

KRZYWONOS Leszek, NIEOCZYM Aleksander, RYBICKA Iwona

METODYKA OBLICZEŃ STATYSTYCZNYCH INTENSYWNOŚCI EKSPLOATACJI POJAZDÓW W FIRMACH TRANSPORTU SAMOCHODOWEGO

Streszczenie

W artykule przedstawiono metodykę oraz oryginalne wyniki analiz statystycznych dotyczących intensywności eksploatacji samochodów w dużej firmie transportowej, stanowiące materiał porównawczy do oceny efektywności eksploatacji samochodowych systemów transportowych.

WSTĘP

Intensywność eksploatacji samochodu określa się liczbą kilometrów drogi przebytej przez pojazd w powtarzalnym okresie czasu (dzień, miesiąc, rok). W przypadku gdy działalność transportowa jest dochodowa, intensywność eksploatacji jest parametrem „ofensywnym” danego systemu transportowego. Jej wzrost powoduje bowiem wzrost rentowności. Natomiast w przypadku gdy działalność transportowa generuje straty, wzrost intensywności eksploatacji straty te może pogłębiać. W przedsiębiorstwie transportowym intensywność eksploatacji teoretycznie może być zwiększana na dwa sposoby: poprzez zwiększenie prędkości jazdy samochodu na trasie przewozów lub poprzez zmniejszenie czasu przestojów. W praktyce średnia prędkość jazdy samochodu wykorzystywanego w firmie transportowej zależy przede wszystkim od stanu infrastruktury drogowej oraz przepisów ruchu drogowego. (W przypadku przewozu osób jest określona również przez rozkłady jazdy.) Oznacza to, że samochody wykonujące w dłuższym okresie czasu przewozy na powtarzalnych trasach jeżdżą z ustaloną (optymalną z punktu widzenia realizowanego zadania) średnią prędkością. Z tego względu intensywność eksploatacji odzwierciedla przede wszystkim stopień wykorzystania samochodu, który zależy przede wszystkim od przyjętej strategii jego eksploatacji [6, 8, 9].

Intensywność eksploatacji wpływa również na inne parametry organizacyjno-techniczne systemów transportowych. Ma związek z niezawodnością pojazdów, długością okresu ich użytkowania, kosztami obsługi i napraw, wymaganym czasem pracy kierowców. Analiza danych na temat intensywności eksploatacji samochodów w przedsiębiorstwach transportowych pozwala na wyciągnięcie wielu wniosków na temat funkcjonowania danego systemu transportowego jako całości. Analizy takie należy prowadzić metodami statystycznymi ze względu istotny wpływ wielu czynników losowych [11].

1. ZARYS METODYKI OBLICZEŃ STATYSTYCZNYCH

Z punktu widzenia badań operacyjnych modele matematyczne dotyczące zagadnień ekonomicznej efektywności eksploatacji systemów transportowych są modelami stochastycznymi, gdyż większość istotnych parametrów tych modeli charakteryzuje się

losowym rozproszeniem o nieznanym rozkładzie prawdopodobieństwa. Pełnej informacji ilościowej o systemie dostarczają wszystkie łączne rozkłady prawdopodobieństwa losowych parametrów. Wyznaczenie takich rozkładów jest zadaniem praktycznie niewykonalnym. W związku z tym przeprowadza się uproszczone analizy statystyczne, które pozwalają na sformułowanie podstawowych wniosków. Początkowym etapem analizy każdego systemu transportowego są analizy jednoczynnikowe (dotyczące jednej wybranej cechy o charakterze statystycznym). Stanowią one punkt wyjścia do dalszych zaawansowanych analiz [10].

1.1. Statystyki opisowe

Analizując dany system transportowy należy w pierwszej kolejności scharakteryzować badaną populację, podając warunki i zasady jego funkcjonowania oraz określić zbiór losowych parametrów, które zawierają najistotniejsze informacje o tym systemie. W prostych przypadkach jest możliwe wydedukowanie na tej podstawie praw, którymi rządzi się zróżnicowanie wartości tychże cech. W praktyce oznacza to opracowanie i rozwiązanie modelu probabilistycznego opisującego zachowanie się wybranej cechy systemu.

W większości przypadków taki model nie jest znany i można jedynie próbować porównywać jego zbadane własności z modelami teoretycznymi, którymi dysponuje nauka. W tym celu zbierane i przetwarzane są dane empiryczne. Sposób uzyskania próby losowej oraz jej podstawowe statystyki opisowe, takie jak: średnia arytmetyczna z próby, średnie odchylenie kwadratowe z próby, mediana, wartości minimalne i maksymalne w próbie, są pierwszym źródłem informacji badanej populacji [11].

1.2. Testy statystyczne

W statystyce matematycznej każde przypuszczenie dotyczące nieznanego rozkładu prawdopodobieństwa zmiennej losowej nazywa się hipotezą statystyczną. Hipotezy statystyczne określające jedynie wartość nieznaną parametrów liczbowych rozkładu zmiennej losowej noszą nazwę hipotez parametrycznych. Hipotezy statystyczne określające nieznaną postać funkcyjną dystrybuanty zmiennej losowej nazywają się hipotezami nieparametrycznymi. Metody służące do sprawdzenia (zweryfikowania) wysuniętej hipotezy statystycznej nazywają się testami statystycznymi. Testy służące do weryfikacji hipotez parametrycznych noszą nazwę testów parametrycznych, natomiast testy służące do weryfikacji hipotez nieparametrycznych noszą nazwę testów nieparametrycznych lub testów zgodności [7].

Szczególą rolę rachunku prawdopodobieństwa pełni rozkład normalny. Pełni on w probabilistyce analogiczną rolę co modele liniowe w zagadnieniach deterministycznych. Rozkład normalny jest modelem zróżnicowania cech w sytuacji gdy nie występuje żaden czynnik dominujący. Ponadto, przy dość ogólnych założeniach, stanowi graniczny rozkład sumy niezależnych zmiennych losowych, gdy liczba składników tej sumy dąży do nieskończoności. Matematyczne własności rozkładu normalnego zostały gruntownie przebadane i z tego względu rozkład ten zawsze stanowi punkt odniesienia do wszelkich rozważań o nieznanym rozkładzie prawdopodobieństwa zmiennych losowych pojawiających się w zastosowaniach technicznych [1].

Funkcja gęstości jednowymiarowego rozkładu normalnego jest w pełni określona przez dwa parametry liczbowe: wartość oczekiwaną i odchylenie standardowe. W przypadku wielowymiarowym funkcję gęstości rozkładu normalnego określają wektor wartości oczekiwanych oraz macierz kowariancji. Większość opisanych w literaturze i stosowanych w praktyce testów statystycznych opiera się na założeniu, że analizowana próba losowa pochodzi z populacji o rozkładzie normalnym. Mimo iż rozkłady statystyk testowych w większości przypadków nie mają rozkładu normalnego, jednak dzięki komputerowym programom wspomaganiam obliczeń statystycznych, testowanie „klasycznych” hipotez statystycznych nie przedstawia żadnych trudności natury rachunkowej [2].

W przypadku, gdy badana próba losowa nie pochodzi z populacji o rozkładzie normalnym, zestaw dostępnych metod statycznych do testowania jej rozkładu prawdopodobieństwa jest znacznie uboższy, a otrzymane wyniki obarczone są większą niepewnością. W ostatnim czasie w analizie tego typu zagadnień dużą popularność zyskały nieparametryczne testy rangowe.

1.3. Zagadnienia klasyfikacji

W zastosowaniach technicznych często występuje niejednorodność (istotne zróżnicowanie) cech w obrębie badanej populacji. Traktowanie wszystkich przedstawicieli niejednorodnej populacji w ten sam sposób prowadzi do błędnych wyników. Konieczne jest wówczas dokonanie klasyfikacji populacji (podziału na rozłączne grupy), w taki sposób, aby w otrzymanych klasach niejednorodność była zaniedbywalna. Często też zachodzi sytuacja odwrotna. Należy znaleźć odpowiedź na pytanie, czy obiekty istotnie różniące się na pierwszy rzut oka można potraktować jako przedstawicieli tej samej populacji.

Statystycznym narzędziem pozwalającym rozwiązywać problemy klasyfikacyjne w populacjach o rozkładach normalnych jest metoda zwana analizą wariancji [7]. W przypadku rozkładów cech w poszczególnych klasach odbiegających od rozkładu normalnego stosuje rangowe testy równości dystrybuant.

Procedura klasyfikacji populacji o nieznanym rozkładzie obejmuje dwa etapy. Etap pierwszy obejmuje sprawdzenie zgodności empirycznych rozkładów w poszczególnych grupach z rozkładem normalnym i sprawdzenie równości wariancji rozkładów w poszczególnych grupach. Do testowania zgodności z rozkładem normalnym programy do obliczeń statystycznych oferują np. test Pearsona (χ^2), Kołmogorowa-Smirnowa (K-S), Shapiro-Wilka (S-W) [2]. Testowanie równości wariancji można przeprowadzić np. testem Bartletta, Cochrańa lub Hartleya (o wyborze testu decydują liczebności grup) w przypadku populacji o rozkładzie normalnym [1], bądź testem Levene'a w przypadku innego rozkładu

Etap drugi obejmuje testowanie hipotezy o równości średnich metodą Fishera (w przypadku rozkładów normalnych o tej samej wariancji) albo (w przeciwnym razie) testowanie hipotezy o równości dystrybuant w porównywanych populacjach testami rangowymi: Manna-Whitney'a (porównywanie dwóch prób), bądź Kruskala-Wallisa (porównanie liczby prób większej od 2) [2].

2. PRZYKŁADOWE ANALIZY

Zastosowania praktyczne opisanych wcześniej procedur są pokazane w tym rozdziale na przykładzie jednoczynnikowych analiz statystycznych zagadnień ekonomicznej efektywności eksploatacji floty samochodowej Lubelskiego Oddziału Regionalnego Centrum Logistycznego Poczty Polskiej. Miasto Lublin liczy około 350 tysięcy mieszkańców. Jest stolicą województwa lubelskiego, które zamieszkuje ponad dwa miliony mieszkańców na powierzchni około 25 tysięcy kilometrów kwadratowych. Poczta Polska ma w Lublinie oddział regionalny swojego Centrum Logistycznego. (Jest to jeden z czternastu oddziałów regionalnych w Polsce.) Od 2010 r. w Lublinie funkcjonuje Węzeł Ekspedycyjno-Rozdzielczy tzw. klasy A (jeden z ośmiu w Polsce), tworzący podstawę systemu logistycznego Poczty Polskiej.

Prezentowane obliczenia wykonano na podstawie danych eksploatacyjnych z 2009 roku, pochodzących z wewnętrznej bazy danych samochodów użytkowanych w Lubelskim Oddziale Regionalnym CLPP. W bazie tej gromadzone są, między innymi, informacje na temat przeprowadzanych obsługa i napraw samochodów oraz kosztów z tym związanych. Odpowiednie przetwarzanie tych informacji pozwala na ustalenie historii eksploatacji każdego pojazdu w czasie, gdy należał do floty lubelskiego oddziału.

2.1. Charakterystyka badanej populacji samochodów

W 2009 roku w OR CLPP w Lublinie było eksploatowanych 179 samochodów, których łączny przebieg wyniósł ponad 7 500 000 kilometrów. Były to samochody różnych typów i marek. Pojazdy wykonywały zróżnicowane zadania przewozowe wynikające ze specyfiki przedsiębiorstwa. Na potrzeby analiz statystycznych dokonano podziału populacji pojazdów na grupy, przyjmując za kryterium klasyfikacji pojemność przestrzeni ładunkowej samochodu. Wyróżniono arbitralnie trzy grupy samochodów.



Fot. 1. Flota pojazdów CRPP OR w Lublinie, samochody osobowe o małej pojemności przestrzeni ładunkowej (samochody grupy I)

Źródło: Zbiory własne autorów



Fot. 2. Flota pojazdów CRPP OR w Lublinie, samochody dostawcze o średniej pojemności przestrzeni ładunkowej (samochody grupy II)

Źródło: Zbiory własne autorów



Fot. 3. Flota pojazdów CRPP OR w Lublinie, samochody ciężarowe o dużej pojemności przestrzeni ładunkowej (samochody grupy III)

Źródło: Zbiory własne autorów

Do pierwszej grupy zaliczono samochody osobowe o małej pojemności przestrzeni ładunkowej: DAEWOO Matiz, FIAT Seicento, FIAT Doblo, ŠKODA Fabia, CITROËN Xara, RENAULT Kangoo (fot. 1.). Samochodami tej grupy odbierano korespondencję ze skrzynek pocztowych oraz rozwożono przesyłki pocztowe na terenie miasta Lublin i jego najbliższych okolic. W skład grupy drugiej weszły samochody dostawcze o średniej pojemności przestrzeni ładunkowej: LUBLIN III, MERCEDES Sprinter, VOLKSWAGEN LT, FORD Transit, CITROËN Jumper (fot. 2.). Pojazdy te kursowały pomiędzy placówkami pocztowymi na terenie Lublina oraz dawnego województwa lubelskiego. Grupę trzecią tworzyły samochody ciężarowe o dużej pojemności przestrzeni ładunkowej: IVECO Stralis, VOLVO FM12, MAN, MERCEDES Vario (fot. 3.). Pojazdami tymi przewożono przesyłki pocztowe pomiędzy lubelskim węzłem dystrybucyjno-rozdzielczym a węzłami logistycznymi Poczty Polskiej zlokalizowanymi poza obszarem województwa lubelskiego.

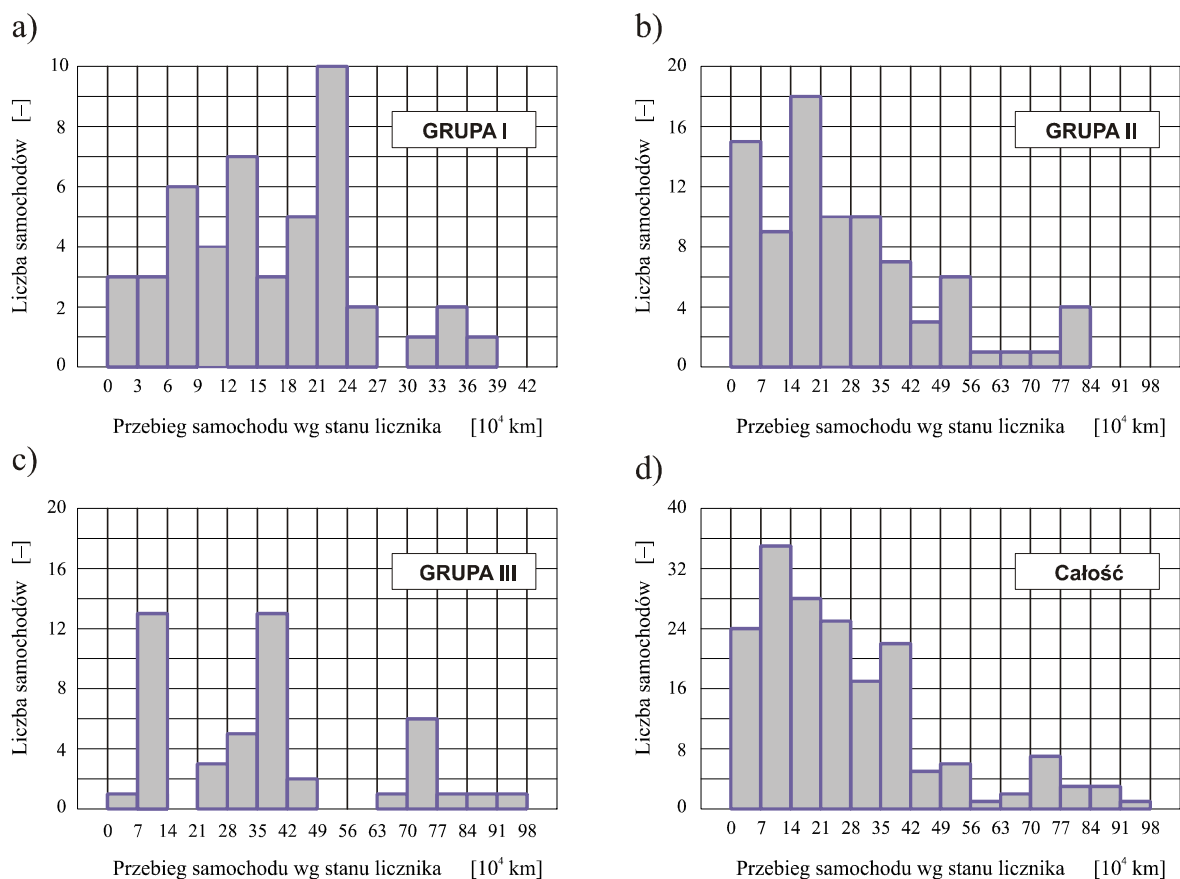
Tab. 1. Statystyki opisowe przebiegu samochodów floty CRPP OR w Lublinie na początku okresu obserwacji (dane eksploatacyjne z 2009 roku)

Grupy	Średnia arytmetyczna [10 ⁴ km]	Mediana [km]	Wartość minimalna [km]	Wartość maksymalna [km]	Odchylenie kwadratowe [10 ⁴ km]
I	16,10	156690	14992	379757	8,94
II	26,37	215543	0	872995	20,67
III	36,57	359776	27889	979366	24,78
I, II, III	26,36	213675	0	979366	20,89

Źródło: Obliczenia własne autorów

Jednym z czynników różnicujących samochody w obrębie wyróżnionych grup pojazdów był ich przebieg na początku okresu obserwacji. Na rys. 1. przedstawiono histogramy empirycznych rozkładów przebiegu kilometrowego samochodów z początku analizowanego okresu (styczeń 2009) w rozbiciu na grupy I, II i III oraz dla całej badanej próby. Podstawowe statystyki opisowe tej cechy są zebrane w tabeli 1. Wstępna analiza uzyskanych wyników pozwala stwierdzić, że w grupach I, III i całej populacji mediana dobrze przybliża średnią arytmetyczną z próby. Dużą różnicę pomiędzy tymi parametrami obserwuje się natomiast w grupie II. Empiryczny współczynnik zmienności (iloraz średniego odchylenia

kwadratowego i średniej arytmetycznej [1]) przyjmuje wszędzie wartości większe niż 0,5. Ponadto średnie arytmetyczne przebiegów na początku analizowanego okresu wykazują tendencję zgodną z przyjętym kryterium podziału badanej populacji (ich wartości wzrastają wraz ze wzrostem pojemności przestrzeni ładunkowej).



Rys. 1. Histogramy empirycznych rozkładów przebiegu kilometrowego samochodów floty CL OR PP w Lublinie na początku stycznia 2009 roku; a) grupa I (47 pojazdów), b) grupa II (85 pojazdów), c) grupa III (47 pojazdów), d) wszystkie pojazdy

Źródło: Obliczenia własne autorów

2.2. Analizy intensywności eksploatacji samochodów

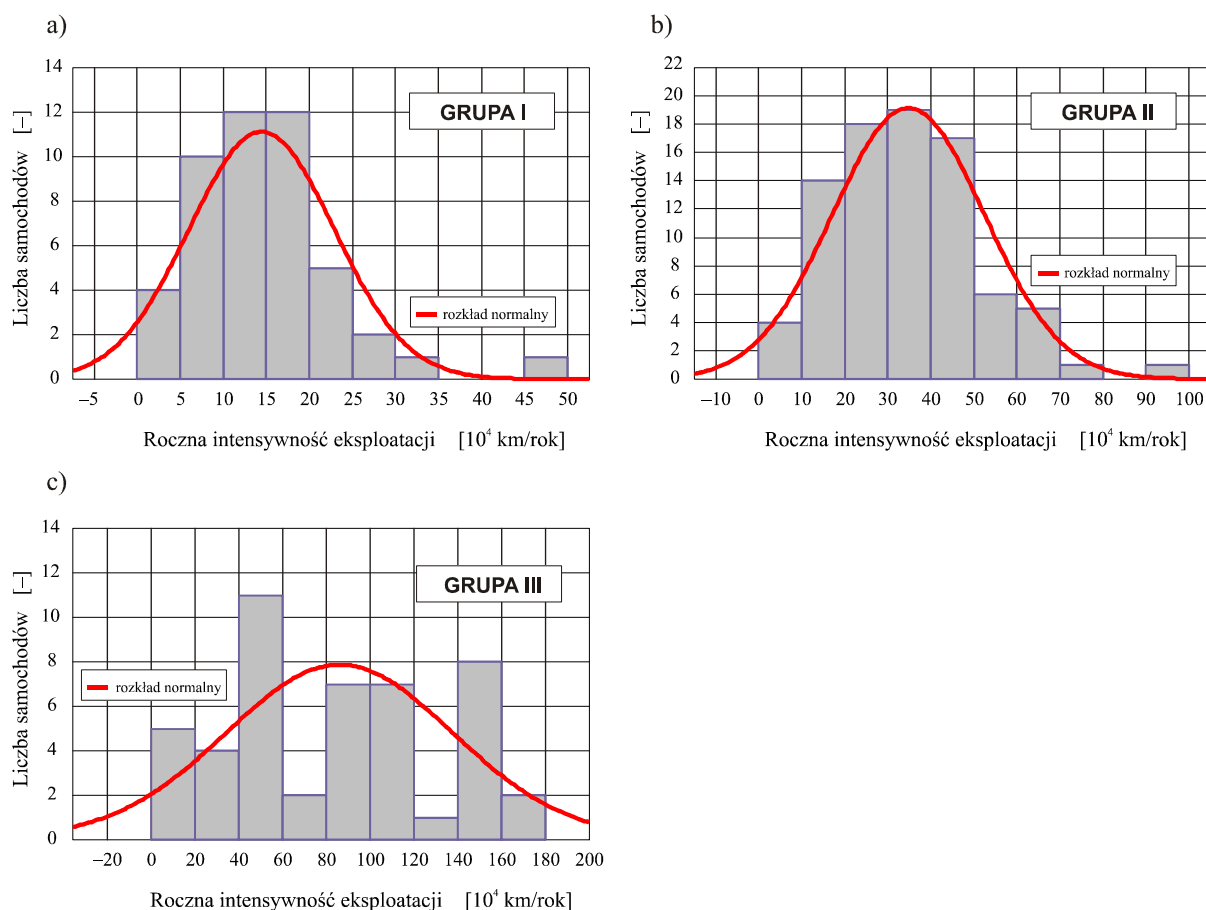
Trafność przyjętego kryterium klasyfikacji samochodów można sprawdzić analizując roczne i miesięczne intensywności eksploatacji pojazdów w każdej z wyróżnionych grup. Potwierdzeniem poprawności kryterium jest wykazanie istotnych statystycznie różnic pomiędzy średnią arytmetyczną rocznych intensywności eksploatacji w wyróżnionych grupach samochodów.

Tab. 2. Statystyki opisowe rocznej intensywności eksploatacji grup samochodów wyróżnionych we flocie CRPP OR w Lublinie (dane eksploatacyjne z 2009 roku)

Grupy	Średnia arytmetyczna [km/rok]	Mediana [km/rok]	Wartość minimalna [km/rok]	Wartość maksymalna [km/rok]	Odchylenie kwadratowe [km/rok]
I	14437	12144	1248	46511	8432
II	34762	35315	67	97707	17716
III	83597	87771	3515	164244	48239
I, II, III	42248	30316	67	164244	38082

Źródło: Obliczenia własne autorów

Mając dane empiryczne dotyczące rocznej intensywności eksploatacji samochodów każdej z grup (rys. 2.), wyliczono podstawowe statystyki opisowe rozważanego parametru (por. tab. 2.). Średnia arytmetyczna rocznej intensywności eksploatacji w grupie I wyniosła w 2009 roku około 14500 km/rok, w grupie II około 34500 km/rok, w grupie III około 83500 km/rok. Otrzymane wyniki pozwalają wnioskować, że z punktu widzenia statystyki wartości te są istotnie różne. W celu weryfikacji tego przypuszczenia należy przeprowadzić procedurę analizy wariancji. Procedura ta obejmuje sprawdzenie zgodności rozkładów empirycznych z rozkładem normalnym, sprawdzenie jednorodności wariancji w grupach oraz parametryczny test równości średnich albo nieparametryczny test równości dystrybuant.



Rys. 2. Histogramy empirycznych rozkładów rocznej intensywności eksploatacji samochodów floty CL OR PP w Lublinie w 2009 roku; a) grupa I, b) grupa II, c) grupa III

Źródło: Obliczenia własne autorów

Założono jednakowy poziom istotności dla wszystkich testów $\alpha = 0,05$. Do sprawdzenia hipotezy zgodności badanych rozkładów z rozkładem normalnym wykorzystano test Shapiro-Wilka, który pokazuje, że hipotezy zgodności z rozkładem normalnym na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ nie można wykluczyć jedynie w grupie II (por. tab. 3.).

Tab. 3. Wyniki testu Shapiro-Wilka zgodności z rozkładem normalnym empirycznych rozkładów rocznej intensywności eksploatacji samochodów floty CLPP OR w Lublinie w 2009 roku

Grupy	Liczba samochodów	Wartość statystyki Shapiro-Wilka	Wartość p
I	47	0,919	0,003
II	85	0,974	0,083
III	47	0,945	0,029
I, II, III	179	0,817	0,000

Źródło: Obliczenia własne autorów

Tab. 4. Wyniki testów Levene'a równości wariancji oraz Kruskala-Wallisa równości dystrybuant empirycznych rozkładów rocznej intensywności eksploatacji samochodów floty CLPP OR w Lublinie w 2009 roku

Liczba grup	Liczba samochodów	Wartość statystyki Levene'a	<i>p</i>	Wartość statystyki Kruskala-Wallisa	<i>p</i>
3	179	84,717	0,000	80,145	0,000

Źródło: Obliczenia własne autorów

Tab. 5. Podstawowe statystyki miesięcznej intensywności eksploatacji samochodów floty CLPP OR w Lublinie w 2009 roku.

Rok 2009	Grupa I		Grupa II		Grupa III	
Miesiąc	Średnia arytmetyczna [km/mc]	Odchylenie kwadratowe [km/mc]	Średnia arytmetyczna [km/mc]	Odchylenie kwadratowe [km/mc]	Średnia arytmetyczna [km/mc]	Odchylenie kwadratowe [km/mc]
Styczeń	1191	892	2791	2013	7203	5395
Luty	1243	916	2617	1919	6705	4880
Marzec	1484	1028	2878	2082	7341	5686
Kwiecień	1305	858	2755	1914	6811	5386
Maj	1335	937	2778	1732	6977	4358
Czerwiec	1219	925	2937	2138	6868	5594
Lipiec	1212	942	3185	2254	7333	6036
Sierpień	922	721	2931	2153	6848	5810
Wrzesień	1088	880	3054	2182	6891	5779
Październik	1123	906	3098	2049	7095	6197
Listopad	1066	869	2769	2038	6789	5836
Grudzień	1249	810	2970	2088	6637	5737

Źródło: Obliczenia własne autorów

Tab. 6. Wyniki testu Shapiro-Wilka zgodności z rozkładem normalnym empirycznych rozkładów miesięcznych intensywności eksploatacji samochodów floty CLPP OR w Lublinie w 2009 r.

2009	Grupa I			Grupa II			Grupa III		
Miesiąc	Liczba pojazdów	Statystyka S-W	<i>p</i>	Liczba pojazdów	Statystyka S-W	<i>p</i>	Liczba pojazdów	Statystyka S-W	<i>p</i>
Styczeń	43	0,918	0,005	70	0,972	0,126	36	0,907	0,005
Luty	43	0,906	0,002	70	0,983	0,484	36	0,881	0,001
Marzec	43	0,898	0,001	72	0,970	0,083	36	0,861	0,000
Kwiecień	43	0,929	0,011	73	0,977	0,194	36	0,891	0,002
Maj	45	0,947	0,040	80	0,986	0,301	43	0,964	0,197
Czerwiec	44	0,949	0,052	71	0,974	0,153	36	0,865	0,000
Lipiec	43	0,914	0,003	71	0,987	0,707	33	0,900	0,005
Sierpień	45	0,950	0,053	71	0,979	0,287	33	0,898	0,005
Wrzesień	43	0,936	0,019	71	0,941	0,002	32	0,886	0,003
Październik	43	0,945	0,041	71	0,985	0,559	31	0,835	0,000
Listopad	43	0,922	0,006	71	0,950	0,007	31	0,888	0,004
Grudzień	43	0,959	0,133	72	0,983	0,441	31	0,870	0,001

Źródło: Obliczenia własne autorów

Wynik testu Levene'a jednorodności wariancji (por. tab. 4.) pokazuje, że na poziomie istotności $\alpha=0,05$ hipotezę o równości wariancji w grupach I, II, III należy odrzucić. Ponieważ założenia do parametrycznej analizy wariancji nie są spełnione, sprawdzenia hipotezy równości rozkładów dokonano w oparciu o test Kruskala-Wallisa. Stwierdzono, że na poziomie istotności $\alpha=0,05$ hipotezę o równości rozkładów należy odrzucić (por. tab. 4.). Podział badanej próby samochodów uwzględnia zatem różnice średniej rocznej intensywności eksploatacji w wyróżnionych grupach samochodów.

Taką samą procedurę wykorzystano do sprawdzenia hipotezy o równości średnich miesięcznych intensywności eksploatacji wewnątrz każdej z grup samochodów. Wyniki

statystyki opisowej średnich arytmetycznych miesięcznych intensywności i ich średnich odchyłeń kwadratowych pozwalają przypuszczać, że średnie te w każdej z grup są równe (por. tab. 5.).

Ponieważ wyniki testu Shapiro-Wilka pokazują (por. tab. 6.), że wielu rozkładów empirycznych miesięcznej intensywności eksploatacji nie można uznać za zgodne z rozkładem normalnym ($\alpha > p$), więc pomimo pozytywnej weryfikacji jednorodności wariancji testem Levene'a (tab. 7.), do weryfikacji hipotezy równości dystrybuant rozkładów empirycznych zastosowano ponownie test Kruskala-Wallisa. Jego wyniki (por. tab. 8.) nie pozwalają na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ odrzucić hipotezy, że w każdej z grup rozkłady miesięcznych intensywności użytkowania samochodów w 2009 r. są jednakowe.

Tab. 7. Wyniki testu Levene'a równości wariancji empirycznych rozkładów miesięcznych intensywności eksploatacji samochodów floty CLPP OR w Lublinie w 2009 roku

Grupy	Liczba miesięcy	Liczba samochodów	Wartość statystyki Levene'a	<i>p</i>
I	12	47	0,531	0,883
II	12	85	0,433	0,942
III	12	47	0,599	0,830

Zródło: Obliczenia własne autorów

Tab. 8. Wyniki testu Kruskala-Wallisa równości dystrybuant empirycznych rozkładów miesięcznych intensywności eksploatacji samochodów floty CLPP OR w Lublinie w 2009 roku (czynnik grupujący — miesiąc eksploatacji)

Grupy	Liczba miesięcy	Liczba samochodów	Wartość statystyki Kruskala-Wallisa	<i>p</i>
I	12	521	17,119	0,104
II	12	863	13,428	0,266
III	12	414	14,352	0,158

Zródło: Obliczenia własne autorów

Wyniki analizy statystycznej intensywności eksploatacji samochodów floty CLPP OR w Lublinie pozwalają stwierdzić, że opisany podział populacji pojazdów na trzy grupy, którego podstawą była wielkość przestrzeni ładunkowej jest poprawny. Świadczą o tym istotne statystycznie różnice pomiędzy poszczególnych grupami w wartościach rocznej i miesięcznych intensywności eksploatacji pojazdów. Średnia arytmetyczna rocznej intensywności eksploatacji samochodów w grupie II jest prawie 2,5-krotnie większa od średniej arytmetycznej intensywności w grupie I. Zbliżona proporcja zachodzi także pomiędzy intensywnościami eksploatacji pojazdów grup III i II. Miesiąc kalendarzowy eksploatacji nie ma istotnego wpływu na obserwowane wartości średnich arytmetycznych miesięcznych intensywności eksploatacji pojazdów w poszczególnych grupach.

PODSUMOWANIE

Opisane w niniejszym opracowaniu jednoczynnikowe analizy statystyczne mają charakter analizy wstępnej, będącej wprowadzeniem do zagadnień analizy wieloczynnikowej. Przytoczone przykłady pokazują, że analizy jednoczynnikowe można z powodzeniem wykorzystać w zagadnieniach klasyfikacji niejednorodnej populacji floty pojazdów w przedsiębiorstwach transportu samochodowego. Ze względu na cykliczność zmian pór roku, dane empiryczne wykorzystywane w analizach ekonomicznej efektywności eksploatacji systemów transportowych powinny obejmować przynajmniej jeden rok kalendarzowy. Dane z jednego roku nie dają jednak podstaw do oceny powtarzalności otrzymanych wyników i z tego względu mają niewielkie znaczenie prognostyczne. Do takich celów niezbędne są dane pochodzące z okresu co najmniej kilku lat eksploatacji pojazdów w tej samej firmie transportowej, w porównywalnych warunkach. W przypadku samochodów floty CLPP OR

w Lublinie takie analizy zostały przeprowadzone, a ich wyniki przedstawiono w artykułach [3,4,5].

BIBLIOGRAFIA

1. Bobrowski D., Probabilistyka w zastosowaniach technicznych. WNT, Warszawa 1986.
2. Dobosz M., Wspomagana komputerowo statystyczna analiza wyników badań. Wydawnictwo EXIT, Warszawa 2004.
3. Drożdziel P., Komsta H., Krzywonos L., Analiza intensywności użytkowania pojazdów w firmie transportowej. Logistyka 2011, nr 3, s. 559—565.
4. Drożdziel P., Komsta H., Krzywonos L., Analiza intensywności użytkowania pojazdów (Część I). Logistyka 2012, nr 3, s. 487—492.
5. Drożdziel P., Komsta H., Krzywonos L., Analiza intensywności użytkowania pojazdów (Część II). Logistyka 2012, nr 3, 493—497.
6. Drożdziel P., Liščák Š., The chosen problems of commercial truck maintenance. EDIS Žilina University publisher, Žilina 2005.
7. Fisz M., Rachunek prawdopodobieństwa i statystyka matematyczna. PWN, Warszawa 1969.
8. Hebda M., Eksploatacja samochodów. Wyd. ITE – PIB, Radom 2005.
9. Hlavňa V., Kukuča P., Isteník R., Labuda R., Liščák Š., Dopravný prostriedok a jeho motor. EDIS Žilina University publisher, Žilina 2000.
10. Mendyk E., Ekonomia transportu. Wyższa Szkoła Logistyki, Poznań 2009.
11. Rydzikowski W., Wojewódzka-Król K., Transport. PWN, Warszawa 2009.

A METHODOLOGY OF STATISTICAL CALCULATIONS OF VEHICLE USE INTENSITY IN ROAD TRANSPORT COMPANIES

Abstract

Paper gives the methodology of preliminary statistical computations of the use intensity of cars and the original results of the calculations based on the data from Poczta Polska company, which one can use to estimate of the effectiveness of road transport systems.

Autorzy:

dr inż. **Leszek Krzywonos** – Politechnika Lubelska, Wydział Mechaniczny, Katedra Podstaw Konstrukcji Maszyn, l.krzywonos@pollub.pl

dr inż. **Aleksander Nieoczym** – Politechnika Lubelska, Wydział Mechaniczny, Katedra Podstaw Konstrukcji Maszyn, a.nieoczym@pollub.pl

mgr inż. **Iwona Rybicka** – Politechnika Lubelska, Wydział Mechaniczny, Instytut Transportu, Silników Spalinowych i Ekologii, i.rybicka@pollub.pl