

Anna Jodejko-Pietruczuk

Sylwia Werbińska-Wojciechowska

Wydział Mechaniczny, Instytut Konstrukcji i Eksploatacji Maszyn
Politechnika Wrocławska
Wybrzeże Wyspiańskiego 27, 50-370, Wrocław, Polska
E-mail: sylwia.werbinska@pwr.wroc.pl

Analiza parametrów modeli obsługiwanego systemów technicznych z opóźnieniem czasowym

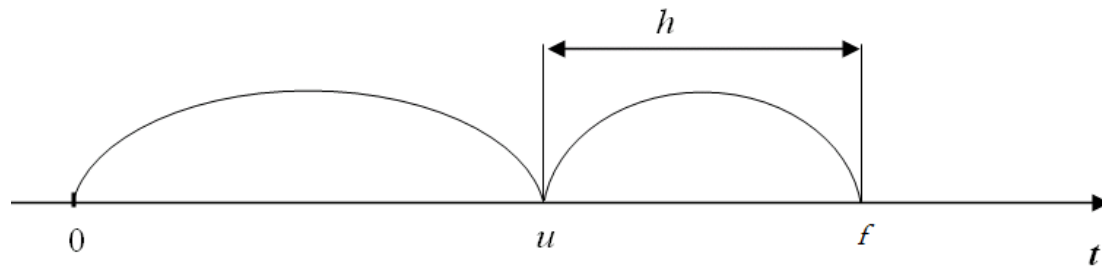
Słowa Kluczowe: opóźnienie czasowe, model obsługiwanego, metody estymacji parametrów

Abstrakt: W pracy analizie poddano system trzejelementowy (struktura niezawodnościowa progowa), którego procesy obsługiwanego realizowane są zgodnie z założeniami Polityki Przeglądów Blokowych (BIP). Strategia ta może być zastosowana w procesie utrzymania systemów technicznych, gdy znane są pewne jego charakterystyki niezawodnościowe, bazujące m.in. na informacjach o czasach pomiędzy uszkodzeniami elementów systemu. W badaniach skupiono się na trzech rozkładach prawdopodobieństwa tej zmiennej losowej (normalny, Weibull, prostokątny). Model symulacyjny opracowano przy wykorzystaniu oprogramowania *GNU Octave*. Analiza okresu opóźnienia czasowego, przy założeniu różnych postaci rozkładów prawdopodobieństwa tej zmiennej losowej, pozwoliła na ocenę: czy znajomość typu rozkładu prawdopodobieństwa zmiennej losowej h ma istotne znaczenie dla wyników ekonomicznych funkcjonowania systemu, oraz jakie konsekwencje mogą wystąpić w wyniku niewłaściwej estymacji wartości średniej $E(h)$.

1. Wprowadzenie

W przypadku złożonych systemów, w których istotny staje się problem modelowania relacji pomiędzy dwoma odrębnymi podsystemami, które mają wpływ na ogólną gotowość systemu, wiele prac zwraca uwagę na zagadnienie opóźnień czasowych w realizacji procesów operacyjnych [8].

W 1976r. Christer (za [16]) zaproponował koncepcję opóźnień czasowych *Delay-time (DT) Concept*, wykorzystywaną do dnia dzisiejszego w teorii procesów odnowy, w celu optymalizacji czasu niezdatności systemu technicznego spowodowanego nie wykrytym w porę jego uszkodzeniem (np. [9, 10, 14, 16, 20]). W koncepcji tej okres czasu od chwili u , w której pojawiają się pierwsze wykrywalne w trakcie przeglądu okresowego sygnały o pojawiającym się uszkodzeniu, do chwili uszkodzenia się systemu nazywany jest opóźnieniem czasowym i oznaczany przez h (rys. 1.) [8, 12]. Temat ten jest szeroko analizowany w literaturze, m.in. w pracach [2, 3, 6, 7, 8, 12, 13, 24, 25, 26, 27, 28], gdzie przedstawiono przegląd literatury z obszaru zastosowania koncepcji DT, oraz w pracach [22, 23, 25, 32], gdzie skupiono się na możliwościach stosowania modeli DT w systemach wieloelementowych.



Rys. 1. Koncepcja relacji czasowych [15]

Poprawność doboru modelu obsługiwanego systemu technicznego z opóźnieniem czasowym bezpośrednio zależy od dokładności oszacowania parametrów modelu. W związku z tym, jednym z podstawowych problemów poruszanych w literaturze jest zagadnienie estymacji parametrów opóźnienia czasowego. Obecnie nie istnieje metoda, która pozwoliłaby w bezpośredni sposób oszacować parametry zmiennej losowej opóźnienia czasowego h lub określić chwile pojawienia się pierwszych symptomów o uszkodzeniu u [12, 25].

W literaturze znane są dwie metody estymacji parametrów opóźnienia czasowego h oraz chwili u . W przypadku, gdy dane eksploatacyjne są dostępne oraz wiarygodne istnieje możliwość estymacji parametrów modelu z wykorzystaniem metody największej wiarygodności (np. [30]). W przeciwnym przypadku, stosowana jest metoda subiektywnej estymacji parametrów bazująca na opinii ekspertów (np. [29]). Jedne z pierwszych prac, w których autorzy opracowali metodę z wykorzystaniem subiektywnych opinii ekspertów w obszarze estymacji wartości parametru h są [10, 14, 15, 16, 20]. Prace dotyczyły procesów obsługiwanego systemów inżynierii budowlanej [10], systemów przemysłowych [16], produkcyjnych [15, 20], czy transportowych [14].

W kolejnej pracy [13] autorzy kontynuowali prace badawcze nad zagadnieniem estymacji parametrów opóźnienia czasowego. Autorzy przedstawili przegląd literatury w badanym obszarze oraz omówili modele korekty estymacji parametrów opóźnienia czasowego. Ponadto poruszyli problem oszacowania estymatorów obciążonych w badanym obszarze. Zagadnienie to kontynuowane było w pracy [12], gdzie m.in. kryteria doboru metody estymacji parametrów zostały przeanalizowane. Przegląd literatury z obszaru zastosowania prawdopodobieństwa subiektywnego oraz opinii ekspertów w procesie podejmowania decyzji eksploatacyjnych z wykorzystaniem koncepcji DT został przedstawiony w pracach [7, 29].

W kolejnych pracach autorzy przedstawili implementację metody subiektywnej estymacji parametrów opóźnienia czasowego w obszarze funkcjonowania systemu przemysłowego [19], przedsiębiorstwa produkcyjnego [1], oraz przedsiębiorstwa transportu miejskiego autobusowego [21].

Natomiast w pracy [5] autorzy po raz pierwszy zastosowali metodę obiektywną w procesie estymacji parametru opóźnienia czasowego dla obiektu naprawialnego. Parametry modelu zostały oszacowane z wykorzystaniem metody największej wiarygodności oraz Kryterium Informacyjne Akaike'go (AIC). Zaproponowany model został rozwinięty w pracy [4], gdzie autorzy m.in. rozpatrzyli system wieloelementowy składający się z wielu komponentów.

W kolejnej pracy [17] autorzy rozpatrzyli system wieloelementowy, w którym operacje diagnozy stanu systemu wykonywane są planowo co okres czasu T oraz podczas uszkodzeń. Zagadnienie estymacji obiektywnej parametrów modelu dla systemu złożonego (*complex system*) przeanalizowano m.in. w pracy [18].

Zagadnienie estymacji modelu w przypadku, gdy jedynie dysponujemy danymi o chwilach uszkodzeń (brak informacji o procesie obsługiwanego systemu) zostało

przeanalizowane w pracy [11]. Z kolei w pracy [31] przedstawiono przykład optymalizacji okresu między obsługami w przedsiębiorstwie produkcyjnym.

Na szczególną uwagę zasługuje również praca [30], w której autorzy przedstawili model estymacji parametru opóźnienia czasowego z wykorzystaniem obu metod.

Badania literaturowe dowodzą, że problem właściwej estymacji parametrów zmiennej losowej opóźnienia czasowego h jest niezmiernie ważny i rozwijane są metody pozwalające na ciągłe doskonalenie tych oszacowań. W praktyce nie zawsze jest możliwość prawidłowego i dokładnego przybliżenia wszystkich parametrów opóźnienia czasowego obsługiwanego systemu. W wielu przypadkach posiadane dane pozwalają jedynie na oszacowanie wartości oczekiwanej oraz odchylenia standardowego opóźnienia. Z tego powodu pojawia się pytanie o możliwe konsekwencje błędnej estymacji parametrów modelu i zasadność działań prowadzących do ich dokładniejszego oszacowania. Dlatego też celem niniejszego artykułu jest ocena:

- skutków – ekonomicznych i niezawodnościowych – z jakimi należy się liczyć w obsługiwanym systemie, jeśli tylko wybrane parametry opóźnienia czasowego uda się oszacować w praktyce,
- niezbędnej dokładności szacowania parametrów opóźnienia czasowego, pozwalającego na dobór właściwego okresu między inspekcjami w systemie wieloelementowym.

Realizacja tak zdefiniowanych celów osiągnięta została poprzez przeprowadzenie symulacyjnej analizy procesu eksploatacji systemu technicznego o różnych charakterystykach czasu opóźnienia, obsługiwanego według polityki Przeglądów Blokowych (*Block Inspection Policy* – BIP). Analiza wyników pozwoliła ocenić, jaki jest wpływ zmiany zadanych parametrów czasu opóźnienia na uzyskiwane koszty i wskaźnik gotowości systemu. W ten sposób można ocenić skutki przeszacowania, niedoszacowania lub braku pewnych informacji o długości czasu opóźnienia na wyniki wieloelementowego systemu, obsługiwanego według strategii BIP. Badania symulacyjne zostały zastosowane ze względu na brak modelu analitycznego pozwalającego opisać koszty i gotowość w zależności od charakterystyk systemu wieloelementowego oraz wszystkich parametrów charakteryzujących strategię BIP.

W kolejnych punktach opracowania omówiono założenia przyjęte podczas modelowania procesu eksploatacji systemu z opóźnieniem czasowym, przedstawiono algorytm symulacyjny wykorzystywany w badaniu oraz przeprowadzono analizę uzyskanych wyników.

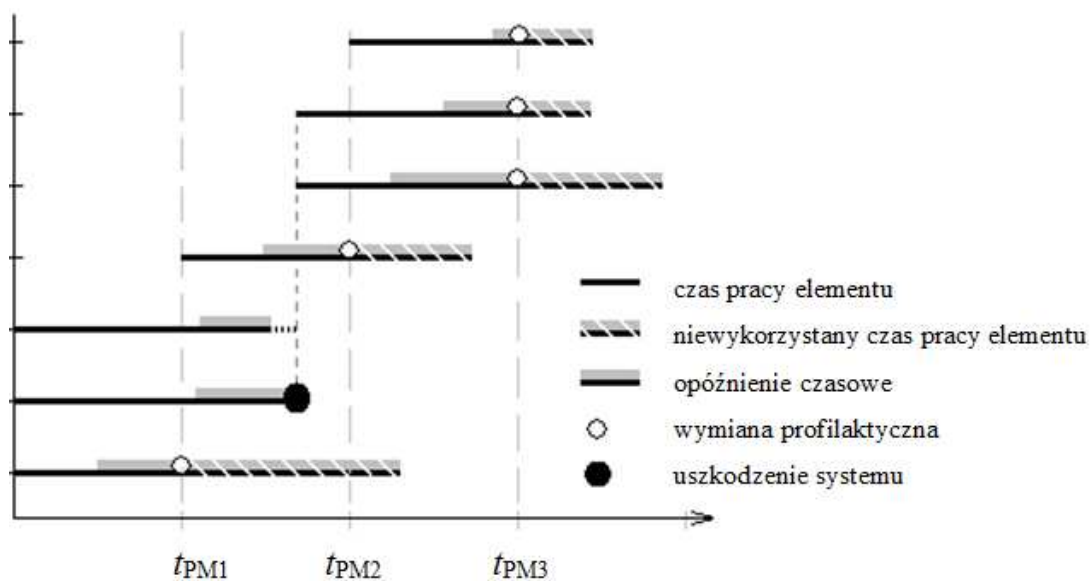
2. Model Polityki Przeglądów Blokowych

W pracy analizie poddano trzelementowy system funkcjonujący w progowej („2-z-3”) strukturze niezawodnościowej, którego procesy obsługiwania realizowane są zgodnie z założeniami Polityki Przeglądów Blokowych (BIP). Strategia ta może być zastosowana w procesie utrzymania systemów technicznych, gdy znane są pewne jego charakterystyki niezawodnościowe, bazujące m.in. na informacjach o czasach pomiędzy uszkodzeniami elementów systemu. Przyjęto założenie, że elementy systemu są niezależne, podobnie jak pojawiające się symptomy o przyszłym ich uszkodzeniu podczas funkcjonowania systemu. Przyjęta polityka obsługiwanego BIP zakłada, że operacje diagnozy stanu systemu (o stałym czasie ich trwania) przeprowadzane są w regularnych odstępach co T jednostek czasu pracy systemu. Ponadto, przyjęto iż operacje diagnozy stanu systemu są perfekcyjne, co oznacza że wszystkie symptomy o przyszłych uszkodzeniach, które wystąpią w elementach, zostaną w pełni zidentyfikowane. Jednocześnie elementy, w których zdiagnozowano symptomy,

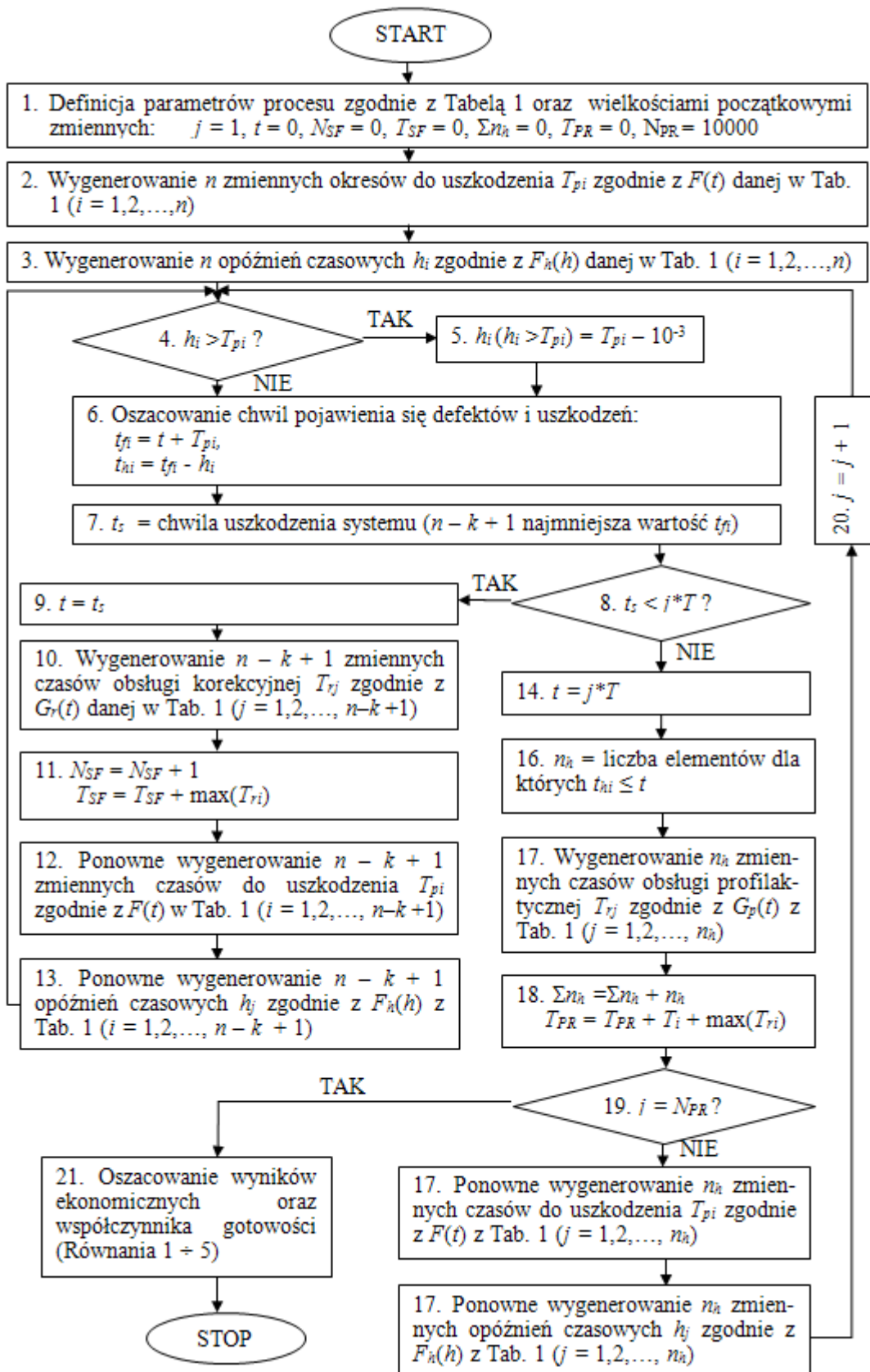
podlegają wymianie podczas operacji diagnozy stanu systemu. Proces eksploatacji omawianego systemu przedstawia rysunek 2 oraz dodatkowe założenia:

- operacje obsługiwaną przywracają element do stanu „tak dobrego jak nowy”;
- uszkodzenie systemu jest identyfikowane natychmiast, a operacja naprawy/ wymiany jest podejmowana tak szybko jak to możliwe;
- koszty obsługiwaną systemu obejmują: koszt nowego elementu ponoszony przy jego wymianie, koszty diagnozy stanu systemu, oraz koszty uszkodzenia się systemu;
- czasy poprawnej pracy elementów systemu, czasy napraw/ wymian oraz opóźnienie czasowe są losowe a ich funkcje gęstości prawdopodobieństwa są znane.

Model symulacyjny opracowano przy wykorzystaniu oprogramowania *GNU Octave*. Lista parametrów analizowanego systemu i procesu eksploatacji, które zostały wykorzystane w symulacji została przedstawiona w tabeli 1. Na rysunku 3 przedstawiono algorytm procesu symulacji.



Rys. 2. Polityka Przeglądów Blokowych dla rozpatrywanego systemu



Rys. 3. Schemat algorytmu symulacji

Tabela 1. Parametry modelowanego systemu

Oznaczenie	Opis	Podstawowa wartość
n	Liczba elementów systemu	3
k	Minimalna liczba elementów zdalnych niezbędnych do utrzymania zdalności systemu	1,3
c_e	Koszt nowego elementu	1
c_i	Koszt przeglądu	1
c_c	Koszt uszkodzenia systemu	10 000
T_i	Czas niezbędny na realizację przeglądu	0
T	Stały czas między kolejnymi operacjami przeglądu	-
$F(t = u+h)$	Funkcja zawodności elementu	$F(t) = 1 - e^{-\left(\frac{t}{100}\right)^{3,5}}$
$G_r(t)$	Dystrybuanta rozkładu prawdopodobieństwa czasu naprawy elementu	$G_r(t) = 1 - e^{-\left(\frac{t}{100}\right)^{2,3}}$
$G_p(t)$	Dystrybuanta rozkładu prawdopodobieństwa czasu wymiany profilaktycznej elementu	$G_p(t) = 1 - e^{-\left(\frac{t}{10}\right)^{2,3}}$
$f_h(h)$	Funkcja gęstości prawdopodobieństwa opóźnienia czasowego	$f_h(h) = \frac{\alpha}{\beta^{\alpha_n}} h^{\alpha_n-1} e^{-\left(\frac{h}{\beta_h}\right)^{\alpha_n}}$
		$f_h(h) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & \text{if } a \leq h \leq b \\ 0, & \text{if } h \leq a \text{ or } b \leq h \end{cases}$
		$f_h(h) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-\left(\frac{(h-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)}$

Przeprowadzenie analizy wpływu wartości parametrów opóźnienia czasowego na wyniki ekonomiczne systemu technicznego wymaga zdefiniowania funkcji oczekiwanych kosztów obsługiwanego w jednostce czasu $C_{BI}(T)$:

$$C_{BI}(T) = CE_{BI}(T) + CC_{BI}(T) + CI_{BI}(T) \quad (1)$$

gdzie:

CE_{BI} – oczekiwane koszty zakupu nowych elementów w jednostce czasu,

CC_{BI} – oczekiwane koszty konsekwencji uszkodzenia się systemu w jednostce czasu,

CI_{BI} – oczekiwane koszty przeprowadzonych diagnoz stanu systemu w jednostce czasu

Oczekiwane koszty nowych elementów w jednostce czasu opisane są następującą formułą:

$$CE_{BI}(T) = \frac{[(n-k+1) \cdot N_{SF}(T) + \sum n_{PR}(T)] \cdot c_e}{OT} \quad (2)$$

gdzie:

N_{SF} – liczba uszkodzeń powstałych w analizowanym okresie eksploatacji,

$\sum n_{PR}$ – liczba elementów profilaktycznie wymienionych w procesie diagnozy stanu systemu,

c_e – koszt nowego elementu,

OT – analizowany czas pracy systemu

Ponadto, oczekiwany koszt konsekwencji w wyniku uszkodzenia się systemu jest wyznaczany zgodnie z formułą:

$$CC_{Bl}(T) = \frac{N_{SF}(T) \cdot c_c}{OT} \quad (3)$$

gdzie:

c_c – koszt konsekwencji pojawienia się uszkodzenia systemu

Oczekiwane koszty przeprowadzonych operacji diagnozy stanu systemu opisano formułą:

$$CI_{Bl}(T) = \frac{N_{PR}(T) \cdot c_i}{OT} \quad (4)$$

gdzie:

N_{PR} – liczba operacji diagnozy stanu systemu,

c_i – koszt przeprowadzenia operacji diagnozy stanu systemu

W drugim kroku przeprowadzono analizę gotowości systemu. Współczynnik gotowości opisano następującą formułą:

$$A_{Bl}(T) = \frac{OT(T)}{OT(T) + T_{PR}(T) + T_{SF}(T)} \quad (5)$$

gdzie:

T_{PR} – czas prowadzenia działań profilaktycznych,

T_{SF} – czas działań obsługowych korekcyjnych.

3. Proces estymacji parametru h - analiza uzyskanych wyników symulacji

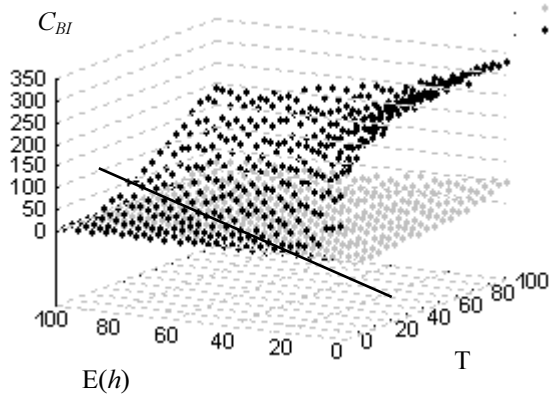
Podczas przeprowadzonego badania symulacyjnego założono, że badane są trzy systemy, zbudowane i eksploatowane w ten sam sposób, a różniące się między sobą jedynie charakterystyką opóźnienia czasowego ich elementów. Przyjęto, że opóźnienie czasowe systemów różni się formą rozkładu prawdopodobieństwa zmiennej h (rozkład Weibull'a, prostokątny, normalny), jednak wartość oczekiwana zmiennej jest ta sama ($E(h) = 35$). Analiza okresu opóźnienia czasowego przy założeniu różnych postaci rozkładu zmiennej h , pozwoli na ocenę:

- czy postać rozkładu prawdopodobieństwa zmiennej losowej h ma istotne znaczenie dla wyników ekonomicznych i gotowości systemu, a co za tym idzie – czy znajomość postaci rozkładu jest konieczna dla doboru okresu między operacjami diagnozy stanu (inspekcjami) T ,
- jakie konsekwencje kosztowe i niezawodnościowe mogą pojawić się w obsługiwanym systemie w przypadku niewłaściwej estymacji parametrów opisujących zmienną h ?

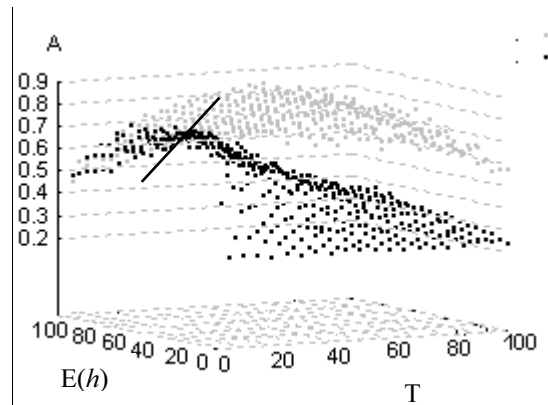
Rysunki 4 – 9 przedstawiają wyniki ekonomiczne i współczynnik gotowości systemu uzyskane w analizie trzelementowego systemu technicznego funkcjonującego zgodnie z polityką BIP, w zależności od wartości oczekiwanej opóźnienia czasowego $E(h)$, długości okresu T , oraz typu rozkładu prawdopodobieństwa zmiennej losowej h . Ponadto, przedstawione wyniki dotyczą systemu technicznego funkcjonującego w dwóch skrajnych strukturach niezawodnościowych „1 z 3” (struktura niezawodnościowa równoległa – jasne znaczniki) oraz „3 z 3” (struktura niezawodnościowa szeregową – ciemne znaczniki).

Dla wszystkich trzech przypadków uzyskane wyniki ekonomiczne są bardzo zbliżone bez względu na typ rozkładu prawdopodobieństwa zmiennej h . Oba parametry: czas między obsługami (T) oraz oczekiwana wartość opóźnienia czasowego ($E(h)$) mają znaczący wpływ

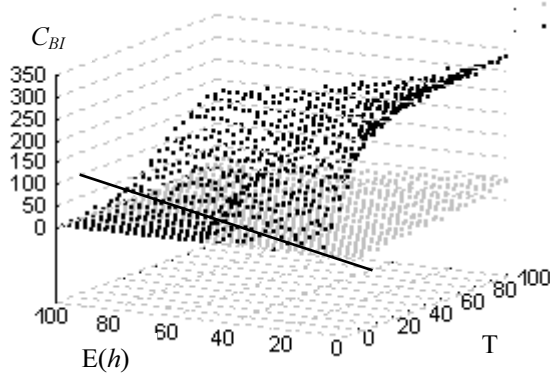
na poziom oczekiwanych kosztów obsługi, jednakże uzyskane wyniki raczej nie zależą od typu rozkładu prawdopodobieństwa zmiennej h . Płaszczyzny reprezentujące koszty ponoszone zarówno przez system szeregowy jak i równoległy mają te same charakterystyki, np. dla przypadków najdłuższego opóźnienia czasowego ($E(h) = MTTF = 100$) w systemie szeregowym koszty wahają się w granicach 0-200 w zależności od wybranej długości okresu między operacjami diagnozy stanu T , ale są niezależne od tego, jaki rozkład prawdopodobieństwa opisuje opóźnienie czasowe elementów systemu (rys. 4, 6, 8). Dokładnie ten sam efekt może być obserwowany dla pozostałych badanych wartości $E(h)$ w obu strukturach niezawodności – te same granice kosztów jak i ten sam charakter krzywizny płaszczyzn opisujących koszty systemu. Fakt ten pozwala na stwierdzenie, że proces optymalizacji parametrów polityki BIP dla badanego systemu technicznego nie wymaga znajomości typu rozkładu prawdopodobieństwa zmiennej losowej h . Co za tym idzie, założenie niewłaściwej formy tegoż rozkładu nie spowoduje znaczących różnic w osiąganych wynikach kosztowych systemu. Podobny efekt można obserwować przy analizie wskaźnika gotowości systemu (rys. 5, 7, 9).



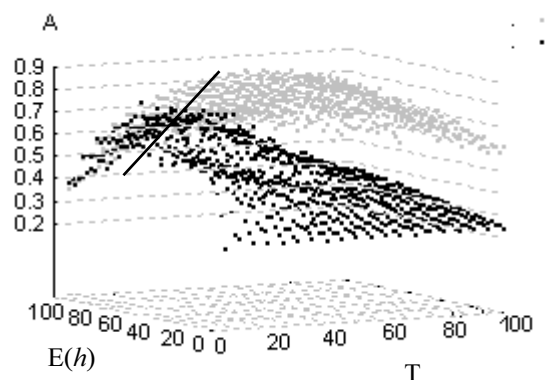
Rys. 4. Oczekiwane koszty C_{BI} przy założeniu rozkładu Weibull'a opisującego opóźnienie czasowe elementów systemu



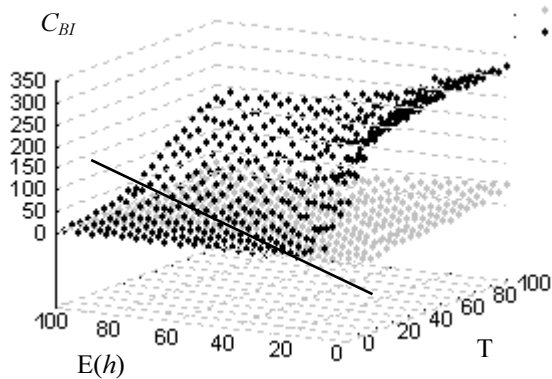
Rys. 5. Współczynnik gotowości systemu (A) przy założeniu rozkładu Weibull'a opisującego opóźnienie czasowe elementów systemu



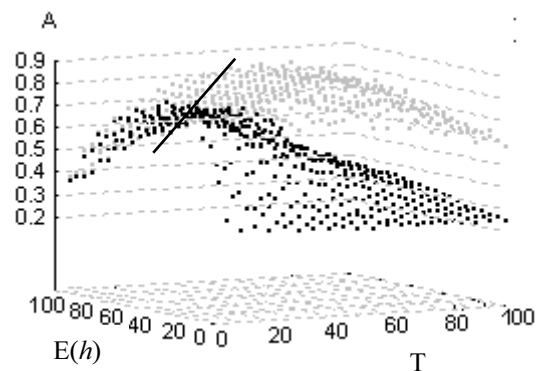
Rys. 6. Oczekiwane koszty C_{BI} przy założeniu rozkładu prostokątnego opisującego opóźnienie czasowe elementów systemu



Rys. 7. Współczynnik gotowości systemu (A) przy założeniu rozkładu prostokątnego opisującego opóźnienie czasowe elementów systemu



Rys. 8. Oczekiwane koszty C_{BI} przy założeniu rozkładu normalnego opisującego opóźnienie czasowe elementów systemu



Rys. 9. Współczynnik gotowości systemu (A) przy założeniu rozkładu normalnego opisującego opóźnienie czasowe elementów systemu

W pracach analizujących możliwości zastosowania polityki BIP w systemach wieloelementowych [22, 23], określono zależność między czasem T a wartością oczekiwaną zmiennej h w systemach o szeregowej strukturze niezawodnościowej, dla której uzyskiwany jest najniższy koszt działań obsługowych i najwyższa gotowość systemu:

$$\frac{E(h)}{T} \approx 2 \quad (6)$$

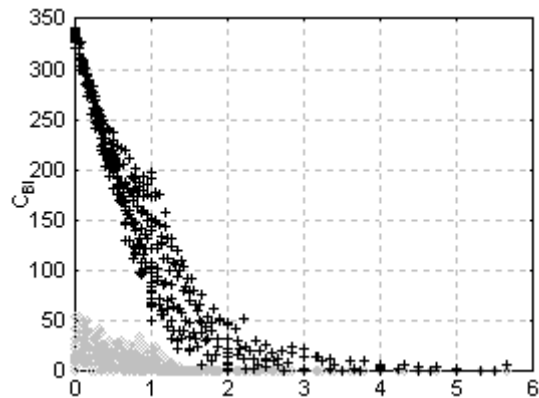
Zależność tę przedstawiono na wykresach 4-9 w postaci dodatkowej linii prostej, w pobliżu której znajdują się rozwiązania najlepsze kosztowo i niezawodnościowo dla badanych wartości oczekiwanych $E(h)$. Wyrażenie (6) oraz wyniki widoczne na wykresach pokazują, że „prawie optymalny” okres między diagnozami stanu systemu szeregowego, obsługiwanego według strategii BIP, powinien być wyznaczany na podstawie informacji o wartości oczekiwanej czasu opóźnienia.

W celu potwierdzenia faktu, że typ rozkładu prawdopodobieństwa zmiennej losowej h nie ma znaczącego wpływu na uzyskane wyniki ekonomiczne zastosowania polityki BIP, zależność opisana równaniem (6) poddana została dodatkowej analizie (Rysunki 10 – 15). W tym celu wszystkie wyniki kosztowe oraz współczynniki gotowości systemu, uzyskane podczas eksperymentów symulacyjnych przedstawiono w zależności od relacji $E(h)/T$. Stosunek $E(h)/T \approx 0$ oznacza systemy, w których:

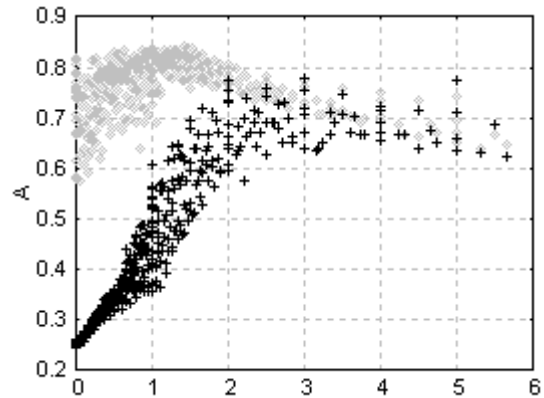
- wartość oczekiwana opóźnienia czasowego elementów jest bardzo niska (krótki okres występowania sygnału przed rzeczywistym uszkodzeniem),
- okres między diagnozami stanu T jest bardzo zawyżony w stosunku do oczekiwanego opóźnienia czasowego elementów (źle dobrany okres między inspekcjami).

Jak widać, w obu wspomnianych przypadkach wyniki kosztowe systemu są bardzo niekorzystne, podobnie jak współczynnik gotowości. Wraz ze wzrostem stosunku $E(h)/T$, poprawiają się rezultaty ekonomiczne (koszty spadają), rośnie też współczynnik gotowości systemu. Oczekiwane koszty obsługiwanego systemu C_{BI} osiągają minimum przy wartościach zależności $E(h)/T \approx 2$ dla systemu technicznego funkcjonującego w szeregowej strukturze niezawodnościowej. Wartości optimum kosztów C_{BI} dla systemu funkcjonującego w strukturze niezawodnościowej równoległej są obserwowane dla mniejszych wartości relacji $E(h)/T$, bez względu na typ rozkładu prawdopodobieństwa zmiennej losowej h . W przypadku, gdy $E(h)/T \gg 2$ koszty wciąż są niskie, co wynika z „bezpiecznego” wariantu obsługi

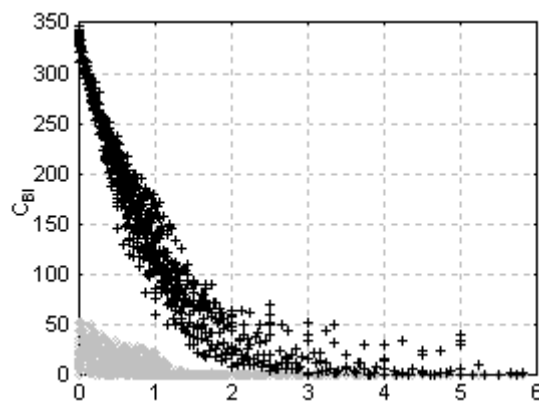
zapewniającego częste diagnozy stanu elementów, jednak współczynnik gotowości maleje, ze względu na istnienie niepotrzebnych, nadmiarowych inspekcji. Omawiane rezultaty są jednakowe dla wszystkich badanych rozkładów prawdopodobieństwa charakteryzujących czas opóźnienia elementów.



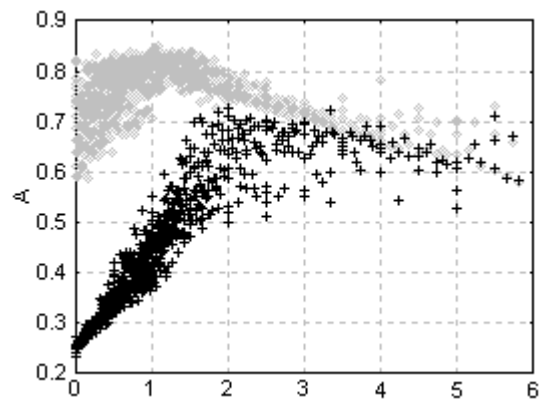
Rys. 10. Oczekiwane koszty C_{BI} przy założeniu rozkładu Weibull'a opisującego opóźnienie czasowe elementów systemu



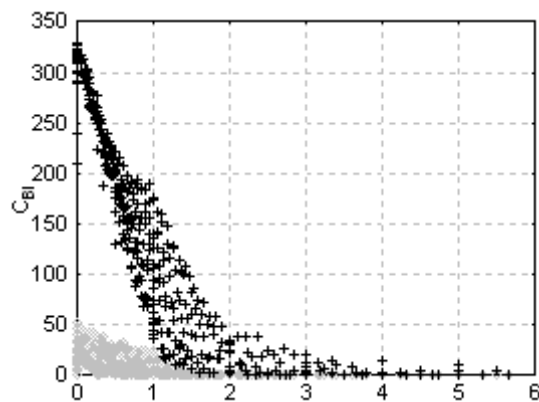
Rys. 11. Współczynnik gotowości systemu (A) przy założeniu rozkładu Weibull'a opisującego opóźnienie czasowe elementów systemu



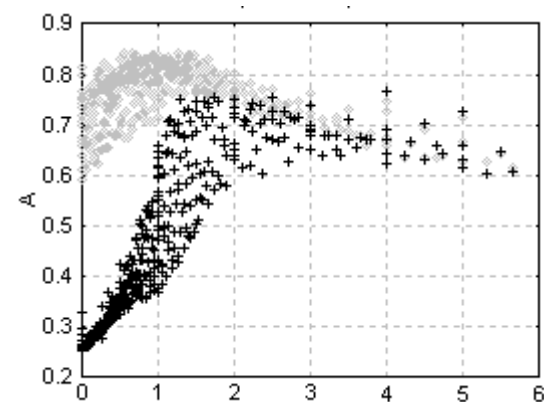
Rys. 12. Oczekiwane koszty C_{BI} przy założeniu prostokątnego rozkładu opisującego opóźnienie czasowe elementów systemu



Rys. 13. Współczynnik gotowości systemu (A) przy założeniu prostokątnego rozkładu opisującego opóźnienie czasowe elementów systemu



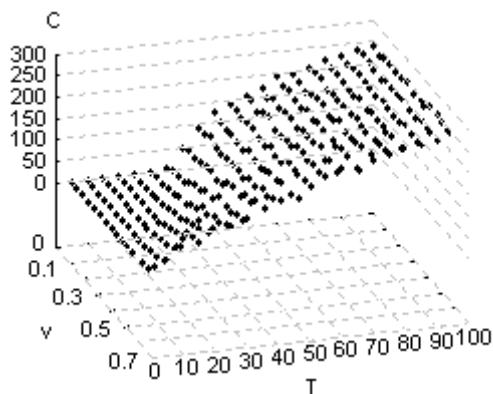
Rys. 14. Oczekiwane koszty C_{BI} przy założeniu normalnego rozkładu opisującego opóźnienie czasowe elementów systemu



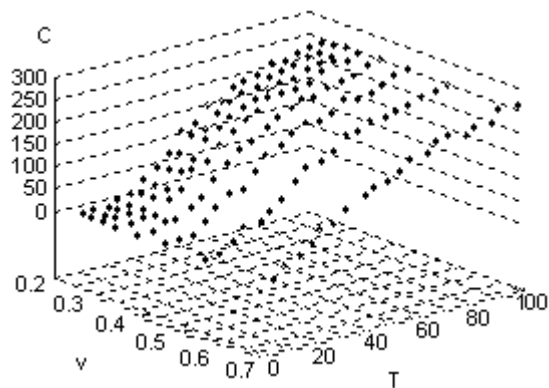
Rys. 15. Współczynnik gotowości systemu (A) przy założeniu normalnego rozkładu opisującego opóźnienie czasowe elementów systemu

Podsumowując, uzyskane wyniki (Rysunki 10 – 15) potwierdzają wnioski przyjęte w pracach [22, 23] oraz pozwalają na stwierdzenie, że optymalna długość okresu między obsługami T może być określona nawet w sytuacji, gdy nie posiadamy pełnej informacji o formie rozkładu prawdopodobieństwa zmiennej losowej h . Podstawowym parametrem modelu BIP, który musi być oszacowany w sposób jak najbardziej precyzyjny, jest wartość oczekiwana czasu opóźnienia, gdyż w sposób istotny wpływa na wszystkie badane wyniki systemu. Z drugiej jednakże strony, dla systemu w którym zmienna losowa h jest opisana prostokątnym rozkładem prawdopodobieństwa, można zauważyć pewną zmienność wyników ekonomicznych w granicach punktu minimum (Rysunki 12, 13, $E(h)/T \approx 2$). W przeciwieństwie do wyników uzyskanych dla pozostałych typów rozkładów prawdopodobieństwa zmiennej losowej h , nawet dla relacji $E(h)/T > 3$ występują przypadki, w których koszty $C_{BI} > 30$. Wyniki te potwierdzają, że większy rozrzut wartości zmiennej h (a co za tym idzie jego mniejsza przewidywalność) obniża skuteczność wdrożenia polityki obsługiwanego BIP. Oznacza to również, że, jeśli istnieje taka praktyczna możliwość, należy oszacować również odchylenie standardowe zmiennej losowej – czasu opóźnienia. Przykładowe wyniki uzyskane przy założeniu różnych wartości współczynnika zmienności (v) ale jednakowej wartości oczekiwanej ($E(h) = 35$) dla rozkładu prawdopodobieństwa zmiennej h : prostokątnego i Weibull'a przedstawiono na wykresach 16-17. Na ich podstawie można stwierdzić, że:

- mimo różnych form rozkładów prawdopodobieństwa wyniki kosztowe są bardzo zbliżone dla jednakowego zakresu współczynnika zmienności v i okresu T ,
- gdy $v = 0$, najlepszym sposobem jest diagnozować stan elementów systemu gdy $T = E(h)$,
- rosnący współczynnik zmienności powoduje, że „optymalny” okres między inspekcjami T powinien być skrócony w stosunku do wyrażenia (6),
- aby jak najlepiej dobrać okres między diagnozami stanu należy próbować oszacować zakres zmienności rzeczywistych wartości opóźnienia czasowego, np. w postaci współczynnika zmienności.



Rys. 16. Oczekiwane koszty C_{BI} dla różnych wartości współczynnika zmienności (v) czasu opóźnienia (prostokątny rozkład prawdopodobieństwa czasu opóźnienia)



Rys. 17. Oczekiwane koszty C_{BI} dla różnych wartości współczynnika zmienności (v) czasu opóźnienia (rozkład prawdopodobieństwa Weibull'a czasu opóźnienia)

Wyniki przedstawione na rysunkach 4 – 17 stanowią podstawę do odpowiedzi również na drugie pytanie zdefiniowane w początkowej części rozdziału a dotyczące potencjalnych konsekwencji niewłaściwej estymacji parametrów zmiennej h . Poziom konsekwencji (np. finansowych) zależy od poziomu popełnionego błędu. Podstawowe obserwacje wyników wskazują, że złe oszacowanie wartości parametru $E(h)$, powodując znaczące odchylenie okresu między przeglądami T od określonego równaniem (6), może pogorszyć skuteczność wyników wdrożenia polityki obsługiwanego BIP. Efekt ten jest szczególnie łatwy

do zaobserwowania, gdy wartość oczekiwana zmiennej h zostanie przeszacowana w stosunku do jego wartości rzeczywistej. Dobrany na tej podstawie okres między przeglądami T (zbyt długi) spowoduje, że rzeczywisty stosunek $E(h)/T < 2$, co może spowodować znaczące skutki finansowe i niezawodnościowe.

4. Podsumowanie

Uzyskane wyniki analizy modelu BIP pozwalają na uzyskanie wstępnej odpowiedzi na pytanie, w jaki sposób poziom estymacji parametru opóźnienia czasowego może wpłynąć na funkcjonowanie systemu technicznego. Przeprowadzona analiza dotyczyła obserwacji wpływu oczekiwanej wartości zmiennej h oraz postaci trzech wybranych rozkładów prawdopodobieństwa tej zmiennej losowej na poziom funkcjonowania wieloelementowego systemu technicznego o strukturze niezawodnościowej typu „k z n”. Zostały także przeanalizowane pewne reguły zastosowania polityki BIP, zdefiniowane przez autorów w pracach [22, 23].

Na podstawie przeprowadzonego badania można stwierdzić, że:

- podstawowym parametrem, który musi być jak najdokładniej oszacowany na podstawie posiadanych danych statystycznych jest oczekiwany czas opóźnienia, gdyż w sposób jednoznaczny wpływa na badane wyniki kosztowe i niezawodnościowe,
- znajomość formy rozkładu prawdopodobieństwa zmiennej losowej h ma znaczenie jedynie z punktu widzenia rozrzutu wartości zmiennej i nie musi być szacowana na podstawie danych statystycznych,
- w przypadku, gdy istnieje możliwość, należy oszacować rozrzut wyników zmiennej losowej h , aby właściwie dobierać okres między diagnozami stanu T ,
- należy prowadzić dalsze prace badawcze w celu stwierdzenia, jaki jest wpływ współczynnika zmienności na wyrażenia optymalizacyjne opisane w pracy wzorem (6).

W artykule autorzy kontynuują prace badawcze związane z modelowaniem DT dla systemów wieloelementowych, przedstawione m.in. w pracach [22, 23, 25, 32]. W następnym kroku należy uzupełnić przedstawioną analizę o ocenę wpływu typu rozkładu prawdopodobieństwa zmiennej losowej h przy założeniu stałej wartości średniej i zmiennym odchyleniu standardowym. Ponadto, autorzy skupiają się na określeniu możliwości zastosowania modeli DT do oceny funkcjonowania rzeczywistych systemów technicznych (np. uwzględnienie nieperfekcyjnych operacji diagnozowania stanu systemu). Pozwoli to na określenie podstawowych zasad doboru polityki obsługi profilaktycznej z punktu widzenia osoby zarządzającej eksploatacją systemu technicznego.

References

1. Akbarov A., Christer A. H., Wang W. Problem identification in maintenance modeling: a case study. *International Journal of Production Research* 2008; 46(4): 1031-1046.
2. Alzubaidi H. J. Maintenance modelling of a major hospital complex. PhD thesis. Salford: University of Salford, 1993.
3. Baker R. D., Christer A. H. Review of delay-time OR modelling of engineering aspects of maintenance. *European Journal of Operational Research* 1994; 73: 407-422.
4. Baker R. D., Wang W. Developing and testing the delay-time model. *Journal of the Operational Research Society* 1993; 44: 361-374.

5. Baker R. D., Wang W. Estimating the delay-time distribution of faults in repairable machinery from failure data. *IMA Journal of Mathematics Applied in Business & Industry* 1992; 3: 259-281.
6. Choi K-M. *Semi-Markov and Delay Time Models of Maintenance*. PhD thesis. Salford: University of Salford, 1997.
7. Christer A. H. A Review of Delay Time Analysis for Modelling Plant Maintenance. in: *Stochastic Models in Reliability and Maintenance*, Osaki S. (ed.), Springer, 2002.
8. Christer A. H. Developments in delay time analysis for modelling plant maintenance. *Journal of the Operational Research Society* 1999; 50: 1120-1137.
9. Christer A. H. Delay-time model of reliability of equipment subject to inspection monitoring. *Journal of the Operational Research Society* 1987; 38, (4): 329-334.
10. Christer A. H. Modelling inspection policies for building maintenance. *Journal of the Operational Research Society* 1982; 33: 723-732.
11. Christer A. H., Lee C., Wang W. A data deficiency based parameter estimating problem and case study in delay time PM modelling. *International Journal of Production Economics* 2000; 67: 63-76.
12. Christer A. H., Redmond D. F. Revising models of maintenance and inspection. *International Journal of Production Economics* 1992; 24: 227-234.
13. Christer A. H., Redmond D. F. A recent mathematical development in maintenance theory. *IMA Journal of Mathematics Applied in Business and Industry* 1990; 2: 97-108.
14. Christer A. H., Waller W. M. An operational research approach to planned maintenance: modelling P.M. for a vehicle fleet. *Journal of the Operational Research Society* 1984; 35(11): 967-984.
15. Christer A. H., Waller W. M. Reducing production downtime using delay-time analysis. *Journal of the Operational Research Society* 1984; 35(6): 499-512.
16. Christer A. H., Waller W. M. Delay Time Models of Industrial Inspection Maintenance Problems. *Journal of the Operational Research Society* 1984; 35(5): 401-406.
17. Christer A. H., Wang W. A delay-time-based maintenance model of a multi-component system. *IMA Journal of Mathematics Applied in Business & Industry* 1995; 6: 205-222.
18. Christer A. H., Wang W., Baker R., Sharp J. Modelling maintenance practice of production plant using delay-time concept. *IMA Journal of Mathematics Applied in Business and Industry* 1995; 6: 67- 84.
19. Christer A. H., Wang W., Sharp J., Baker R. A case study of modelling preventive maintenance of production plant using subjective data. *Journal of the Operational Research Society* 1998; 49: 210-219.
20. Christer A. H., Whitelaw J. An operational research approach to breakdown maintenance: problem recognition. *Journal of the Operational Research Society* 1983; 34(11): 1041-1052.
21. Desa M. I., Christer A. H. Modelling in the absence of data: a case study of fleet maintenance in a developing country. *Journal of the Operational Research Society* 2001; 52(3): 247-260.
22. Jodejko-Pietruczuk A., Werbińska-Wojciechowska S. Economical effectiveness of Delay Time approach using in Time-Based maintenance modelling. *Proc. of PSAM 11 & ESREL 2012 Conference, 25-29 June 2012, Helsinki, Finland.*
23. Jodejko-Pietruczuk A., Werbińska-Wojciechowska S. Analysis of Block-Inspection Policy parameters from economical and availability point of view. *Proc. of PSAM 11 & ESREL 2012 Conference, 25-29 June 2012, Helsinki, Finland.*

24. Lee Ch. Applications of Delay Time Theory to Maintenance Practice of Complex Plant. PhD thesis. Salford: University of Salford, 1999.
25. Nowakowski T., Werbińska-Wojciechowska S. Developments of time dependencies modeling concepts. Proc. of the European Safety and Reliability Conference, ESREL 2011, Troyes, France, 18-22 September 2011: 832-838.
26. Redmond D. F. Delay Time Analysis in Maintenance. PhD thesis. Salford: University of Salford, 1997.
27. Wang W. An overview of the recent advances in delay-time-based maintenance modelling. Reliability Engineering and System Safety 2012; 106: 165-178.
28. Wang H. A survey of maintenance policies of deteriorating systems. European Journal of Operational Research 2002; 139: 469-489.
29. Wang W. Subjective estimation of delay-time distribution in maintenance modelling. European Journal of Operational Research 1997; 99: 511-529.
30. Wang W., Jia X. An empirical Bayesian based approach to delay time inspection model parameters estimation using both subjective and objective data. Quality and Reliability Engineering International 2007; 23: 95-105.
31. Wen-yuan L. V., Wang W. Modelling preventive maintenance of production plant given estimated PM data and actual failure times. Proc. of International Conference on Management Science and Engineering ICMSE'06, Lille, 2006.
32. Werbińska-Wojciechowska S. Problems of logistics systems modelling with the use of DTA approach. Logistyka i Transport 2012; 2: 63-74.