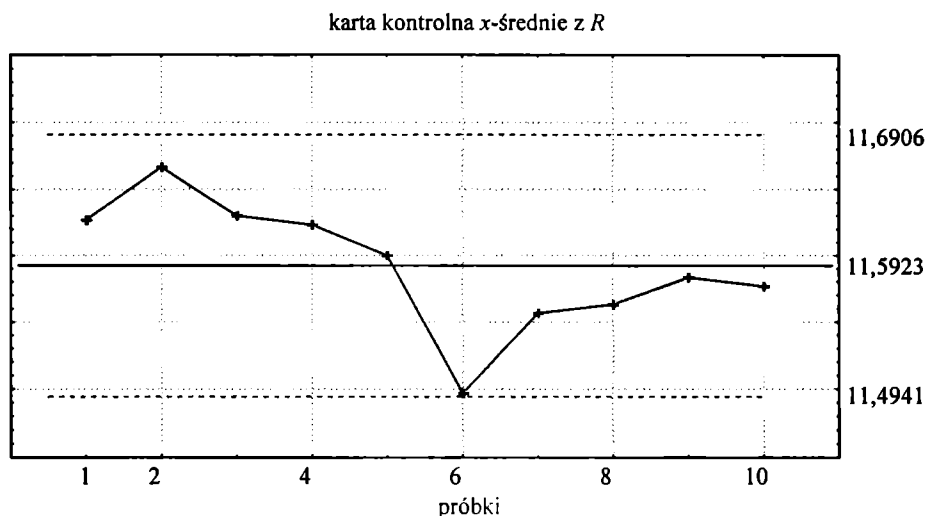
$$\bar{x} = 11,59, \bar{R} = 0,096;$$

z tabeli parametrów kart kontrolnych dla $n = 3$ odczytano wartość $A_2(3) = 1,023$. Wobec czego granice kontrolne przyjmą wartości:

$$GLK = 11,59 + 1,023 \cdot 0,096 = 11,69,$$

$$DLK = 11,59 - 1,023 \cdot 0,096 = 11,49.$$

Na rysunku 1 przedstawiono graficzną prezentację karty kontrolnej. Można z niej odczytać, że żadna z obserwowanych wartości średniej nie wykracza poza obszar wyznaczony przez granice kontrolne (przedstawione na rysunku za pomocą linii przerywanych), a więc zgodnie z regułą trzech sigm można uznać, że proces jest stabilny. Dodatkowo przeprowadzone testy wzorca przebiegu nie wykazały rozregulowania (więcej o wzorcach przebiegu [Zarządzanie przez jakość... 2003, s. 222]. Można zatem stwierdzić, że proces jest statystycznie uregulowany.



Rys. 1. Karta kontrolna wartości średniej ekstraktu brzezki

Źródło: opracowanie własne.

2.2. Karta Cusum

Karta ta – znana już wcześniej – do praktycznego użytku weszła w momencie znacznego rozwoju technik komputerowych. To, że obliczenia dla tych kart są nieco bardziej skomplikowane, jest rekompensowane właściwościami, których standardowe karty kontrolne nie posiadają. Metody sekwencyjne pozwalają bowiem na wykrycie tzw. dryfu, czyli powolnego przechodzenia od obszaru o zadowalającym działaniu do obszaru o działaniu niezadowalającym (por. [Kornacki 1994]). Karty te mogą być używane w zastępstwie standardowych kart kontrolnych, ale również jako ich uzupełnienie. Karta Cusum została po raz pierwszy wprowadzona przez E.S. Page'a (1954). Jej istotą jest to, że podczas kontroli procesu wykorzystuje ona nie tylko bieżącą wartość statystyki policzoną na podstawie próbkę, ale także wartości statystyk z wcześniejszych próbek. Na karcie Cusum rejestruje się sumy skumulowane odchyleń średniej wartości charakterystyki od jej wartości założonej (nominalnej), tzn.:

$$O_1 = x_1 - m,$$

$$O_2 = x_1 - m + x_2 - m,$$

$$\dots\dots\dots,$$

$$O_i = x_1 - m + x_2 - m + \dots + x_i - m = O_{i-1} + x_i - m,$$

gdzie: m – założona wartość nominalna,

x_i – zaobserwowana wartość charakterystyki.

Dla kart Cusum nie prowadzi się typowych linii kontrolnych – jest ona oparta na teście ilorazu wiarygodności (por. [Koronacki 1994]). Wyznacza się tu obszar dopuszczalny (proces uregulowany) i niedopuszczalny (proces nieuregulowany). Zwykle przedstawia się tzw. V-maskownice lub stosuje algorytm tabelaryczny.

Położenie i rozwartość V-maskownicy jest określona przez dwie wielkości:

d – odległość grota maskownicy w prawo od naniesionego punktu (odległość prowadząca),

θ – kąt nachylenia linii maskownicy do osi x układu współrzędnych,

Obie wartości oblicza się według następujących wzorów:

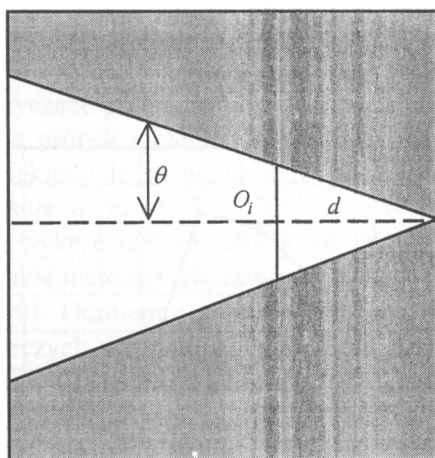
$$\theta = \arctg\left(\frac{\delta}{2}\right), d = \frac{2}{\delta^2} \ln \frac{1-\beta}{\alpha},$$

w których to: δ – wykrywane przesunięcie,

β – prawdopodobieństwo niewykrycia założonego lub większego przesunięcia procesu (prawdopodobieństwo błędu II rodzaju),

α – prawdopodobieństwo wskazania, że proces jest rozregulowany, gdy przesunięcie badanej zmiennej nie było większe od δ (prawdopodobieństwo błędu I rodzaju).

Sposób wyznaczenia maskownicy prezentuje rys. 2.



Rys. 2. Wyznaczenie maskownicy

Źródło: [Montgomery 1995].

Podczas wyznaczania linii kontrolnych za pomocą algorytmu tabelarycznego definiuje się tzw. K – wartość odniesienia. Jest to połowa modułu różnicy pomiędzy wartością nominalną a wartością, którą uznajemy za punkt odrzucenia. Dodatkowo przez O_i^+ i O_i^- wyznacza się tzw. jednostronne górne i dolne Cusum, gdzie:

$$O_i^+ = \max\left[0, x_i - (m + K) + O_{i-1}^+\right],$$

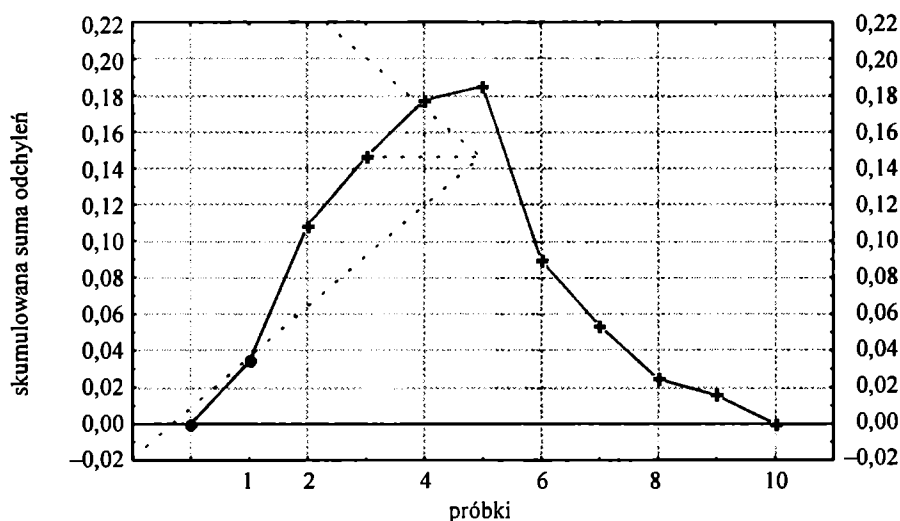
$$O_i^- = \max\left[0, (m - K) - x_i + O_{i-1}^-\right]$$

oraz

$$O_0^+ = O_0^- = 0.$$

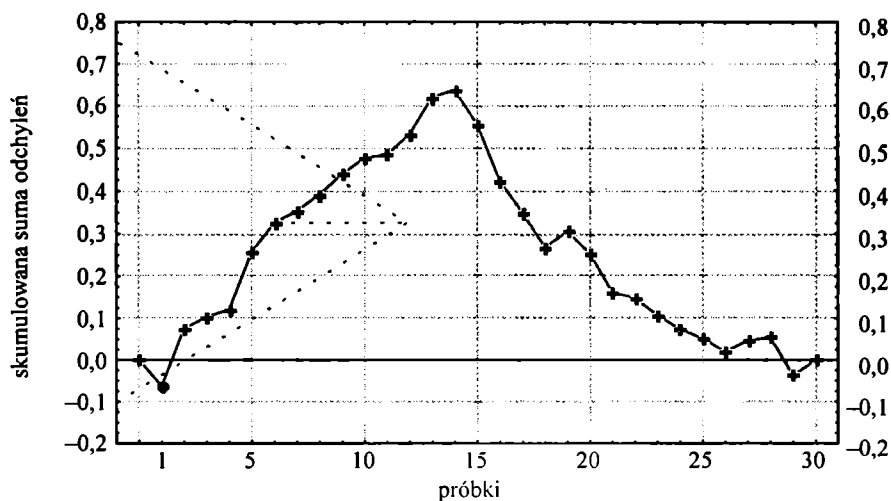
Granice kontrolne są wyznaczane na poziomie pięciu sigm, punktami na karcie są jednostronne Cusum (więcej [Kończak 2000]).

Przykład 3. Kartę kontrolną Cusum średniej przedstawiono dla danych z tab. 1. Utworzono kartę zarówno dla pojedynczych obserwacji, traktując każdą obserwację jako próbkę (rys. 3), jak i dla obserwacji zagregowanych (rys. 4). Obszar dopuszczalny wyznaczony jest pomiędzy ramionami maskownicy. Punkty znajdujące się poniżej lub powyżej ramion maskownicy traktuje się jako niedopuszczalne, a sam proces jako rozregulowany. W przedstawionym przykładzie wartości parametrów wynosiły $\alpha = \beta = 0,05$, a wykrywane przesunięcie było równe odchyleniu standardowemu procesu i wynosiło dla danych zagregowanych $\delta_z = 0,0554$, natomiast dla pojedynczych obserwacji $\delta_p = 0,066$. Można zauważyć, że obie te karty wskazały na rozregulowanie procesu i dryf wartości średniej. Warto także zwrócić uwagę, że standardowa karta średniej rozregulowania nie wykryła. Standardowa karta nie wykrywa bowiem wolnych tendencji w zmianie wartości średniej rozpatrywanej charakterystyki.



Rys. 3. Karta Cusum dla próbek 3-elementowych

Źródło: obliczenia własne.



Rys. 4. Karta Cusum dla próbek 1-elementowych

Źródło: obliczenia własne.

3. Zastosowanie kart kontrolnych w stabilizacji procesów gospodarczych

Analizując dane dotyczące procesów gospodarczych, należy zauważyć, że nie ma możliwości pobrania próbek n -elementowych, a pojedyncze obserwacje uzyskuje się w pewnych, niekiedy dość długich okresach. Dlatego też do badania stacjonarności szeregu stosuje się często karty kontrolne wykorzystujące metody sekwencyjne pozwalające wykryć zarówno chwilowe, jak i trwałe (trend) przesunięcie wartości średniej. Takie metody wykorzystywane są np. w analizie cen akcji na giełdzie [Miszczak 1999]. Odmienny sposób zastosowania kart kontrolnych do analiz zjawisk gospodarczych prezentują np. U. Siedlecka i J. Siedlecki [1994], proponując obliczenie nowych granic kontrolnych po każdym sygnale rozregulowania, lub U. Siedlecka [1993] postulując, gdy szereg nie jest stacjonarny, uwolnienie się od trendu bądź też analizowanie wskaźników łańcuchowych będących ilustracją zmian tempa wzrostu badanego zjawiska. Przy tym granice wyznaczające poszczególne strefy nazywa się tu granicami bezpieczeństwa, a ich przekroczenie traktuje się jako sygnał ostrzegawczy.

Poniżej przedstawimy sposób analizy szeregów wykazujących trend z użyciem karty kontrolnej regresji.

Karta regresyjna

Karta regresyjna stosowana jest wtedy, gdy zachodzi konieczność monitorowania zależności pomiędzy dwiema charakterystykami procesu. Podstawą tej karty

jest wykres rozrzutu, za pomocą którego ustala się rodzaj korelacji bądź stwierdza jej brak. Bezpośrednim narzędziem do pomiaru siły i rodzaju zależności pomiędzy dwiema zmiennymi jest współczynnik korelacji Persony. Linia centralną tej karty jest linia regresji przedstawiająca liniową zależność pomiędzy analizowanymi zmiennymi. Granice kontrolne wyznacza się najczęściej w odległości trzech sigm od linii centralnej. Oprócz nich na wykresie przedstawia się 95-procentowy przedział ufności naniesiony dla linii centralnej. Na takiej karcie punktami są wartości zmiennych kolejno zaobserwowanych podczas przebiegu procesu. Punkty wykraczające poza wyznaczony przedział wskazują, w których miejscach procesu zależność pomiędzy analizowanymi zmiennymi z powodu różnych przyczyn została zachwiana. Parametry linii centralnej wyznaczane są klasyczną metodą najmniejszych kwadratów:

$$CL = ax + b, \quad a = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, \quad b = \bar{y} - a\bar{x}.$$

Dolna i górna granica kontrolna są wyznaczane względem każdego numeru próbki i w odległości $\pm 3\hat{\sigma}$, gdzie:

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \hat{x}_i)^2}{n-2}}.$$

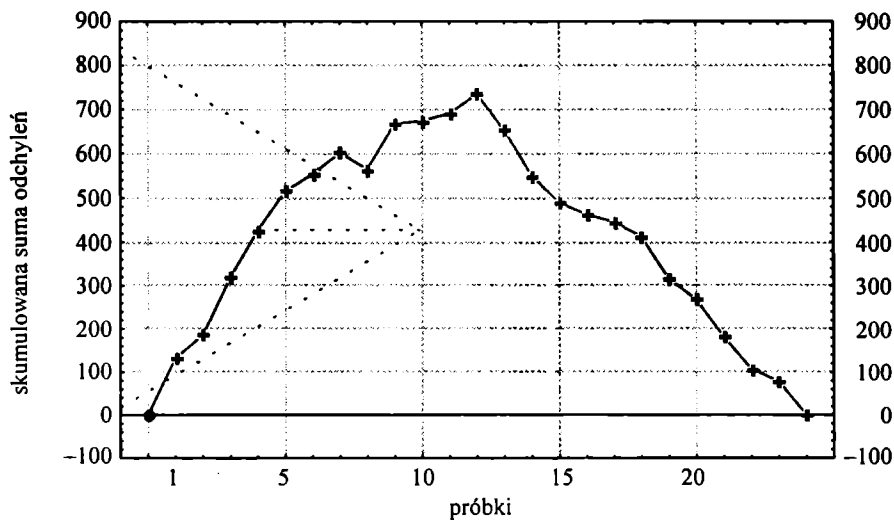
Przykład 4. W tabeli 2 przedstawiono wartości kosztów oraz produkcji w poszczególnych miesiącach dwóch lat w pewnym przedsiębiorstwie. Celem było zbadanie stabilności kosztów przy użyciu kart kontrolnych. Zdecydowano się użyć karty Cusum średniej w celu wykrycia ewentualnego trendu. Można zauważyć (por. rys. 5), że karta ta wykazała rozregulowanie, widać tu wyraźnie dryf kosztów.

Należałoby zatem odnaleźć występujący trend, następnie uwolnić poszczególne obserwacje od trendu i dopiero wtedy stworzyć kartę kontrolną. Zamiast takiej procedury postępowania można bezpośrednio użyć karty regresyjnej, w której to zmienną niezależną będzie czas, zmienną zależną natomiast staną się wielkości kosztów. Przeprowadzono obie procedury, a wyniki przedstawiono na rys. 6 oraz rys. 7. Rysunek 6 przedstawia oszacowaną za pomocą metody najmniejszych kwadratów prostą regresji, która przyjęła postać: $\hat{K} = 362,18 - 8,721 \cdot T$, gdzie błąd oszacowania $\hat{\sigma} = 44,1$ wraz z krzywymi ufności, a także liniami ostrzegawczymi na poziomie 1,5 sigm oraz granicami kontrolnymi na poziomie trzech sigm. Na rysunku 7 przedstawiono kartę kontrolną średniej z obserwacji, które uwolniono od

Tabela 2. Dane dotyczące kosztów i produkcji

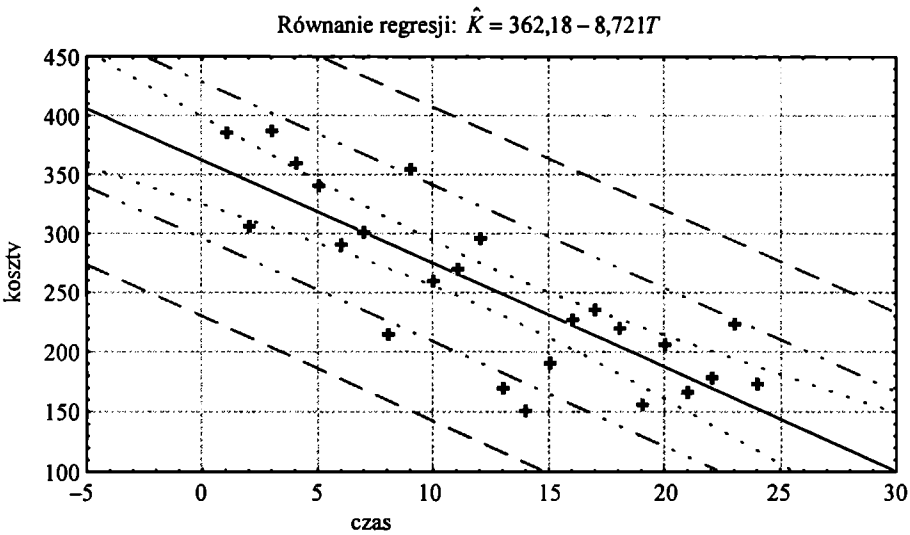
Miesiące 1995 r.	Koszty całkowite	Produkcja	Miesiące 1996 r.	Koszty całkowite	Produkcja
1	385 600	355 300	1	170 600	157 100
2	306 400	310 300	2	151 000	152 100
3	387 500	359 200	3	191 900	192 800
4	360 400	357 000	4	226 900	254 800
5	340 600	340 000	5	235 900	270 100
6	291 800	309 500	6	220 400	253 300
7	301 700	318 300	7	156 300	153 900
8	215 700	231 300	8	206 100	231 200
9	355 600	347 000	9	167 000	173 500
10	260 200	303 700	10	178 700	203 800
11	270 100	295 500	11	223 800	251 700
12	297 200	323 100	12	174 700	186 700

Źródło: [Nowak 2001].



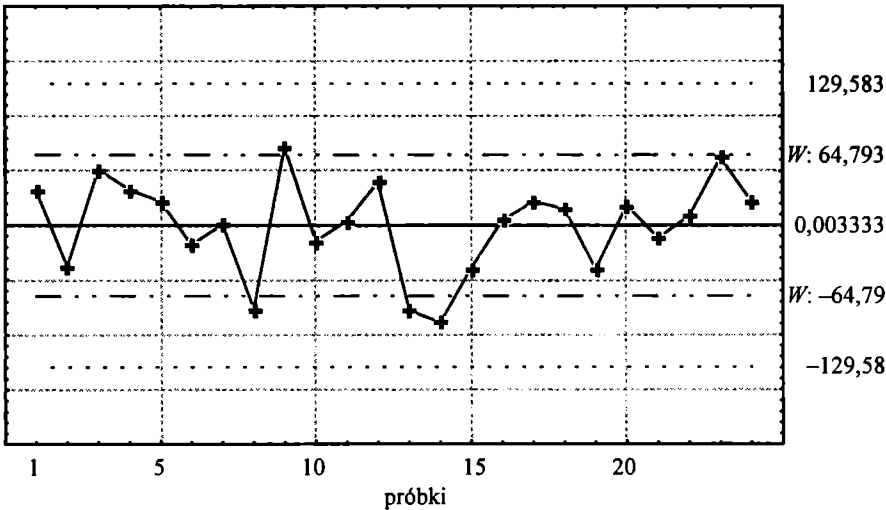
Rys. 5. Karta Cusum średniej

Źródło: opracowanie własne.



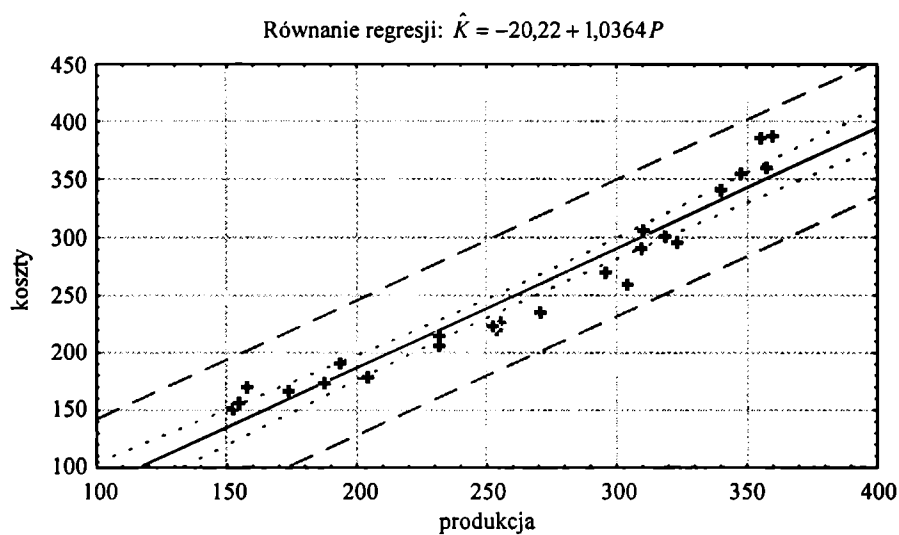
Rys. 6. Karta kontrolna regresji dla danych z tab. 3

Źródło: opracowanie własne.



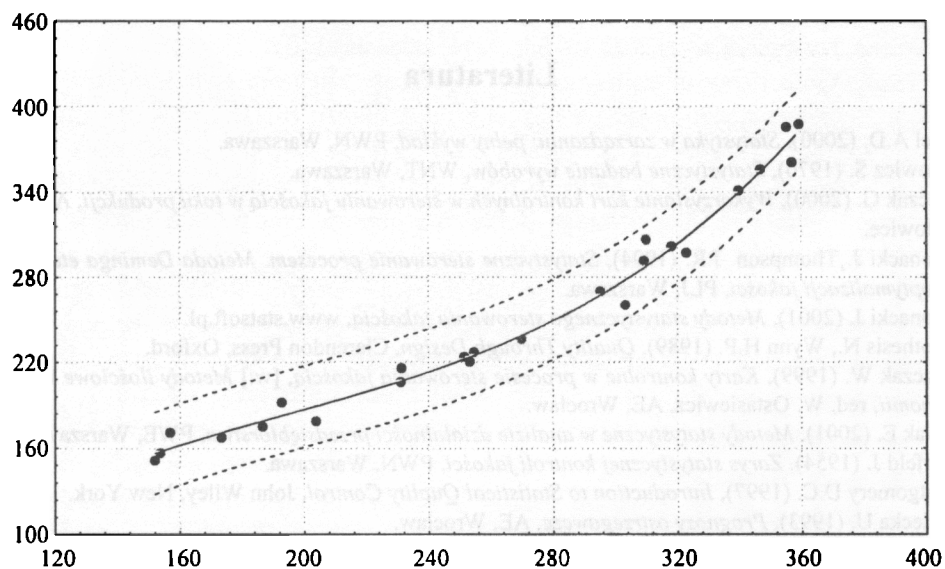
Rys. 7. Karta średniej bez trendu dla danych z tab. 3

Źródło: opracowanie własne.



Rys. 8. Karta kontrolna regresji liniowej

Źródło: opracowanie własne.



Rys. 9. Karta kontrolna regresji wielomianowej

Źródło: opracowanie własne.

oszacowanego trendu wraz z liniami ostrzegawczymi na poziomie 1,5 sigm. Wyniki obu procedur są oczywiście identyczne. Na obu kartach nie zaobserwowano rozregulowania (wysokości).

Warto zauważyć, że zmiana wielkości kosztów może się łączyć ze zmianami związanymi z innymi wielkościami ekonomicznymi przedsiębiorstwa, takimi jak np. wielkość produkcji. Warto wobec tego oszacować kartę regresji, w której zmienną objaśniającą będzie nie czas lecz wielkość produkcji. Oszacowana prosta zależności wielkości kosztów od produkcji przyjmuje postać $\hat{K} = -20,22 + 1,036 \cdot P$, a błąd oszacowania wynosi $\hat{\sigma} = 19,59$. Karta ta, przedstawiona wraz z krzywymi ufności na rys. 8, nie wykazała rozregulowania, ale pozwoliła zauważyć, że pomiędzy zmiennymi może nie zachodzić związek liniowy. W pracy E. Nowaka [2001] oszacowana przyczynowość między produkcją a kosztami dla danych z tab. 2 jest przedstawiona za pomocą wielomianu trzeciego stopnia postaci:

$$\hat{K} = -99,814 + 3,161P - 0,013P^2 + 0,000024P^3,$$

gdzie współczynnik zbieżności $\varphi^2 = 1,37\%$, a błąd standardowy estymacji wyniósł $s_e = 9,4603$.

Dla tak wyliczonego modelu zdecydowano się skonstruować kartę kontrolną, w której granice kontrolne znalazły się w odległości trzech sigm od wartości teoretycznych. Karta ta, przedstawiona na rys. 9, potwierdziła stabilność kosztów.

Literatura

- Aczel A.D. (2000), *Statystyka w zarządzaniu: pełny wykład*, PWN, Warszawa.
- Firkowicz S. (1970), *Statystyczne badanie wyrobów*, WNT, Warszawa.
- Kończak G. (2000), *Wykorzystanie kart kontrolnych w sterowaniu jakością w toku produkcji*, AE, Katowice.
- Koronacki J., Thompson J.R. (1994), *Statystyczne sterowanie procesem. Metoda Deminga etapowej optymalizacji jakości*, PLJ, Warszawa.
- Koronacki J. (2001), *Metody statystycznego sterowania jakością*, www.statsoft.pl.
- Logothesis N., Wynn H.P. (1989), *Quality Through Design*, Clarendon Press, Oxford.
- Miszczak W. (1999), *Karty kontrolne w procesie sterowania jakością*, [w:] *Metody ilościowe w ekonomii*, red. W. Ostasiewicz, AE, Wrocław.
- Nowak E. (2001), *Metody statystyczne w analizie działalności przedsiębiorstwa*, PWE, Warszawa.
- Oderfeld J. (1954), *Zarys statystycznej kontroli jakości*, PWN, Warszawa.
- Montgomery D.C. (1997), *Introduction to Statistical Quality Control*, John Wiley, New York.
- Siedlecka U. (1993), *Prognozy ostrzegawcze*, AE, Wrocław.
- Siedlecka U., Siedlecki J. (1994), *Sonda system bieżącej obserwacji trendów gospodarczych*, AE, Wrocław.
- Zarządzanie przez jakość. Koncepcje, metody, studia przypadków* (2003), red. E. Konarzewska-Gubała, AE, Wrocław.

THE APPLICATION OF CONTROL CHARTS FOR STABILIZATION OF ECONOMIC PROCESS

Summary

In the article capabilities of employment of control charts for description of quality and stability of economic process of enterprise are considered. In the first part of the paper there are some chosen control charts are described. All control charts are illustrated with simple examples. The second part concerns regressive approach. It presents regressive control charts in application for description of stability cost level of enterprise. There control charts with a drift as well as linear and unlinear regression charts are considered.

Mgr inż. Łukasz Kuźmiński jest pracownikiem Katedry Statystyki, **mgr Piotr Peternek** jest pracownikiem Katedry Badań Operacyjnych Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu.