

ANALIZA I OCENA FUNKCJONALNOŚCI SYSTEMU MASOWEJ OBSŁUGI NA PODSTAWIE OBSŁUGI CELNEJ POJAZDÓW CIĘŻAROWYCH

Artykuł przedstawia modelowanie procesów obsługi celnej pojazdów ciężarowych za wykorzystaniem procesów Markowa oraz teorii masowej obsługi (teorii kolejek), ukazujące przebieg funkcjonowania systemu obsługi zgłoszeń jako systemu zależnego od zdarzeń losowych. System charakteryzowany jest jako system ze strumieniem Poisson'a zgłoszeń na wejściu, wykładniczym czasem obsługi i wieloma stanowiskami obsługi. Wyniki przedstawiono w postaci wykresów na podstawie danych rzeczywistych otrzymanych z oddziału celnego.

WSTĘP

W systemach, które są zależne od zdarzeń, wyzwaniem określonego konkretnego zachowania się układu jest inicjowane przez zdarzenia dyskretne. Przykładem takiego układu jest kolejka, która w tym przypadku działa na zasadzie FIFO (z ang. first-in-first-out) – obsługa według kolejności pojawiania się zgłoszeń (do obsługi kieruje się zgłoszenie najdłużej oczekujące w kolejce). Sposób obsługi kolejki może być także inny, np. LIFO - obsługa zgłoszeń w kolejności odwrotnej do ich pojawiania się (wówczas do obsługi kieruje się zgłoszenie najkrócej oczekujące w kolejce) lub SIRO – do obsługi wybiera się losowo wybrane zgłoszenie. Czas pomiędzy poszczególnymi zdarzeniami może być zróżnicowany.

Kolejkowanie odnosi się do sposobu obsługi kolejek, rozumianych głównie jako szeregowanie zadań wymagających obsługi. Zagadnienie to stało się niezmiernie ważne z punktu powstawania złożonych systemów, w których określone usługi lub urządzenia są wykonywane albo stosowane w różnorodnych procesach bądź przez wielu klientów.

Tab. 1. Przykłady systemów zależnych od zdarzeń [1]

System	Element/zdarzenie	Cecha/atribut	Zadanie
system produkcji	produkty	zamówienie	realizacja zamówień
sklep	klient	zakupy	obsługa kasowa
ruch uliczny	samochody, piesi, itp.	prędkość, odległość	jazda, poruszanie się
kontrola jakości	wyroby	jakość	kontrola
obsługa portu lotniczego	samolot	przepustowość sektora	dostęp do sektora

Modelowanie danych sytuacji ma na celu symulacyjną analizę dynamiki układu w przypadku wystąpienia inicjujących je zdarzeń [1]. Zestawienie systemów zależnych od zdarzeń przedstawiono w tabeli numer 1.

Analizując systemy zależne od zdarzeń należy oszacować podstawowe parametry takie jak:

- spodziewana liczba zdarzeń wywołujących działanie systemu w określonym przedziale czasowym;
- okres czasu pomiędzy dwoma kolejnymi zdarzeniami.

Charakter danych wskazuje na opisywanie procesów losowych w kategoriach probabilistycznych.

1. MODELOWANIE PROCESU OBSŁUGI CELNEJ ZA POMOCĄ TEORII KOLEJEK I PROCESÓW MARKOWA

Modelowanie zjawisk zachodzących podczas obsługi celnej pojazdów ciężarowych oraz analizę bezpieczeństwa systemów zabezpieczających procesy obsługi zgłoszeń można opisać za pomocą procesów losowych. Ze względu na stopień trudności w wielu sytuacjach konieczne jest przyjęcie założeń upraszczających, które prowadzą do najbardziej przybliżonego do procesu zmian stanu modelowanego systemu odbywającego się w rzeczywistych warunkach. Istotnym czynnikiem oceny funkcjonalności i stanu bezpieczeństwa procesów obsługi celnej jest analiza zaistniałych przypadków (szczególnie zgłoszeń priorytetowych, zdarzeń losowych), ich przyczyn, skutków oraz prawdopodobieństw ich wystąpienia.

W tym celu wykorzystano procesy stochastyczne w postaci procesów Markowa, które modelują przebieg funkcjonowania systemu masowej obsługi.

Proces stochastyczny $X(t)$ to zbiór zmiennych losowych, określonych na pewnej przestrzeni probabilistycznej, zależnych od wartości parametru t , identyfikującego stan systemu. Dla każdej dopuszczalnej wartości t - t określona jest dystrybuanta $F_x(x, t) = P\{X(t) \leq x\}$. Pojedyncza wartość zmiennej losowej X nazywana jest stanem procesu stochastycznego, a zbiór wartości zmiennych losowych - przestrzenią stanów procesu stochastycznego X_t [3]

Proces Markowa jest ciągiem zdarzeń, w którym prawdopodobieństwo każdego zdarzenia zależy jedynie od wyniku poprzedniego [3]. Wówczas proces stochastyczny $X(t)$ jest procesem Markowa, jeśli dla dowolnego n , dla dowolnych chwil czasu $t_0 < t_1 < \dots < t_n$, oraz dowolnych stanów x_0, x_1, \dots, x_n , spełniona jest zależność (1):

$$P\{X_{t_n} = y | X_{t_{n-1}} = x, X_{t_{n-2}} = x_{n-2}, \dots, X_{t_0} = x_0\} = P\{X_{t_n} = y | X_{t_{n-1}} = x\} \quad (1)$$

Dla każdej chwili t_n prawdopodobieństwo zdarzenia p_{ij} (2) zależy wyłącznie od zdarzenia poprzedniego t_{n-1} i nie jest zależne od wcześniejszych odcinków czasowych (nie od wszystkich zmiennych losowych, lecz od stanu układu w ostatniej chwili) [2],[3]:

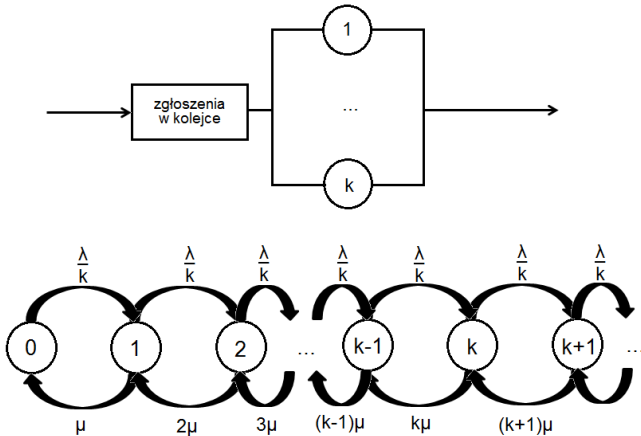
$$p_{i,j}^{(n)} = P(X_{t_n+t_m} = j | X_{t_m} = i) \quad (2)$$

Klasyfikując zdarzenia dotyczące obsługi celnej pojazdów ciężarowych do procesów Markowa, przyjęto następujące założenia [5]:

- do stanowisk obsługi napływają zgłoszenia w odstępach czasu, które są zmiennymi losowymi o rozkładzie wykładniczym – parametr λ zależy od liczby n -zgłoszeń obecnych już w stanowisku,
- liczba równoległych kanałów obsługi – k ,
- funkcja gęstości rozkładu ma postać $a(x) = \lambda(n)e^{-\lambda(n)x}$, a jego dystrybuanta $A(x) = 1 - e^{-\lambda(n)x}$
- czas obsługi ma rozkład wykładniczy o stałym parametrze μ , $b(x) = \mu e^{-\mu x}$, wówczas (3):

$$\mu(n) = \begin{cases} n\mu & \text{dla } n \leq k \\ k\mu & \text{dla } n \geq k \end{cases} \quad (3)$$

Graf przejść pomiędzy stanami systemu przedstawia rysunek 1 [5].



Rys.1. Stanowisko obsługi celnej M/M/k i graf przejść między stanami [opracowanie własne]

Rozkład liczby zgłoszeń na stanowiskach ma postać (4):

$$p(n) = \begin{cases} p(0) \prod_{i=0}^{n-1} \frac{\lambda}{(i+1)\mu} = p(0) \left(\frac{\lambda}{k\mu}\right)^n \frac{1}{n!} & \text{dla } n \leq k \\ p(0) \left(\frac{\lambda}{k\mu}\right)^n \frac{1}{k!} \frac{1}{k^{n-k}} & \text{dla } n \geq k \end{cases} \quad (4)$$

Wartość $p(0)$ jest określona przez warunek normalizacyjny (5):

$$p(0) = \left[1 + \sum_{n=1}^{k-1} \left(\frac{\lambda}{k\mu}\right)^n \frac{1}{n!} + \sum_{n=k}^{\infty} \left(\frac{\lambda}{k\mu}\right)^n \frac{1}{k!} \frac{1}{k^{n-k}} \right]^{-1} \\ = \left[1 + \sum_{n=1}^{k-1} \left(\frac{\lambda}{k\mu}\right)^n \frac{1}{k!} + \left(\frac{\lambda}{k\mu}\right)^k \frac{1}{k! (1 - \frac{\lambda}{k\mu})} \right]^{-1} \quad (5)$$

Warunkiem istnienia stanu ustalonego oraz poprawności danego rozwiązania (5) jest wyrażenie $\frac{\lambda}{k\mu} < 1$.

Prawdopodobieństwo p_w że przybyłe zgłoszenie będzie musiało zaczekać, to prawdopodobieństwo, że w danym systemie znajduje się co najmniej c -zadania. Jest to wzór C-Erlanga (6):

$$p_w = \sum_{n=k}^{\infty} p(n) = \left(\frac{\lambda}{k\mu}\right)^c \frac{1}{c! (1 - \frac{\lambda}{ck\mu})} \quad (6)$$

Średnia długość kolejki obliczona jest według podanego wyrażenia (7):

$$E[K] = \sum_{n=c}^{\infty} (n-c)p(n) \\ = \left(\frac{\lambda}{k\mu}\right)^c \frac{1}{c!} \sum_{n=c}^{\infty} (n-c) \left(\frac{\lambda}{k\mu}\right)^{n-c} \frac{1}{c^{n-c}} \\ = \frac{p_w \left(\frac{\lambda}{ck\mu}\right)}{1 - \left(\frac{\lambda}{ck\mu}\right)} \quad (7)$$

Średnia liczba obsługiwanych równoległe zgłoszeń (8):

$$E[N_B] = \sum_{n=0}^{c-1} p(n) + c \sum_{n=c}^{\infty} p(n) = \frac{\lambda}{k\mu} \quad (8)$$

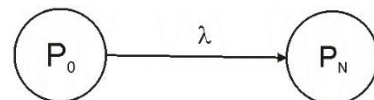
Średnia liczba zadań w systemie wyraża się $E[N] = E[K] + E[N_B]$. Średni czas oczekiwania i czas odpowiedzi na zgłoszenie oblicza się stosując prawo Little'a (dzieląc $E[K]$ lub $E[N]$ przez przepustowość λ) [2]. Rozkład czasu oczekiwania zapisuje się następująco (9):

$$F_W(x) = 1 - p_w e^{c\mu(1-\lambda\mu/k)x} \quad (9)$$

2. WPLYW TECHNOLOGII TELEINFORMACYJNYCH NA BEZPIECZEŃSTWO SYSTEMU PODCZAS OBSŁUGI CELNEJ

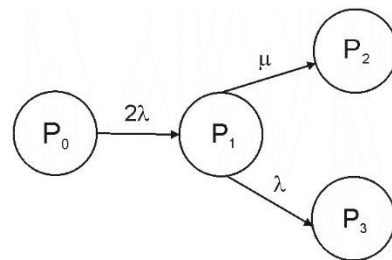
Prawidłowe funkcjonowanie systemu obsługi celnej pojazdów ciężarowych może być zakłócone poprzez wystąpienie sytuacji związanej z zagrożeniem, takich jak awaria systemu wstępnej weryfikacji zgłoszeń, systemu wywoływania zgłoszeń w poczekalni, a także wystąpienia zgłoszenia priorytetowego, powodującego spowolnienie procesów obsługi pozostałych pojazdów lub sytuacji stanu niebezpiecznego – wypadku w terminalu (np. awaria pojazdu, splonięcie pojazdu).

Analizując procesy zachodzące w badanym systemie zastosowano teorię jednorodnych, stacjonarnych i ergodycznych procesów Markowa [4]. Rozpatrywanie systemu pod kątem bezpieczeństwa daje możliwość określenia podstawowych wskaźników niezawodności, do których zalicza się: intensywność uszkodzeń, średni czas do wystąpienia sytuacji niebezpiecznej, prawdopodobieństwo przebywania w stanach niebezpiecznych i bezpiecznych. Analizie zostaną poddane modele systemów bez odnowy.



Rys.2. Prosty model systemu bez odnowy (P_0 – stan pracy poprawnej, P_N – stan uszkodzenia systemu) [opracowanie własne]

System obsługujący zgłoszenie jest systemem bezpiecznym. Oznacza to, że każde pojedyncze uszkodzenie powinno być wykryte w krótkim czasie, a system powinien zainicjować reakcje bezpieczeństwa, w momencie gdy wykryte pojedyncze uszkodzenie nie prowadzi do sytuacji niebezpiecznej.



Rys.3. Model teleinformacyjnego systemu obsługi zgłoszenia z sytuacją niebezpieczną [opracowanie własne]

Model systemu obsługującego zgłoszenie przedstawia system pracy dwóch komputerów pracujących równolegle (rys.3). Poszczególne stany modelu opisują następujące sytuacje: stan P_0 – stan poprawnej pracy (gdy oba komputery pracują), stan P_1 – wykrycie przez system uszkodzenia jednego z komputerów, stan P_2 (uszkodzenia kontrolowanego) – system wykrył uszkodzenie i rozpoczął reakcje bezpieczeństwa, stan P_3 (uszkodzenia niebezpiecznego) – uszkodzone oba komputery, brak reakcji zabezpieczającej poprawne działanie systemu.

Dla modelu stanów i przejść przedstawionego na rysunku 3, dla $S=\{0,1,2,3\}$ układ równań Kolmogorowa ma postać (10):

$$\begin{cases} \frac{dP_0(t)}{dt} = -2\lambda P_0(t) \\ \frac{dP_1(t)}{dt} = -(\lambda + \mu)P_1(t) + 2\lambda P_0(t) \\ \frac{dP_2(t)}{dt} = \mu P_1(t) \\ \frac{dP_3(t)}{dt} = \lambda P_1(t) \end{cases} \quad (10)$$

Warunkiem normującym jest wyrażenie (11):

$$P_0(t) + P_1(t) + P_2(t) + P_3(t) = 1 \quad (11)$$

Zapis w postaci macierzowej wygląda następująco (12):

$$\frac{dP(t)}{dt} = \Lambda P(t) \quad (12)$$

gdzie: $P(t)$ – wektor kolumnowy prawdopodobieństw przebywania procesu w poszczególnych stanach (13):

$$P(t) = \begin{bmatrix} P_0(t) \\ P_1(t) \\ P_2(t) \\ P_3(t) \end{bmatrix} \quad (13)$$

Λ – macierz intensywności przejść (14):

$$\Lambda = \begin{bmatrix} -2\lambda & 0 & 0 & 0 \\ 2\lambda & -(\lambda + \mu) & 0 & 0 \\ 0 & \mu & 0 & 0 \\ 0 & \lambda & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad (14)$$

S – Liczba zbiorów (liczba stanów procesu)

$$S = \{P_0, P_1, P_2, P_3\}$$

Równania różniczkowe można rozwiązać za pomocą metody transformaty operatorowej Laplace'a (15):

$$\begin{aligned} P_0(s) &= \frac{1}{2\lambda + s} \\ P_1(s) &= \frac{2\lambda}{(2\lambda + s)(\lambda + \mu + s)} \\ P_2(s) &= \frac{2\lambda\mu}{s(2\lambda + s)(\lambda + \mu + s)} \\ P_3(s) &= \frac{2\lambda^2}{s(2\lambda + s)(\lambda + \mu + s)} \end{aligned} \quad (15)$$

Przekształcając transformowane równania i rozwiązując dla zmiennej wyjściowej wyznaczamy oryginal transformaty (16):

$$L^{-1}\{F(s)\} = f(t), \text{ jeżeli } F(s) = L\{f(t)\} \quad (16)$$

Zgodnie z zależnością (16) prawdopodobieństwo przebywania w poszczególnych stanach systemu $P_i(t)$, wynoszą odpowiednio (17):

$$\begin{aligned} P_0(t) &= L^{-1}\left[\frac{1}{2\lambda + s}\right] = e^{-2\lambda t} \\ P_1(t) &= L^{-1}\left[\frac{2\lambda}{(2\lambda + s)(\lambda + \mu + s)}\right] \\ &= 2\lambda \left(\frac{e^{-(\lambda + \mu)t}}{(\lambda - \mu)} + \frac{e^{-2\lambda t}}{(\mu - \lambda)}\right) \\ P_2(t) &= L^{-1}\left[\frac{2\lambda\mu}{s(2\lambda + s)(\lambda + \mu + s)}\right] \\ &= 2\lambda\mu \left(\frac{e^{-2\lambda t}}{2\lambda(\lambda - \mu)} + \frac{e^{-(\lambda + \mu)t}}{(\lambda^2 + \mu^2)} + \frac{1}{2\lambda(\lambda + \mu)}\right) \\ P_3(t) &= L^{-1}\left[\frac{2\lambda^2}{s(2\lambda + s)(\lambda + \mu + s)}\right] \\ &= 2\lambda^2 \left(\frac{e^{-2\lambda t}}{2\lambda(\lambda - \mu)} + \frac{e^{-(\lambda + \mu)t}}{(\lambda^2 - \mu^2)} + \frac{1}{2\lambda(\lambda + \mu)}\right) \end{aligned} \quad (17)$$

Graniczne prawdopodobieństwo przebywania w poszczególnych stanach przy $t \rightarrow \infty$ ($s \rightarrow 0$) wynosi (18):

$$\begin{aligned} P_0 &= \frac{1}{2\lambda} \\ P_1 &= \frac{1}{\lambda + \mu} \\ P_2 &= \frac{\lambda\mu}{\lambda(\lambda + \mu)} \\ P_3 &= \frac{\lambda^2}{\lambda(\lambda + \mu)} \end{aligned} \quad (18)$$

W praktycznym zastosowaniu miarą bezpieczeństwa systemu jest funkcja niezawodności $R(t)$, która określa prawdopodobieństwo zachowania sprawności systemu w określonym czasie pracy systemu. Funkcja niezawodności o rozkładzie wykładniczym ma następującą postać (19):

$$R(t) = 1 - P_N(t) \quad (19)$$

gdzie: $P_N(t)$ - prawdopodobieństwo wystąpienia sytuacji niebezpiecznej.

W modelu na rysunku 3. występuje jeden stan niebezpieczny P_3 . Niezawodność $R(t)$ przy założeniu λ i μ opisana jest następującą zależnością (20):

$$\begin{aligned} R(t) = 1 - P_3 &= \frac{1}{\lambda^2 + \mu^2} e^{-2\lambda t - (\lambda + \mu)t} (2\lambda^2 e^{2\lambda t} \\ &\quad - \lambda^2 e^{(\lambda + \mu)t} - \lambda\mu e^{(\lambda + \mu)t} \\ &\quad + \lambda\mu e^{2\lambda t + (\lambda + \mu)t} - \mu^2 e^{2\lambda t + (\lambda + \mu)t}) \end{aligned} \quad (20)$$

Średni czas do wystąpienia sytuacji niebezpiecznej T_{SN} dla modelu systemu bez odnowy wynosi (21):

$$T_{SN} = \int_0^{\infty} R(t) dt = \int_0^{\infty} 1 - P_3(t) dt = \frac{3\lambda + \mu}{2(\lambda + \mu)^2} \quad (21)$$

Rzeczywiste wartości λ i μ pozwolą obliczyć z podanych zależności dokładne wskaźniki bezpieczeństwa systemu.

3. WERYFIKACJA I OCENA PROCESÓW OBSŁUGI CELNEJ POJAZDÓW CIĘŻAROWYCH NA PODSTAWIE RZECZYWISTYCH BADAŃ

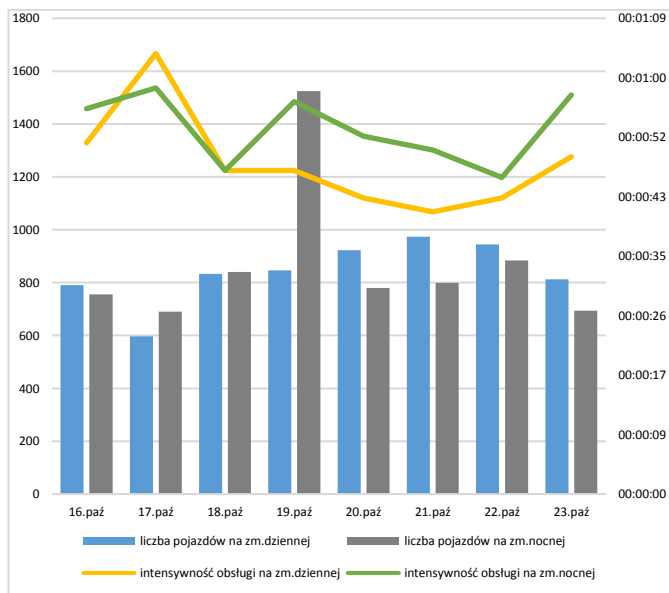
W modelach (głównie symulacyjnych) zdarzeniem inicjującym jest pojawienie się pojazdu ciężarowego (zgłoszenia) do obsługi celnej. W badanych modelach uwzględniono określone analitycznie parametry wejściowe oraz przyjęto, że zmienne losowe opisane są rozkładem Poisson'a, charakteryzującym pojawianie się pojazdów (zgłoszeń) do obsługi, co odpowiada rzeczywistemu rozkładowi zdarzeń związanym z wykładniczym rozkładem czasu przebywania w poszczególnych stanach. W systemie rzeczywistym zdarzenia, w których udział ma człowiek są to zdarzenia o charakterze losowym, jest to na przykład czas przejazdu samochodu przez stanowisko obsługowe oraz czas obsługi. Czas ten może zależeć od wieku, umiejętności i doświadczenia kierującego oraz przyjmującego zgłoszenie (ocena subiektywna). Przechodzenie losowe pomiędzy stanami modelu odbywa się za pomocą przydzielonych przedziałów liczbowych. Uwzględniono też określenie średnich czasów na podstawie najczęściej spotykanych wartości rzeczywistych.

Analizie poddano następujące przedziały czasowe:

- zwykły 16.10.17 – 23.10.17,
- przedświąteczny i świąteczny 21.12.17 – 02.01.18.

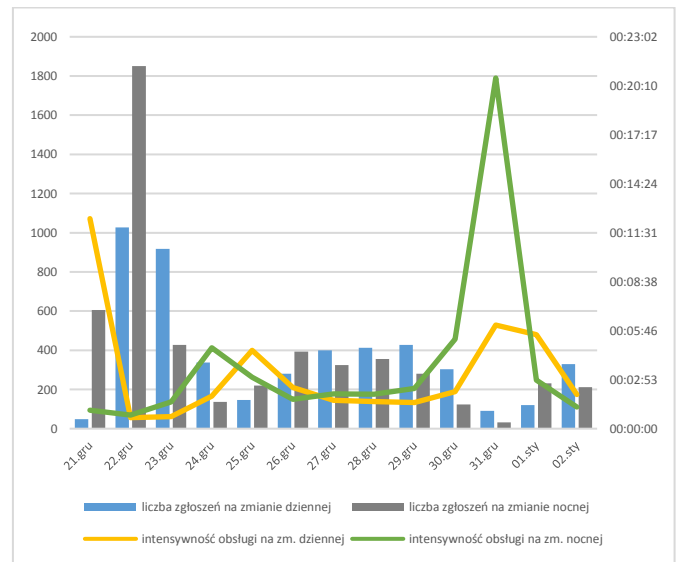
Wykresy zostały opracowane na podstawie danych stanowiących rzeczywiste pomiary w analizowanych przedziałach czasowych. Ilość pojazdów (zgłoszeń) do obsługi celnej nie została rozróżniona ze względu na kierunek (wjazd lub wyjazd z RP).

Porównując dane zawarte na rysunkach 4 i 5 dotyczące ilości zgłoszeń stwierdzono, że w okresie świątecznym obsłużono o połowę mniej zgłoszeń niż w okresie zwykłym. Może to wynikać z charakteru danego okresu - 21.12.17 – 02.01.18 to czas, w którym przedsiębiorstwa wykonują mniej zleceń, najczęściej ze względu na zamknięcie rocznego okresu rozliczeniowego.



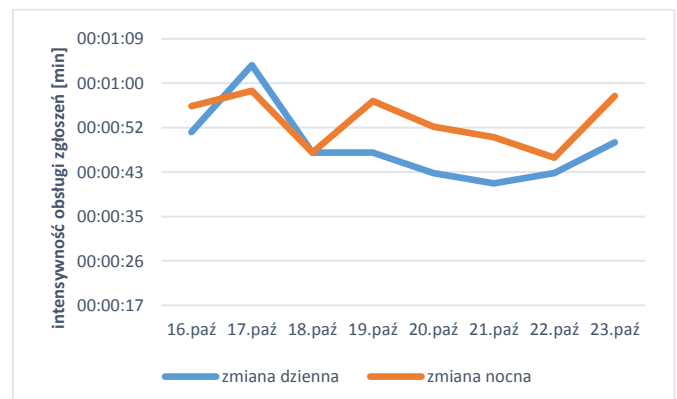
Rys. 4. Zestawienie danych dotyczących ilości zgłoszeń oraz intensywności obsługi w okresie 16.10-23.10.17 [opracowanie własne]

Natomiast liczba pojazdów do obsługi w okresie zwykłym jest równomierna, oprócz 19.10.17 (zmiana nocna z czwartku na piątek). Identyfikacja jest w przypadku okresu świątecznego (21.12.17 - zmiana nocna z piątku na sobotę). Wzrost liczby zgłoszeń do obsługi w obu przypadkach może wynikać ze zwiększonej ilości zleceń przez przedsiębiorstwa.

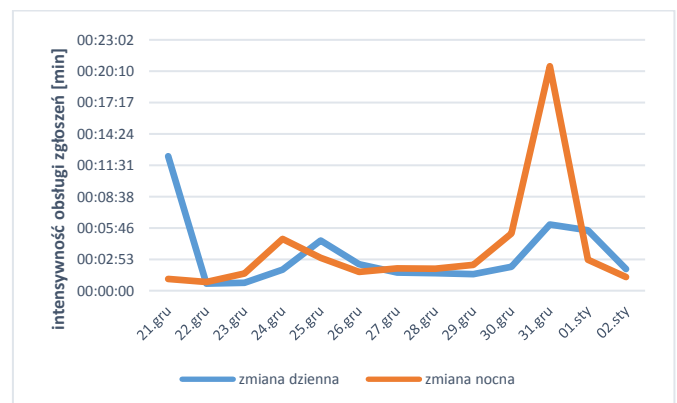


Rys. 5. Zestawienie danych dotyczących ilości zgłoszeń oraz intensywności obsługi w okresie 21.12.17-02.01.18 [opracowanie własne]

Analiza intensywności obsługi zgłoszeń przedstawiona na rysunkach 6 i 7 pozwala stwierdzić, że czas przyjazdu pojazdu oscyluje na poziomie co 42-65 sekund na zmianie dziennej oraz 46-59 sekund na zmianie nocnej w okresie zwykłym. W okresie świątecznym czas ten wydłuża się do ponad 5 minut zarówno na zmianie dziennej jak i nocnej. Wyjątkiem stanowią czas przyjazdu na zmianie dziennej w dniu 21.12.17 oraz na zmianie nocnej 31.12.17.



Rys. 6. Intensywność obsługi zgłoszeń w okresie zwykłym 16.10 – 23.10.17 [opracowanie własne]



Rys. 7. Intensywność obsługi zgłoszeń w okresie świątecznym 21.12.17 - 02.01.18 [opracowanie własne]

PODSUMOWANIE

Model funkcjonowania systemu masowej obsługi przedstawiony w artykule głównie opiera się na teorii procesów stochastycznych. Podstawowym wskaźnikiem, który charakteryzuje bezpieczny system w transporcie, jest prawdopodobieństwo wystąpienia sytuacji niebezpiecznej lub katastroficznej – awaria systemu odprawy celnej lub wystąpienie losowej sytuacji, która wstrzymuje ruch pojazdów na granicy państw. W modelowaniu rzeczywistego zachowania się uczestników ruchu drogowego zbliżających się do terminala założono jednorodny i stacjonarny charakter procesów Markowa. Ruch pojazdów opisany jest procesem Poisson'a, charakteryzującym się wykładniczym rozkładem czasu występowania zdarzeń. Dzięki temu istnieje możliwość oszacowania granicznych wartości prawdopodobieństw wystąpienia niebezpiecznej sytuacji, które są kierunkiem dalszych działań podejmowanych przez autorów artykułu.

Ocena wiarygodności badanego modelu sprowadza się do uzasadnienia poprawności wniosków, co do rzeczywistych zjawisk, które zachodzą w procesie obsługi celnej. Wyniki nie odwzorowują w pełni rzeczywistą sytuację w terminalu oddziału celnego. Spośród danych dotyczących czasu badanych zjawisk nie zostały wyszczególnione pojazdy przyjeżdżające i wyjeżdżające z RP. Zasadniczo wpływa to na wartość otrzymanych wyników.

BIBLIOGRAFIA

1. Rosołowski E., *Podstawy modelowania systemów*, s.35-47
2. Czachórski T., *Modele kolejkowe w ocenie efektywności pracy sieci i systemów komputerowych*, Gliwice 1999
3. Oniszczyk W., *Metody modelowania*, Wyd. Politechniki Białostockiej, Białystok 1995
4. Jakubowski A., *Procesy stochastyczne*, UMK Toruń 2012
5. Lewiński A., Żurek-Mortka M., *Modelowanie systemu masowej obsługi w obsłudze celnej pojazdów ciężarowych*, *Autobusy*. Technika, Eksploatacja, Systemy Transportowe, nr 12/2017, s. 575-581
6. Lewiński A., Bester L., *Modelowanie zdarzeń na niestrzeżonych przejazdach kolejowych*, *Logistyka* 3/2012, s.1307-1313

Analysis and evaluation of the functionality of the mass service system on the basis of customs of truck vehicles

Paper discussed the modeling of customs processes for truck vehicles using the Markov processes and mass service theory (queue theory), showing the operation of the notification handling system as a system dependent on random events. The system is characterized as a system with Poisson input stream, exponential service time and many service stations. The results are presented in the form of graphs based on real data received from the customs office

Autorzy:

prof. zw. dr hab. inż. **Andrzej Lewiński** – Wydział Transportu i Elektrotechniki Uniwersytetu Technologiczno-Humanistycznego im. K. Pułaskiego w Radomiu, ul. Malczewskiego 29, 26-600 Radom, tel. + 48 48 361-77-20, e-mail: a.lewinski@uthrad.pl

mgr inż. **Marta Żurek-Mortka** – doktorantka, Wydział Transportu i Elektrotechniki Uniwersytetu Technologiczno-Humanistycznego im. K. Pułaskiego w Radomiu, ul. Malczewskiego 29, 26-600 Radom, tel. +48 48 361-70-63, e-mail: m.zurek-mortka@uthrad.pl

JEL: L96 DOI: 10.24136/atest.2018.199

Data zgłoszenia: 2018.05.25 Data akceptacji: 2018.06.15