

MODELOWANIE EMPIRYCZNE I STATYSTYCZNE STEROWANIE PROCESEM MONTAŻU POŁĄCZEŃ GWINTOWYCH Z UWZGLĘDNIENIEM EFEKTU BRUZDOWANIA

Rafał Popiel^{1a}, Grzegorz Działkiewicz^{2b}

¹Opel Manufacturing Poland Sp. z o.o.

²Instytut Mechaniki i Inżynierii Obliczeniowej, Politechnika Śląska

^arafal.popiel@opel.com, ^bgrzegorz.dzialkiewicz@polsl.pl

Streszczenie

Praca dotyczy modelowania empirycznego oraz statystycznego sterowania procesem montażu połączeń gwintowych. Opisano wpływ właściwości mechanicznych i trybologicznych na jakość procesu montażu, a w szczególności operacji dokręcania. Rozważany problem dotyczy oszacowania wpływu bruzdowania na wartość kontrolnego momentu dokręcania w strategii dokręcania na określony kąt obrotu. Wykorzystując analizę regresji liniowej, udowodniono silną negatywną korelację pomiędzy twardością stalowej podkładki będącej elementem połączenia a kontrolnym momentem dokręcania. Modelowanie empiryczne pozwoliło skutecznie zastosować statystyczne sterowanie procesem. W wyniku zastosowania tych metod osiągnięto istotną poprawę jakości procesu, redukując w ten sposób koszty produkcji, poprzez eliminację braków.

Słowa kluczowe: jakość połączeń gwintowych, statystyczne sterowanie procesem, modelowanie empiryczne, tarcie, bruzdowanie

EMPIRICAL MODELING AND STATISTICAL PROCESS CONTROL OF THE THREADED JOINT ASSEMBLY INCLUDING THE EFFECT OF PLOUGHING

Summary

This paper describes the application of empirical modeling and statistical process control of the threaded joints assembly process. The influence of mechanical and tribological properties on the quality of the assembly process in particular on tightening operation was described. The considered problem concerns the estimation of the influence of ploughing on the tightening torque value in the angle tightening strategy. Using a linear regression analysis, a strong negative correlation between the hardness of the washer being a part of the joint and the control tightening torque value has been proven. Empirical modeling allowed to effectively perform the statistical process control. As a result of these methods, a significant improvement in the quality of the process has been achieved, thus reducing production costs by eliminating defects.

Keywords: the quality of threaded joints, statistical process control, empirical modeling, friction, ploughing

1. WSTĘP

Nie tylko utrzymanie, ale także ciągły wzrost jakości w przemyśle zapewnia poprawę stopnia zadowolenia klientów, przyczynia się do zmniejszenia ryzyka niedostoso-

wania ofert do oczekiwań rynku, pozwala na istotną poprawę procesów wewnętrznych organizacji. Utrzymanie wysokiej jakości procesów produkcyjnych wiąże się z

wieloma problemami, z których jednym z najpoważniejszych jest brak powtarzalności jakości wykonania elementów wejściowych do procesu. Kluczem do postępu w przemyśle, głównie motoryzacyjnym, jest nieustanne dążenie do zmniejszania masy elementów konstrukcyjnych, zachowując jednocześnie lub nawet polepszając ich właściwości mechaniczne oraz technologiczne.

Sprostanie temu wymusza poszukiwania materiałów w grupie metali lekkich, których głównym przedstawicielem mogą być stopy aluminium oraz wśród materiałów kompozytowych. Ze względu na różny skład chemiczny materiały te łączone mogą być ze sobą ograniczonymi metodami, z których najbardziej popularną jest połączenie gwintowe [10].

Połączenia gwintowe to połączenia rozłączne, kształwo-cierne, w których wykorzystuje się siły spójności materiałów elementów połączenia oraz siły tarcia występujące na powierzchniach przylegania elementów połączenia [2].

Połączenia gwintowe pojawiły się prawdopodobnie w czasach Archimedesa, gdzie zastosowanie znalazły w prasach winniczych, a gwinty wykonywano ręcznie. W XVI wieku zaczęto stosować metody produkcji gwintów z zastosowaniem odlewania elementów z brązu lub miedzi [10]. Pojawienie się tokarki na przełomie XIX i XX wieku stworzyło możliwości wykonania gwintu dokładnego o dowolnych zarysach [10]. Obecnie najbardziej ekonomiczną metodą produkcji elementów gwintowych jest obróbka plastyczna poprzez walcowanie.

Zjawiskiem ściśle związanym z procesem montażu połączeń gwintowych jest tarcie, które wywiera istotny wpływ na jakość tego procesu. Opisem zjawiska tarcia zajmuje się trybologia, która jako nauka została ukształtowana formalnie w roku 1966 [7].

Spośród wielu czynników podlegających kontroli jakości oraz mających wpływ na jakość procesu montażu połączeń gwintowych wymienić należy: własności mechaniczne elementów połączenia, warunki tarcia występujące podczas dokręcania, własności geometryczne części, a także parametry procesu montażu, na przykład odnoszące się do nastaw narzędzi dokręcających.

Wielość i złożoność wymienionych czynników sprawia, że modelowanie analityczne lub stosowanie narzędzi obliczeniowych do modelowania procesów montażu połączeń gwintowych jest bardzo trudne i nieefektywne w warunkach produkcyjnych. Dodatkowo zmienność czynników i parametrów procesu produkcyjnego wymusza zastosowanie narzędzi statystycznych w ocenie procesu, a w szczególności w sterowaniu jego jakością. Dlatego celem niniejszej pracy jest analiza wpływu warunków tarcia, w szczególności występowania efektu bruzdowania, na jakość procesu montażu połączeń gwintowych. Rozpatrywano operację dokręcania tego

procesu, efekt bruzdowania wpływający na jego jakość oraz kryteria jakości. Do analizy i sterowania jakością procesu wykorzystano narzędzia statystycznej kontroli procesu (ang. statistical process control, SPC). Ze względu na złożoność procesu oraz warunki produkcji masowej zdecydowano się na zastosowanie metod modelowania empirycznego w celu ilościowego opisu wpływu własności połączenia gwintowego na jakość procesu jego montażu. Opracowane modele umożliwiły sterowanie procesem, w celu poprawy jego jakości, co przedstawiono w przykładach.

2. WARUNKI TARCIA JAKO CZYNNIKI WYWIERAJĄCE WPŁYW NA JAKOŚĆ PROCESU MONTAŻU POŁĄCZEŃ GWINTOWYCH

Miarą jakości procesu montażu połączeń gwintowych jest osiągnięcie wymaganej siły zaciskowej, powodującej połączenie montowanych elementów. W praktyce bezpośredni pomiar tej wielkości jest niemożliwy, ponieważ zastosowanie urządzeń tensometrycznych w produkcji masowej jest nieefektywne ze względu na koszt ich zastosowania. Z tego powodu najczęściej stosowaną miarą jakości procesu montażu połączenia gwintowego jest wartość tzw. momentu dokręcania [1,10]. Uzyskując określoną wartość momentu dokręcania w połączeniu gwintowym, należy spodziewać się zmienności siły zaciskowej. Spowodowane to jest wieloma czynnikami, z których jednym z najważniejszych jest zjawisko tarcia. Siły tarcia również zabezpieczają połączenie gwintowe przed samoczynnym luzowaniem, co spowodowane jest ich występowaniem pomiędzy zwojami gwintu śruby i nakrętki oraz na powierzchniach styku dokręcanych elementów [3]. W niniejszej pracy rozpatrywano tarcie ślizgowe, statyczne, zewnętrzne i suche w styku ciał stałych, wg klasyfikacji podanej w [7,5]. Z historycznego punktu widzenia najważniejszym prawem tarcia jest prawo tarcia suchego Amontonsa, przedstawiane w postaci równania [7]:

$$F_t = \mu F_n, \quad (1)$$

gdzie:

- F_t - siła tarcia,
- F_n - siła normalna,
- μ - współczynnik tarcia.

Równanie (1) opisujące prawo tarcia rozwiniętego Amontonsa jest współcześnie powszechnie stosowane w obliczeniach technicznych, ale w badaniach jakości operacji dokręcania nie opisuje występujących tam zjawisk wystarczająco dokładnie.

Z równania (1) wynika, że współczynnik tarcia μ nie zależy od obciążenia normalnego. W rzeczywistości, jak

zostało to później udowodnione, współczynnik tarcia zależy od obciążenia, a oprócz tego od mechanicznych, geometrycznych i chemicznych właściwości powierzchni trących [4].

Do mechanicznych teorii tarcia zalicza się również teorię Bowdena i Tabora [7], która oparta jest na modelu ścinania szepień adhezyjnych. Teoria ta zakłada, że na elementarnych powierzchniach styku dzięki występującym tam odkształceniom plastycznym tworzą się szepienia adhezyjne, tzw. mostki tarcia. Siła potrzebna do ścięcia tych szepień stanowi siłę tarcia. Jeżeli tarcie zachodzi pomiędzy metalem twardym i miękkim, to dodatkowo wierzchołki chropowatości twardego metalu powodować mogą bruzdowanie, mikrorysowanie i mikro-skrawanie miękkiego metalu [7,5]. Siłę tarcia spowodowaną przez adhezję opisuje zależność [7]:

$$F_t = A_r R_t, \quad (2)$$

gdzie:

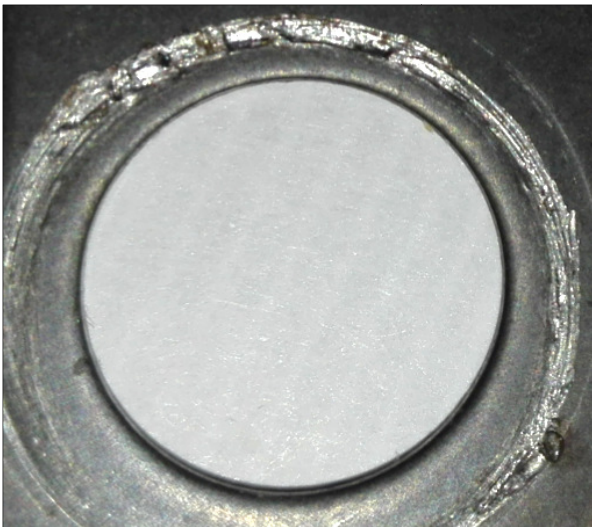
- A_r – rzeczywista powierzchnia styku,
- R_t – wytrzymałość szepień adhezyjnych na ścinanie.

Po dodaniu siły potrzebnej na bruzdowanie całkowita siła tarcia F_t^C równa się:

$$F_t^C = A_r R_t + F_{tb}, \quad (3)$$

gdzie F_{tb} – siła bruzdowania.

W niniejszym artykule rozpatrywano przykład występowania efektu bruzdowania podczas montażu połączeń gwintowych. Efekt ten wystąpił na powierzchni stalowej podkładki będącej elementem połączenia gwintowego elementów silnika spalinowego. Na rys. 1 pokazano powierzchnię oporową podkładki, na której doszło do bruzdowania łbem śruby. Zdjęcie przedstawia podkładkę charakteryzującą się twardością 36,57 HRC.



Rys. 1. Powierzchnia oporowa podkładki o twardości 36,57 HRC wraz z widocznymi śladami bruzdowania

Zapisując prawo tarcia Amontonsa według (1) z uwzględnieniem bruzdowania jak w (3), otrzymuje się:

$$F_t^C = \left(\mu + \frac{F_{tb}}{F_n} \right) F_n = \mu_{eff} F_n, \quad (4)$$

można wprowadzić efektywny współczynnik tarcia μ_{eff} zależny od siły bruzdowania. Korzystając z definicji twardości [10,5], można ją wprowadzić do (5), otrzymując:

$$\mu_{eff} = \mu + \frac{F_{tb}}{H A_{eff}}, \quad (5)$$

gdzie H to miara twardości w styku tarciovym, a A_{eff} to efektywne pole powierzchni styku. Równanie (5) ma charakter jakościowy, ponieważ określenie wielkości F_{tb} oraz A_{eff} wymaga dodatkowych badań identyfikacyjnych, które są bardzo trudne do wykonania w warunkach produkcyjnych.

Korzystając z definicji naprężenia, można przedstawić równanie (5) jako:

$$\mu_{eff} = \mu + \frac{\tau_{tb}}{H}, \quad (6)$$

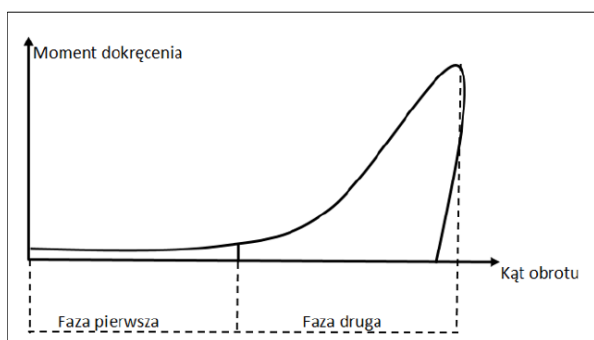
gdzie τ_{tb} oznacza naprężenia styczne (opór właściwy) przy bruzdowaniu. Można zauważyć, że równanie (6) przedstawia się analogicznie do równania znanego z teorii tarcia Kragielskiego [5]. Równanie (6) opisuje, że w przypadku występowania znacznej różnicy twardości w styku tarciovym połączenia gwintowego może dojść do procesu bruzdowania powierzchni, jak w przypadku opisanym w niniejszej pracy – zaobserwowany proces bruzdowania dotyczył pary łeb śruby-podkładka, co pokazuje rys. 1. Ze względu na niższą twardość podkładki, efekt był obserwowany na jej powierzchni. Co więcej, model (6) pokazuje, że zmniejszenie twardości prowadzi do wzrostu wartości efektywnego współczynnika tarcia w połączeniu, co przekłada się na jakość połączenia, jak to zostanie pokazane w kolejnym rozdziale. W niniejszej pracy zastosowano modelowanie empiryczne [8] do ilościowego uwzględnienia efektu bruzdowania w celu sterowania jakością procesu montażu połączeń gwintowych. Wybór tej metody modelowania wynika ze złożoności zjawiska bruzdowania w styku tarciovym oraz ograniczeń (ekonomicznych i czasowych) występujących podczas procesu produkcyjnego.

Współczynnik tarcia nie jest trudno mierzalny, lecz podczas pomiarów uzyskuje się znaczną zmienność tej wielkości, co ma związek z opisanymi wcześniej złożonymi czynnikami występującymi w styku ciał będących w kontakcie. Stabelaryzowane wartości współczynników tarcia należy traktować z rezerwą, gdyż są one zależne nie tylko od własności materiałów, ale także od dokładności obróbki, kształtu narzędzia skrawającego, wilgotności i zanieczyszczenia trących elementów i wielu innych czynników [4]. Znajomość wartości współczynnika tarcia umożliwia wyznaczenie wartości momentu dokręcania, co opisane zostało w następnym rozdziale.

3. OPERACJA DOKRĘCANIA I JEJ WPŁYW NA JAKOŚĆ PROCESU MONTAŻU POŁĄCZEŃ GWINTOWYCH

W przypadku połączeń gwintowych proces montażu elementów odbywa się zasadniczo w trakcie operacji dokręcania, czyli obrotu śruby lub nakrętki, w którego efekcie osiąga się wymagany naciąg śruby powodujący docisk łączonych elementów. Osiągnięcie odpowiedniej wartości siły zaciskowej warunkuje jakość połączenia gwintowego, w szczególności w kontekście jego eksploatacji. Współczesne przedsiębiorstwo, realizujące proces montażu połączeń gwintowych w trybie produkcji masowej, zaopatrzone jest w nowoczesne narzędzia dokręcające, mające możliwość nastawy parametrów, które wywierają wpływ na jakość procesu montażu. Są możliwe nastawy parametrów, takich jak: prędkość dokręcania [1,3], strategia dokręcania, czy liczba kroków dokręcania [1]. Schemat dokręcania przedstawiony na rys. 2 podzielić można na dwie fazy:

- faza pierwsza, w której śruba lub nakrętka dokręcana jest swobodnie, do czasu zetknięcia łba śruby lub nakrętki do powierzchni elementu łączącego,
- faza druga, w której śruba lub nakrętka dokręcana jest od końca fazy pierwszej do osiągnięcia wymaganego momentu lub kąta dokręcania.



Rys. 2. Schemat dokręcania

Dokręcanie, ze względu na kontrolę parametrów tej operacji, można przeprowadzić w dwóch strategiach powszechnie stosowanych w przemyśle: dokręcanie na określony moment oraz na określony kąt obrotu.

W strategii dokręcania na określony moment śruba dokręcana może być w kilku krokach (etapach) za pomocą dokładnie określonego finalnego momentu dokręcania tylko w zakresie odkształceń sprężystych śruby, gdzie nie dochodzi do trwałego jej wydłużenia. Wadą tej strategii jest wynosząca w skrajnych przypadkach nawet do $\pm 30\%$ zmienność siły naciągu śruby [1]. Przyczyną tak dużej zmienności siły naciągu w omawianym przypadku odkształceń sprężystych jest wysoka wrażliwość momentu dokręcania ze względu na warunki

tarcia w połączeniu i związanym z tym rozpraszaniem energii ruchu obrotowego głowicy narzędzia dokręcającego.

Rozpraszanie energii występuje również w przypadku strategii na określony kąt obrotu, w której śruba zostaje najpierw dokręcona z określonym, niskim momentem dociągającym w sprężystym zakresie jej odkształceń, a następnie dokręcona dodatkowo o określony kąt obrotu. Metoda ta powoduje nieznaczną zmienność siły naciągu śruby, przez co jest ona dokładniejsza niż strategia na określony moment. Zazwyczaj celem tej strategii jest wywołanie odkształceń plastycznych śruby. W przypadku dokręcania na określony kąt obrotu, statystycznej kontroli podlega rozkład kontrolnego momentu dokręcania. Moment ten jest rejestrowany przez system pomiarowy maszyny dokręcającej w chwili zakończenia dokręcania, tj. osiągnięcia wymaganego kąta obrotu. Większa zmienność warunków tarcia w partiach dostaw materiałowych oraz podczas samej operacji dokręcania powoduje większą zmienność rozkładu kontrolnego momentu dokręcania.

W rozdziale 2. wykazano, że warunki tarcia w połączeniu gwintowym są bardzo złożone, w szczególności, gdy dochodzi do zjawiska bruzdowania, przedstawionego na rys.1. Znając wartości wymiarów geometrycznych elementów połączenia, wartości współczynników tarcia na gwincie i powierzchni oporowej oraz wymaganą siłę osiową, korzystając z poniższego równania Kellermanna-Kleina, można obliczyć wartość momentu dokręcania T [12]:

$$T = F \left[\frac{1}{2} \frac{P+1,154 \pi \mu_{th} d_2}{\pi-1,154 \mu_{th} \frac{P}{d_2}} + \mu_b \frac{D_0+d_h}{4} \right], \quad (7)$$

gdzie:

- T – moment dokręcania,
- F – siła osiowa w śrubie,
- P – skok gwintu,
- μ_{th} – współczynnik tarcia pomiędzy zwojami gwintu śruby i nakrętki,
- d_2 – średnica podziałowa gwintu,
- μ_b – współczynnik tarcia na powierzchni oporowej pod łbem śruby lub nakrętki,
- D_0 – średnica zewnętrzna powierzchni oporowej,
- d_h – średnica otworu przejściowego podkładki lub części oporowej (średnica wewnętrzna).

Uwzględniając równanie (5) w miejsce współczynnika tarcia μ_b na powierzchni oporowej pod łbem śruby w (7), można zauważyć, że mniejsza twardość miększego materiału w styku łeb śruby - powierzchnia oporowa skutkuje powiększeniem wartości momentu dokręcania. Trudności w identyfikacji parametrów opisujących zjawisko bruz-

dowania oraz ich niepewność wymuszają stosowanie metod modelowania empirycznego oraz narzędzi statystycznej kontroli procesu, co zostanie pokazane w kolejnych rozdziałach.

4. STATYSTYCZNE STEROWANIE PROCESEM MONTAŻU POŁĄCZEŃ GWINTOWYCH

Statystyczna kontrola operacji dokręcania odbywa się poprzez prowadzenie kart kontrolnych momentu dokręcania w strategii dokręcania na kąt obrotu. Dla pomiarów pojedynczych używana jest karta wartości indywidualnej i ruchomego rozstępu, natomiast w przypadku prowadzenia pomiarów o większej liczności (tworzenie podgrup pomiarowych) karta wartości średniej i odchylenia standardowego lub wartości średniej i rozstępu. Sposób tworzenia i interpretacji kart opisany jest szczegółowo w instrukcji [13]. W przypadku analizy jakości procesu dokręcania dobrą praktyką jest stosowanie wskaźników zdolności i wydajności procesu. Wskaźniki te, czasami nazywane „klasycznymi”, używane są dla danych pochodzących z populacji o rozkładzie normalnym. W przypadku danych pochodzących z populacji o rozkładzie innym niż rozkład Gaussa analiza jakości procesu powinna zostać przeprowadzona z użyciem wskaźników opartych na miarach pozycyjnych, transformacji danych empirycznych lub poprzez dopasowanie innego niż normalny, teoretycznego rozkładu.

Wyróżnić można pięć głównych wskaźników, które przy próbkowaniu z użyciem podgrup, powinny być obliczane i interpretowane razem. Niemniej jednak przed przystąpieniem do obliczeń dane powinny zostać poddane analizie normalności rozkładu, na przykład z użyciem testu Kołmogorowa-Smirnowa [6] oraz identyfikacji obserwacji odstających, na przykład z użyciem testu Grubbsa [11].

C_p to wskaźnik zdolności procesu estymowany jako:

$$C_p = \frac{GGT-DGT}{6s_c}, \quad (8)$$

gdzie:

- GGT – Górna Granica Tolerancji,
- DGT – Dolna Granica Tolerancji,
- s_c – zmienność wewnątrz podgrup, estymowana jako \bar{R}/d_2 lub \bar{s}/c_4 ,
- \bar{R} – średni rozstęp obliczony na podstawie zmienności w podgrupach,
- \bar{s} – średnie odchylenie standardowe obliczone na podstawie zmienności w podgrupach,
- d_2 i C_4 - współczynniki, których wartości zależą od liczności podgrupy [13].

Wskaźnik C_{pk} oprócz zdolności procesu służy także do oszacowania lokalizacji procesu, estymowany jest jako:

$$C_{pk} = \min \left[\frac{GGT-\bar{X}}{3s_c}; \frac{\bar{X}-DGT}{3s_c} \right], \quad (9)$$

gdzie:

- \bar{X} – wartość średnia z wartości średnich z podgrup.

P_p to wskaźnik wydajności procesu estymowany jako:

$$P_p = \frac{GGT-DGT}{6s_p}, \quad (10)$$

gdzie:

$$s_p = \sqrt{\frac{\sum_i^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}}, \quad (11)$$

gdzie:

- x_i – wartość indywidualnego pomiaru,
- \bar{x} – wartość średnia z pomiarów,
- n – całkowita liczność próby.

Wskaźnik P_{pk} , oprócz wydajności procesu, służy także do oszacowania lokalizacji procesu, estymowany jest jako:

$$P_{pk} = \min \left[\frac{GGT-\bar{X}}{3s_p}; \frac{\bar{X}-DGT}{3s_p} \right], \quad (12)$$

Wskaźnik położenia procesu C_{pm} odnosi położenie wartości średniej procesu względem wartości docelowej WD [9]:

$$C_{pm} = \frac{GGT-DGT}{6\sqrt{s^2+(\bar{X}-WD)^2}}, \quad (13)$$

gdzie:

- s^2 – estymator wariancji z próby,
- \bar{X} – wartość średnia z próby.

W miarę wzrostu różnicy pomiędzy wartością średnią procesu a WD wartość wskaźnika C_{pm} będzie maleć.

Wszystkie pięć wskaźników powinno być analizowanych razem. Wskaźnik C_{pm} wykorzystać można jako odniesienie również w przypadku sterowania procesem z wykorzystaniem metod modelowania empirycznego. Jeżeli po sterowaniu procesem wartość wskaźnika wzrośnie, oznacza to, że regulacja dała pozytywny skutek, a proces przebiega bliżej wartości nominalnej. Sytuacja, w której $C_p = P_p$ oznacza, że w procesie nie występują przyczyny specjalne, powodujące zmienność pomiędzy podgrupami. Sytuacja, w której $C_p > P_p$ oznacza, że takie przyczyny mogą istnieć. Jedną z metod stwierdzenia, czy wartość wskaźnika C_p jest istotnie wyższa od wartości wskaźnika P_p , jest obliczenie przedziałów ufności dla tych wskaźników wg wzoru [9]:

$$\hat{A} \sqrt{\frac{\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}, n-1}}{n-1}} \leq A \leq \hat{A} \sqrt{\frac{\chi^2_{\frac{\alpha}{2}, n-1}}{n-1}}, \quad (14)$$

gdzie:

- A – wskaźniki C_p lub P_p ,
- \hat{A} – estymatory wskaźników C_p i P_p ,
- χ^2 – wartość zmiennej losowej Chi-kwadrat o $n-1$ stopniach swobody,
- n – liczność próby,
- α – poziom istotności statystycznej.

W sytuacji, w której przedziały ufności pokrywają się wzajemnie, nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, stanowiącej o równości wskaźników. W sytuacji przeciwnej hipotezę zerową należy odrzucić na korzyść hipotezy alternatywnej, stanowiącej o istotnej różnicy pomiędzy wskaźnikami. W takiej okoliczności wartość dolnego końca przedziału ufności dla wskaźnika C_p , będzie wyższa niż wartość górnego końca przedziału ufności dla wskaźnika P_p . Praktyczne wykorzystanie obliczeń przedstawiono w rozdziale następnym, gdzie opisano przykład statystycznej kontroli jakości połączenia gwintowego.

5. PRZYKŁAD STEROWANIA JAKOŚCIĄ I MODELOWANIA EMPIRYCZNEGO PROCESU MONTAŻU POŁĄCZENIA GWINTOWEGO

Statystycznej kontroli jakości poddano połączenie gwintowe, łączące dwa elementy silnika spalinowego. W tym przykładzie montaż elementów realizowany jest w strategii dokręcania na określony kąt obrotu: najpierw występuje wstępne dokręcenie na moment 80 Nm w zakresie odkształceń sprężystych, a następnie dodatkowy obrót o kąt wynoszący 40 stopni, tak, aby doprowadzić do odkształcenia plastycznego śruby. Wartość kontrolnego momentu dokręcenia rejestrowanego przez system pomiarowy maszyny dokręcającej w chwili osiągnięcia wymaganego kąta musi znajdować się w wyznaczonym przez dział konstrukcyjny polu tolerancji, tzn. $DGT = 130$ Nm i $GGT = 230$ Nm. Zmienna ta podlega statystycznemu opisowi oraz sterowaniu zgodnie z regułami SPC. W procesie będącym pod kontrolą mierzone wartości kontrolnego momentu dokręcania dają jednomodalny rozkład normalny o wartości oczekiwanej 180 Nm i odchyleniu standardowym nie większym niż 10 Nm.

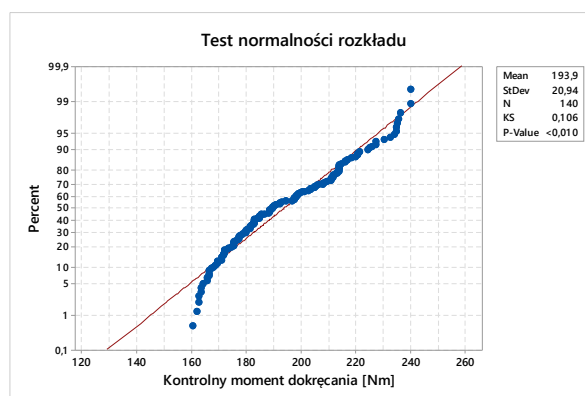
W przypadku procesu niebędącego pod statystyczną kontrolą wartości kontrolnego momentu dokręcenia charakteryzują się zmiennością specjalną, powodującą występowanie pomiarów poza granicami tolerancji.

Obliczenia dla procesu poza kontrolą przeprowadzono na podstawie 140 elementowej próby losowej, pobranej w sekwencji 7 elementowych podgrup, których liczba wyniosła 20. Częstość pomiaru wyniosła 1 dzień roboczy, tak, aby weryfikacji poddane zostały części z różnych

dostaw materiałowych. Wykonano następujące analizy statystyczne dla procesu znajdującego się poza kontrolą:

Obliczono wartość średnią procesu wynoszącą 193,9 Nm oraz estymator odchylenia standardowego, którego wartość wyniosła 20,94 Nm.

Test normalności rozkładu wartości kontrolnego momentu dokręcania przedstawiono na rys. 3. Założono hipotezę zerową stanowiącą, że empiryczny rozkład danych zgodny jest z teoretycznym rozkładem normalnym wobec hipotezy alternatywnej, stanowiącej, że rozkłady różnią się istotnie od siebie. Weryfikacji dokonano na poziomie istotności statystycznej $0,01$.



Rys. 3. Test normalności rozkładu dla procesu nie będącego pod statystyczną kontrolą

Ponieważ obliczona wartość prawdopodobieństwa testowego P-Value (10^{-4}) była mniejsza od przyjętego poziomu istotności, hipotezę zerową odrzucono na korzyść hipotezy alternatywnej i stwierdzono brak zgodności rozkładów. Również graficzna prezentacja potwierdziła niezgodność: brak dopasowania rozkładu empirycznego (niebieskie punkty) do rozkładu teoretycznego (linia prosta). Bazując na doświadczeniu, że brak zgodności z rozkładem normalnym może mieć źródło w zmienności pomiędzy podgrupami, postanowiono wykonać dodatkowe testy normalności rozkładów indywidualnie dla danych w podgrupach. Wartości prawdopodobieństwa testowego przedstawiono w tab. 1.

Tab. 1. Wartości P-Value dla poszczególnych podgrup – test normalności rozkładu

Podgrupa	1	2	3	4	5
P-Value	0,226	0,844	0,688	0,038	0,429
Podgrupa	6	7	8	9	10
P-Value	0,547	0,416	0,129	0,291	0,722
Podgrupa	11	12	13	14	15
P-Value	0,339	0,749	0,503	0,543	0,602
Podgrupa	16	17	18	19	20
P-Value	0,052	0,328	0,312	0,851	0,011

Na poziomie istotności statystycznej $0,01$ hipoteza zerowa dla każdej podgrupy nie została odrzucona. Wynik tej analizy pozwolił na zastosowanie klasycznych wskaźni-

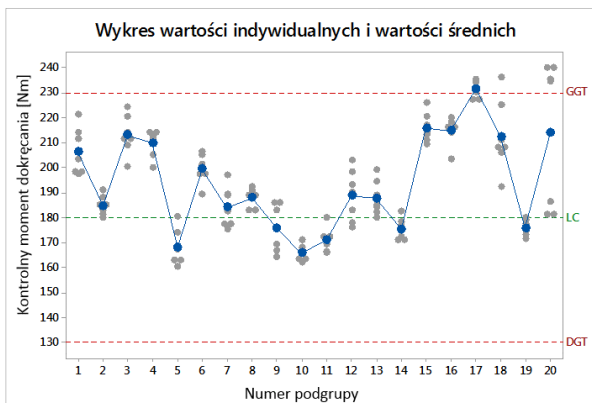
ków zdolności i wydajności procesu, które opisane zostały w rozdziale 4.

Wykonano również test obserwacji odstających – test Grubbsa, którego celem jest identyfikacja pomiarów istotnie odstających w podgrupach. Występowanie takich pomiarów zwiększa wartość estymatora odchylenia standardowego, co w sposób bezpośredni pogarsza precyzję estymacji wskaźników procesu. Wyniki testów przedstawiono w tab. 2. W żadnym przypadku nie odrzucono na poziomie istotności statystycznej $0,01$ hipotezy zerowej, zakładającej brak obserwacji odstających.

Tab. 2. Wartości P-Value dla poszczególnych podgrup – test Grubbsa

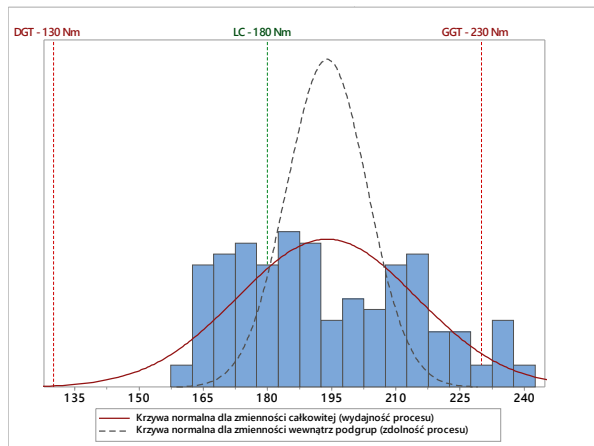
Podgrupa	1	2	3	4	5
P-Value	0,535	0,506	0,515	0,170	0,284
Podgrupa	6	7	8	9	10
P-Value	0,256	0,505	1,000	1,000	0,368
Podgrupa	11	12	13	14	15
P-Value	0,173	1,000	0,461	0,372	0,315
Podgrupa	16	17	18	19	20
P-Value	0,021	1,000	0,401	0,998	1,000

Przeprowadzono również analizę graficzną w postaci wykresu wartości indywidualnych oraz wartości średnich w stosunku do pola tolerancji. Na wykresie na rys. 4 przedstawiono dryf widoczny jako przesunięcie wartości średnich poszczególnych podgrup. Zaobserwować można podgrupy takie jak, między innymi, 9, 10, 11, których wartości skupiają się wokół środka pola tolerancji, a także takie jak, między innymi, 17, 18, 20, których wartości skupiają się w pobliżu górnej granicy tolerancji, wykraczając także poza jej obszar.



Rys. 4. Wykres wartości indywidualnych oraz średnich w podgrupach dla kontrolnego momentu dokręcenia (proces poza kontrolą)

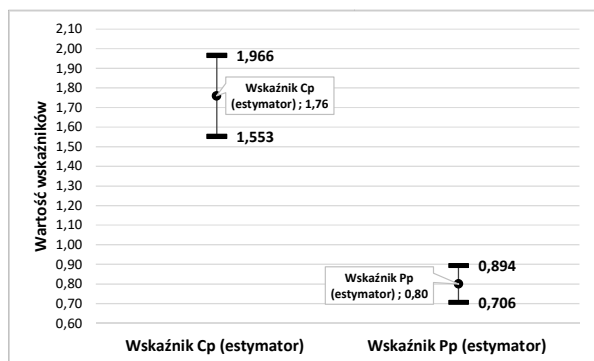
Wykonano także wykres kolumnowy, histogram wraz z dopasowanymi krzywymi normalnymi dla zdolności krótkoterminowej (zdolność procesu) i długoterminowej (wydajność procesu) i przedstawiono na rys. 5.



Rys. 5. Histogram wartości kontrolnych momentów dokręcenia dla procesu nie będącego pod statystyczną kontrolą

Widoczna różnica w kształcie krzywych normalnych (nie pokrywają się wzajemnie) wskazuje na istnienie zmienności specjalnej w procesie, w której wyniku powstaje zmienność pomiędzy podgrupami. Istnienie tej zmienności potwierdzono, obliczając wartości wskaźników C_p i P_p wraz z ich przedziałami ufności.

Ponieważ nie stwierdzono odstępstwa od rozkładu normalnego w podgrupach, a także nie dokonano identyfikacji obserwacji odstających, to wartości wskaźników zdolności i wydajności procesu wraz z ich przedziałami ufności (95%) oszacowano z zastosowaniem równań opisanych w rozdziale 4. Hipotezę zerową określono jako brak istotnej różnicy pomiędzy wskaźnikami C_p i P_p , wobec hipotezy alternatywnej wskazującej na istnienie takiej różnicy. Wynik obliczeń przedstawiono graficznie na rys.6.



Rys. 6. Wartości wskaźników procesu wraz z przedziałami ufności (95%) dla procesu nie będącego pod statystyczną kontrolą

Ponieważ przedziały ufności nie pokrywają się wzajemnie, a wartość dolnego końca przedziału ufności wskaźnika C_p (1,553) jest wyższa niż wartość górnego końca przedziału ufności wskaźnika P_p (0,894), odrzucono hipotezę zerową na korzyść alternatywnej. Przyjęto założenie, że przyczyną utraty kontroli nad procesem jest występowanie efektu bruzdowania w rozważanym połączeniu gwintowym, jak to przedstawiono w rozdziale 3, co potwierdzały obserwacje (rys. 1). W wyniku przeprowadzonych pomiarów twardości śrub i podkładek

wskazano, że możliwym powodem zmienności specjalnej procesu mogą być własności podkładki stalowej, której twardość była niższa niż twardość śruby, dla której specyfikacja przewidywała zakres od 39 do 44 HRC. Wykonano eksperyment polegający na montażu 16 kolejnych połączeń z jednoczesnym pomiarem twardości podkładek. Po zakończeniu operacji dokręcania, z urządzenia pomiarowego wkrętarki elektrycznej odczytano wartości kontrolnego momentu dokręcania. W tab. 3 przedstawiono dane zebrane w wyniku przeprowadzonego eksperymentu. Zestawione pary pomiarowe poddano modelowaniu empirycznemu w celu określenia zależności między twardością podkładek a wartością kontrolnego momentu dokręcania w rozważanym połączeniu gwintowym.

Tab. 3. Wynik próby montażu 16 połączeń z pomiarem twardości podkładek

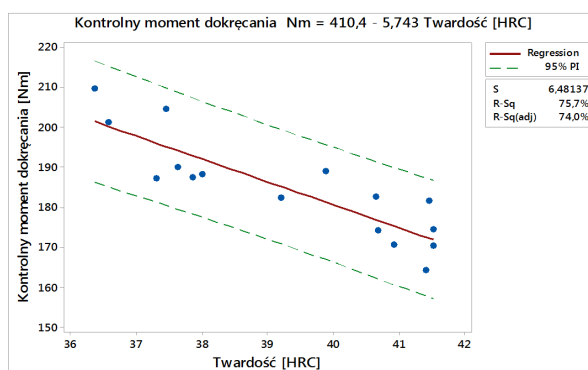
Nr próbki	Zmienna objaśniająca – twardość podkładki H [HRC]	Zmienna objaśniana - kontrolny moment dokręcania T [Nm]
1	41,52	170,34
2	37,45	204,56
3	40,68	174,14
4	40,65	182,48
5	36,57	201,14
6	41,45	181,65
7	36,37	209,58
8	39,88	188,89
9	37,85	187,49
10	37,30	187,23
11	41,52	174,34
12	37,63	190,00
13	40,92	170,48
14	39,20	182,34
15	41,40	164,21
16	38,00	188,24

Na podstawie danych dokonano:

1. Wyboru modelu regresji liniowej na podstawie obliczonego:
 - a. skorygowanego współczynnika determinacji, który dla funkcji liniowej posiadał najwyższą wartość wynoszącą 74,0%,
 - b. odchylenia standardowego składnika resztowego, który dla funkcji liniowej posiadał najniższą wartość wynoszącą 6,48.
2. Oszacowania współczynnika korelacji Pearsona, którego wartość wyniosła -0,87, co jednoznacznie wskazało na istnienie silnej korelacji negatywnej: wraz z obniżeniem twardości podkładki dochodzi do wzrostu wartości kontrolnego mo-

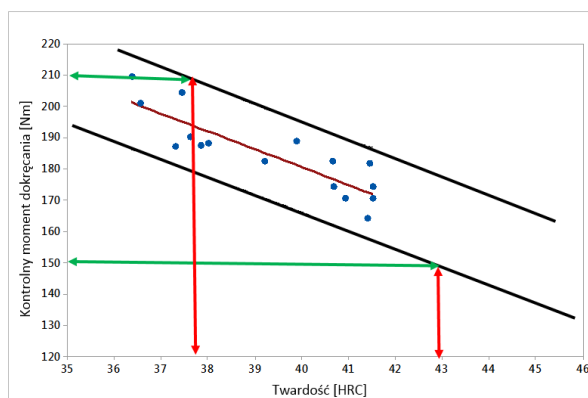
mentu dokręcania, zgodnie z przedstawioną teorią tarcia z bruzdowaniem.

3. Weryfikacji hipotezy dotyczącej istotności statystycznej współczynnika korelacji. Ponieważ zaszła relacja $P\text{-Value} (10^{-5}) < \alpha_{0,01}$, hipotezę zerową stanowiącą o braku korelacji odrzucono na korzyść hipotezy alternatywnej.
4. Opracowania wykresu zależności liniowej wraz z przedziałem predykcji, co przedstawiono na rys. 7.



Rys. 7. Wykres zależności liniowej pomiędzy twardością podkładki a kontrolnym momentem dokręcania wraz z przedziałem predykcji

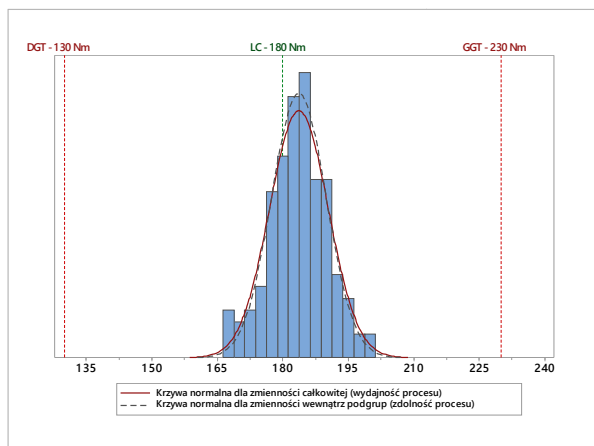
5. W celu oszacowania korygowanej wartości twardości materiału podkładki wykorzystano narzędzie graficzne, jakim jest równoległobok tolerancji. Wynik obliczeń przedstawiono na rys. 8.



Rys. 8. Równoległobok tolerancji na podstawie zależności liniowej pomiędzy twardością podkładki a kontrolnym momentem dokręcania

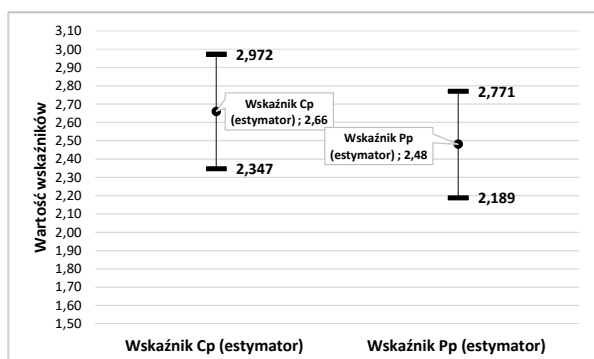
Wykres Równoległoboku Tolerancji jest graficznym narzędziem wykorzystywanym w celu ustanawiania nowych zakresów zmienności procesu. W tym przypadku w celu podniesienia wartości wskaźników jakości procesu oraz eliminacji obserwacji poza górną granicą tolerancji założono, że rozkład kontrolnego momentu dokręcania powinien znajdować się w granicach pomiędzy wartościami krytycznymi wynoszącymi odpowiednio 150 Nm i 210 Nm. Aby to uzyskać, specyfikacja dla twardości podkładek powinna zostać wyznaczona w granicach od 38 HRC do 43 HRC, jak pokazano na rys. 8.

Po dostarczeniu podkładek o twardości zawierającej się w granicach od 38 HRC do 43 HRC przeprowadzono analizę zdolności i wydajności procesu (rys. 9). Wykonano ją tak jak w przypadku procesu poza kontrolą, na podstawie 140 elementowej próby losowej, pobranej w 7-elementowych podgrupach.



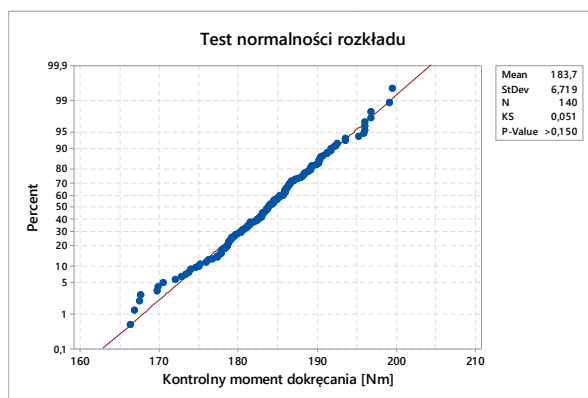
Rys. 9. Histogram wartości kontrolnych momentów dokręcania dla procesu będącego pod statystyczną kontrolą

Brak widocznej różnicy w kształcie krzywych normalnych (krzywe prawie się pokrywają) sugeruje brak istnienia zmiennej specjalnej w procesie, co zostało potwierdzone poprzez estymacje wartości wskaźników C_p i P_p wraz z ich przedziałami ufności i przedstawione na rys. 10.



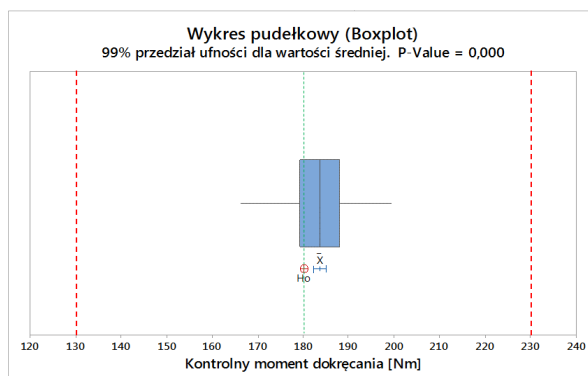
Rys. 10. Wartości wskaźników procesu wraz z przedziałami ufności (95%) dla procesu będącego pod statystyczną kontrolą

Ponieważ przedziały ufności pokrywają się, a wartość dolnego końca przedziału ufności wskaźnika C_p (2,347) jest niższa niż wartość górnego końca przedziału ufności wskaźnika P_p (2,771), przyjęto hipotezę zerową stanowiącą o braku istotnej różnicy pomiędzy wskaźnikami. Rozkład kontrolnego momentu dokręcania ma charakter jednomodalnej dystrybucji zgodnej z rozkładem normalnym, ze średnią arytmetyczną wynoszącą 183,7 Nm i odchyleniem standardowym wynoszącym 6,72 Nm. Test normalności rozkładu wartości kontrolnego momentu dokręcania przedawniono na rys. 11. Weryfikacji dokonano na poziomie istotności statystycznej 0,01.



Rys. 11. Test normalności rozkładu dla rozkładu będącego pod statystyczną kontrolą

W celu sprawdzenia, czy empiryczna średnia procesu 183,7 Nm, różni się istotnie od wartości docelowej 180 Nm, wykonano test dla wartości oczekiwanej, który szczegółowo opisany został w pozycji [6]. Założono hipotezę zerową, stanowiącą o braku różnicy wobec hipotezy alternatywnej stanowiącej, że różnica jest istotna statystycznie. Wynik testu przedstawiono graficznie na rys. 12. Przyjęto 99-procentowy przedział ufności dla wartości średniej empirycznej.



Rys. 12. Test dla wartości oczekiwanej, porównanie średniej empirycznej z wartością docelową procesu

Ponieważ obliczona wartość prawdopodobieństwa testowego P-Value ($2 \cdot 10^{-9}$) okazała się mniejsza od przyjętego poziomu istotności 0,01, hipotezę zerową odrzucono na korzyść hipotezy alternatywnej. Stwierdzono, że różnica 3,7 Nm pomiędzy wartością docelową a średnią empiryczną procesu jest istotna statystycznie. Niemniej jednak wysokie wartości wskaźników jakości procesu, pozwoliły na zakończenie na tym etapie, sterowania procesem. Porównanie wskaźników przedstawiono w tab. 4.

Tab. 4. Porównanie wskaźników jakości procesu

Wskaźnik	Proces poza kontrolą	Proces pod kontrolą
C_p	1,76	2,66
C_{pk}	1,27	2,46
P_p	0,80	2,48
P_{pk}	0,57	2,30
C_{pm}	0,66	2,17

Proces został uznany za znajdujący się pod statystyczną kontrolą, co potwierdziły również obserwacje nowych podkładek po montażu, jak pokazano na rys. 13.



Rys. 13. Powierzchnia oporowa podkładki o twardości 40,45 HRC, na której ślady bruzdowania nie wystąpiły

PODSUMOWANIE

W przedstawionym artykule opisano zastosowanie modelowania empirycznego oraz statystyczne sterowanie procesem montażu połączeń gwintowych w celu podniesienia jego jakości. Na podstawie obserwacji procesu oraz poprzez zastosowanie metod SPC w warunkach produkcji masowej stwierdzono występowanie efektu bruzdowania podczas montażu połączeń gwintowych. Na podstawie modeli trybologicznych, postawiono hipotezę o wpływie twardości łączonych elementów połączenia na wartości momentu dokręcenia, które stanowią miarę jakości procesu montażu. Ze względu na złożone warunki tarcia podczas operacji dokręcania zastosowano modelowanie empiryczne.

Wykorzystując modelowanie empiryczne, w szczególności analizę regresji liniowej, udowodniono silną, negatywną zależność liniową pomiędzy twardością materiału a wartością kontrolnego momentu dokręcania, zgodnie z przedstawionym modelem trybologicznym.

Na podstawie danych empirycznych, posługując się równoległobokiem tolerancji, obliczono nowe granice specyfikacji dla twardości podkładki stalowej w celu podniesienia jakości procesu.

Stosując opisane w niniejszym artykule metody modelowania inżynierskiego, można w sposób systematyczny i ciągle podnosić jakość procesu montażu połączeń gwintowych w przedsiębiorstwie, minimalizować straty, maksymalizować zadowolenie klienta, co w rezultacie przyczynia się do redukcji kosztów procesu.

Literatura

1. Bickford J.H.: Introduction to the design and behavior of bolted joints. 4th ed. Boca Raton: CDC Press, 2008.
2. Dietrich M.: Podstawy konstrukcji maszyn. Warszawa: Wyd. WNT, 1995, 1999.
3. Grabon W.A., Osetek M., Mathia T.G.: Friction of threaded fasteners. „Tribology International” 2018, 118, p. 408–420.
4. Hebda M., Wachal A.: Trybologia. Warszawa: Wyd. WNT, 1980.
5. Lawrowski Z.: Tribologia: tarcie, zużywanie i smarowanie. Wrocław: Ofic. Wyd. Pol. Wrocław, 2008.
6. Maliński M.: Weryfikacja hipotez statystycznych wspomaganych komputerowo. Gliwice: Wyd. Pol. Śl., 2004.
7. Nosal S.: Tribologia: Wprowadzenie do zagadnień tarcia, zużywania i smarowania. Poznań: Pol. Pozn., 2012.
8. Rhinehart R.: Nonlinear regression modeling for engineering applications: modeling, model validation, and enabling design of experiments, Chichester: John Wiley & Sons Ltd, 2016.
9. Sałaciński T.: SPC – Statystyczne Sterowanie Procesami Produkcji. Warszawa: Ofic. Wyd. Pol. Warsz., 2016.
10. Szewczyk K.: Połączenia gwintowe. Warszawa: PWN, 1991.
11. ISO 22514-8:2014, Part 8: Machine performance of a multi-state production process.
12. PN-EN ISO 16047:2007: Części złączne - Badanie zależności moment obrotowy / siła zacisku.
13. Statistical Process Control (SPC), AIAG, Reference Manual – 2th ed., issued July 2005.



Artykuł dostępny na podstawie licencji Creative Commons Uznanie autorstwa 3.0 Polska.
<http://creativecommons.org/licenses/by/3.0/pl>