

ROGOWSKI Andrzej

MODELE POTĘGOWE LICZBY ZDARZEŃ DROGOWYCH DLA POSZCZEGÓLNYCH WOJEWÓDZTW W POLSCE

Streszczenie

W pracy zaproponowano metodę konstruowania modeli potęgowej liczby zdarzeń drogowych w Polsce w funkcji liczby pojazdów i liczby ludności. W modelach przyjęto, że wykładnik jednej z potęg jest sklejaną funkcją czasu. Modele opracowano dla obszaru Polski i poszczególnych województw. Opracowano kryteria oceny modeli i dokonano ich oceny.

WSTĘP

Wypadki drogowe stanowią istotny problem społeczny i ekonomiczny, stąd różnorodne działania zmierzające zarówno do zmniejszenia ich liczby, jak i ich skutków. Statystyki wypadków drogowych w Polsce, a szczególnie ich skutki mierzone bezwzględną liczbą ofiar śmiertelnych, jak i względną w odniesieniu do liczby wypadków, pokazują, że stan bezpieczeństwa na polskich drogach jest nadal zły – mimo istotnej poprawy w ostatnich latach, np. zmniejszenia o blisko połowę liczby ofiar śmiertelnych. Skutki społeczne i ekonomiczne, choć sposoby ich liczenia mogą budzić kontrowersje, są olbrzymie. Prawdopodobnie nigdy nie uda się wyeliminować wypadków w ruchu drogowym (dopóki ruch ten będzie istniał), lecz istotnym jest możliwość szacowania liczby zdarzeń drogowych, choćby z tego powodu, by móc oceniać działania podjęte dla poprawy bezpieczeństwa. Pogodzić się również należy z tym, że nie jesteśmy w stanie budować prognoz bardzo dokładnych, jak również z faktem, że istnieją modele wystarczająco dokładne dla danych celów (w danym okresie), których konstrukcja jest co najmniej kontrowersyjna. Modele te dostarczają dostatecznie dokładnych prognoz, ale nie wyjaśniają przyczyn, a nawet niekiedy wydają się irracjonalne.

Jedną z metod, przynajmniej dla oceny skuteczności podejmowanych działań, jest prognozowanie liczby wypadków drogowych i liczby ich ofiar. Do pierwszych ogólnie znanych modeli szacujących liczbę ofiar śmiertelnych w ruchu drogowym należy model Smeed'a uzależniający liczbę F ofiar śmiertelnych ruchu drogowego w danym roku na danym obszarze od liczby ludności i liczby zarejestrowanych pojazdów. Model Smeed'a jest modelem potęgowym o dwu zmiennych objaśniających (V – liczba pojazdów, P – liczba ludności) postaci

$$F = aV^bP^c \quad (1)$$

przy czym parametry są równe: $a = 0,0003$, $b = 1/3$, $c = 2/3$ ($F = 0,0003\sqrt[3]{V \cdot P^2}$). Model ten¹ wzbudzał i nadal wzbudza szereg kontrowersji, choćby z tego powodu, że parametry

¹ Równanie $F = 0,0003\sqrt[3]{V \cdot P^2}$ nazywać będziemy dalej klasycznym równaniem Smeed'a.

modelu są stałe, niezależne od obszaru geograficznego. Tym niemniej nadal jest on, wraz z modyfikacjami – polegających głównie na estymacji parametrów modelu w odniesieniu do wyróżnionego obszaru², analizowany i sprawdzana jest jego przydatność w różnych krajach. Należy tutaj wymienić prace: Adamsa [1], który analizował klasyczny model Smeed'a i jego modyfikacje dla 20 krajów z całego świata, Korena [7] (m.in. model Smeed'a dla 139 krajów dla roku 2007), Akgüngöra [2] dla miast w Turcji, Valli [16] i Chakraborty'ego [3] dla obszaru Indii – ten ostatni rozpatrywał również modele liczby wypadków i liczby rannych. Dość szeroką dyskusję na temat samego modelu, kontrowersji z nim związanych, jego modyfikacji oraz literaturę znajdzie Czytelnik w pracy [15]. Bardziej rozbudowane modele liczby zdarzeń drogowych znaleźć można w pracach [6] i [4].

W warunkach polskich, przynajmniej dla okresu po rok 1998, klasyczny model Smeed'a jest nieprzydatny. Wynika to z faktu bardzo szybkiego wzrostu liczby pojazdów przy jednoczesnym w miarę stabilnym poziomie liczby ludności, co przy dodatnich wykładnikach potęg we wzorze (1) powoduje stosunkowo szybki wzrost wartości funkcji F , np. w roku 2011 wg równania Smeed'a liczba ofiar śmiertelnych w Polsce wyniosłaby 9899 [8]. Tymczasem, przynajmniej od 1997 roku, obserwujemy wyraźną tendencję spadku zarówno liczby ofiar śmiertelnych, jak i rannych i liczby wypadków. Powstaje pytanie, czy dla innych wartości parametrów model potęgowy (1) będzie dawał dostatecznie dokładne wyniki i czy model potęgowy może być stosowany również dla prognozowania liczby rannych w wypadkach, liczby wypadków i liczby kolizji jako model wykorzystujący klasyczne podejście do prognozy na podstawie zmiennych opisujących wystawienie na ryzyko. Założono, tak jak w klasycznym modelu Smeed'a, że nie będą uwzględniane inne czynniki mające wpływ (potencjalnie) na wypadkogenność i ofiarochłonność ruchu drogowego – rozpatrywana będzie jedynie liczba pojazdów silnikowych i liczba ludności. Interesuje nas bardzo prosty model o możliwie małej liczbie zmiennych objaśniających łatwych do pozyskania i prognozowania³. W tym celu dokonano estymacji parametrów dla danych z lat 1990-2011⁴ oraz 1997-2011 – ze względu na wyraźną w roku 1997 zmianę trendu liczby wypadków i ofiar wypadków. Założono, tak jak w klasycznym modelu Smeed'a, że nie będą uwzględniane inne czynniki mające wpływ (potencjalnie) na wypadkogenność i ofiarochłonność ruchu drogowego – rozpatrywana będzie jedynie liczba pojazdów silnikowych lub/i liczba ludności (również dla poszczególnych województw). Błąd szacunku dla uzyskanych modeli waha się od wartości poniżej 1% do kilkunastu procent. Wyniki przedstawiono w pracy [8].

Analizując literaturę dotyczącą wykorzystania modelu (1) i jego modyfikacji zwrócono uwagę, że wartości estymowanych parametrów podawane są z różną dokładnością, przy czym nie spotkano nigdzie dyskusji na temat wpływu dokładności szacowania parametrów i wartości zmiennych objaśniających na błąd szacunku. W pracy [14] autor dokonał takiej analizy dla warunków polskich wykazując dużą wrażliwość modelu na zmiany parametrów b i c (parametry b i c powinny być szacowane z dokładnością do co najmniej czterech miejsc po przecinku) i małą wrażliwość na zmiany wartości zmiennych objaśniających.

Istotnym problemem jest również uwzględnienie czynnika czasu, choćby w postaci długości szeregu czasowego, na podstawie którego dokonuje się szacowania parametrów modeli. Najprostszym sposobem uwzględnienia czynnika czasu jest wyznaczenie trendu. W pracy [14] wyznaczono trend liniowy ($y = ax + b$) i potęgowy ($y = ax^b$) na podstawie danych rzeczywistych z lat 2000-2011 uzyskując zaskakująco dobre dopasowanie do danych

² Model (1) dla którego dokonuje się estymacji parametrów nazywany bywa w literaturze modelem (modyfikacją) Andreassena.

³ W [8] rozpatrywano również modele potęgowy i liniowy z jedną zmienną objaśniającą – liczbą pojazdów silnikowych uzyskując bardzo podobne wyniki jak dla modeli z dwiema zmiennymi objaśniającymi.

⁴ Zakres wynika z posiadanych przez autora danych.

rzeczywistych⁵. Innym podejściem do uwzględnienia czasu jest estymowanie parametrów modeli z uwzględnieniem szeregów czasowych o różnej długości i dokonywania prognoz kroczących. Podejście takie okazało się nieprzydatne zarówno dla celów prognozowania – w niektórych przypadkach błąd przekraczał 25%, jak dla próby uchwycenia zależności parametrów od czasu⁶ (wykorzystano szeregi czasowe długości 4, 6 i 8 i dokonano estymacji parametrów modeli i prognoz dla lat 2006 – 2012⁷).

Innym, zaproponowanym przez autora w [14] sposobem, jest ustalenie wartości parametru jednej ze zmiennych objaśniających jako równej jeden i wyznaczenie parametru dla drugiej zmiennej w funkcji czasu. Otrzymamy wtedy dla każdej badanej zmiennej objaśnianej dwa typy modeli potęgowych:

$$L_z^1(x) = V(x)^{b_z(x)} * P(x) \quad (2)$$

$$L_z^2(x) = V(x) * P(x)^{c_z(x)} \quad (3)$$

gdzie

x – rok dla którego wykonuje się obliczenia ($x \geq 1998$),

$L_z^1(x)$, $L_z^2(x)$ – liczba ofiar śmiertelnych ($z = s$), rannych ($z = r$) i wypadków ($z = w$) w roku x ,

$V(x)$ – liczba pojazdów motorowych na koniec roku x ,

$P(x)$ – liczba ludności na koniec roku x ,

$b_z(x)$, $c_z(x)$ – parametry w funkcji czasu.

Dla poszczególnych modeli zaproponowano funkcje $b(x)$ i $c(x)$ będące funkcjami sklejanymi (z funkcji liniowych). Uzyskane modele łączą w sobie cechy modeli trendu, jak i modeli potęgowych (1) – zmienność wynikającą ze zmian wartości zmiennych objaśniających, „podążanie” za wartościami rzeczywistymi. Jednak doboru parametrów funkcji $b(x)$ i $c(x)$ dokonano metodą „prób i błędów”. W niniejszym artykule dokonano próby „sformalizowania” doboru parametrów i oceny przydatności uzyskanych modeli do celów prognostycznych w ujęciu dla poszczególnych województw.

1. BADANIA I ANALIZA WYNIKÓW

W analizie wykorzystano modele potęgowe typu (2), (3) i (4) dla liczby ofiar śmiertelnych, rannych i liczby wypadków w Polsce szacując parametry modeli metodą najmniejszych kwadratów w oparciu o dane rzeczywiste z lat 2000-2011⁸. Dane dla lat 2000-2012 pozyskano z [5]. Przyjęto, że funkcje $b(x)$ i $c(x)$ będą funkcjami sklejanymi z dwóch funkcji liniowych. Parametry jednej z funkcji liniowych wyznaczone zostaną na podstawie danych rzeczywistych z lat [2000, x_g], drugiej zaś na podstawie danych rzeczywistych z lat (x_g , 2011]. Stąd dla każdego z modeli do wyznaczenia mamy 5 parametrów. Minimalna długość szeregu czasowego niezbędna do jednoznacznego wyznaczenia parametrów funkcji liniowej wynosi 2, jednak dla tak krótkiego szeregu czasowego dopasowanie modelu do danych empirycznych jest „idealne” i nie uwzględnia czynnika losowego. Dlatego też przyjęto, że szereg czasowy stanowiący podstawę estymacji parametrów nie może być

⁵ Więcej na temat wykorzystania modeli trendu (i modyfikacji trendu) zob. [9, 10, 11, 12, 13].

⁶ Przynajmniej autor nie był w stanie takiej przydatnej zależności wychwycić.

⁷ Od roku 1998 nastąpiła trwała zmiana tendencji – spadek, stąd racjonalnym jest wykorzystanie danych nie starszych niż z 1998 roku. Dla szeregu czasowego długości 8 dla roku 2006 można po raz pierwszy dokonać estymacji parametrów i prognozy.

⁸ Dla tych lat autor miał dostęp do wszystkich danych, w tym dla poszczególnych województw. Wstępne dane o liczbie wypadków, ofiar rannych i śmiertelnych w roku 2012 pochodzą ze strony KG Policji. We wcześniejszych badaniach [9] wykazano, że modele potęgowe z liczbą pojazdów silnikowych i/lub liczbą ludności jako zmiennymi objaśniającymi są nieprzydatne do prognozowania liczby kolizji w ruchu drogowym, stąd nie analizowano takiego modelu.

krótszy niż 3. Uwzględniają zakres dostępnych (rozpatrywanych) danych możliwe jest wyznaczenie 7 różnych modeli dla każdej z 3 zmiennych objaśnianych i 2 zmiennych objaśniających (i dla każdego województwa). Jako kryterium wartościowania modeli przyjęto współczynnik determinacji⁹ R^2 . Najlepsze modele w sensie współczynnika R^2 liczby ofiar śmiertelnych, rannych i liczby wypadków w Polsce i poszczególnych województwach zawierają tabele 2, 3, 4¹⁰.

Współczynnik R^2 umożliwił wybór najlepszych modeli (dla danej zmiennej objaśnianej i objaśniającej), jednak sam nie jest wystarczającym do oceny przydatności (jakości) modeli i porównań między modelami (dla tej samej zmiennej objaśnianej lecz różnych zmiennych objaśniających). Dlatego też, do oceny i porównań wybranych modeli, wykorzystano wartość średnią z wartości bezwzględnych względnych odchyłeń wartości uzyskanych z modelu od wartości rzeczywistych (empirycznych) oraz odchylenie standardowe tych wielkości. Na tej podstawie zbudowano kryterium punktowe (tab. 1). Wykorzystano również, jako kryterium pomocnicze, wartość średnią odchyłeń względnych i ich odchylenie standardowe¹¹.

Przyjęto, że modele, które otrzymały ocenę 0 ÷ 1,5 pkt. są nieprzydatne, 2 ÷ 3,5 dopuszczalne (dobre), 4 ÷ 5 bardzo dobre. Ocenę punktową wykorzystano również do wyboru modelu lepszego z danej grupy modeli (np. między modelem w funkcji liczby ludności a w funkcji liczby pojazdów), przy czym, w przypadku gdy ocena punktowa była jednakowa, do różnicowania wykorzystano kryterium pomocnicze (oczywiście dopuszczalna była równorzędność modeli). Wyniki zawiera tabela 5.

Tab. 1. Kryterium punktowe oceny przydatności modeli typu (2), (3)

	Wartość średnia z wartości bezwzględnych względnego błędu estymacji [%]											
	[0;2]	(2;2,5]	(2,5;3]	(3;3,5]	(3,5;4]	(4;4,5]	(4,5;5]	(5;5,5]	(5,5;6]	(6;6,5]	> 6,5	
Ocena [pkt]	5	4,5	4	3,5	3	2,5	2	1,5	1	0,5	0	

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki tabeli 5 pozwalają na wyciągnięcie kilku generalnych wniosków (co nie oznacza, że są słuszne dla wszystkich modeli dla wszystkich województw, oceny dla poszczególnych modeli mogą odbiegać od wniosków generalnych). Ocena modeli (więc i ich przydatność) liczby ofiar śmiertelnych jest zdecydowanie niższa niż w przypadku modeli liczby rannych i liczby wypadków. Dla modeli liczby ofiar śmiertelnych 6, 7 modeli uzyskało ocenę dyskwalifikującą, żaden z modeli nie uzyskał oceny bardzo dobrej. W przypadku modeli pozostałych badanych wielkości liczba ocen dyskwalifikujących nie przekracza 2, a ocen bardzo dobrych wynosi od 6 do 12 (konstruowane są modele dla 16 województw i ogólny dla całego kraju). Wniosek ten jest zgodny z wcześniejszymi badaniami przeprowadzonymi przez autora¹². Również następny wniosek jest zgodny z wcześniejszymi badaniami [14]. Modele dla liczby rannych i wypadków oparte o liczbę ludności (modele typu (3)) uzyskują zdecydowanie wyższe oceny (jeśli nie w skali punktowej, to z uwzględnieniem kryterium pomocniczego). Tylko dla województwa warmińsko-mazurskiego modele w funkcji liczby pojazdów są istotnie lepsze (ocena dobre) niż w funkcji liczby ludności (ocena nieprzydatne) i dla województwa małopolskiego są równorzędne dla modeli liczby wypadków. Zwróćmy uwagę, że również w przypadku liczby ofiar śmiertelnych, dla województwa warmińsko-mazurskiego, model w funkcji pojazdów (*mfp*) jest istotnie lepszy niż w funkcji ludności

⁹ Współczynnik determinacji R^2 wyznacza się ze wzoru $R^2 = 1 - \varphi^2$, gdzie $\varphi^2 = \frac{(\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2)}{(\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2)}$, y_i – wartość empiryczna, \hat{y}_i – oszacowanie z modelu (wartość teoretyczna), \bar{y} – wartość średnia wartości empirycznych [17].

¹⁰ Ze względu na rozmiary tabele 2, 3, 4, 5, 6 zamieszczone zostały na końcu artykułu.

¹¹ Dla przyjętej konwencji wartość ujemna odchylenia względnego oznacza przeszacowanie wartości.

¹² Zob. przypis 5.

(*mfl*), choć obydwa mają ocenę nieprzydatne (odpowiednio 0,5 i 0 pkt.)¹³. Dla modeli liczby ofiar śmiertelnych „przewaga” modeli w funkcji ludności nie jest tak duża: w 12 przypadkach wyższa, 4 gorsza i 1 równorzędna. Dla województwa kujawsko-pomorskiego *mfp* ma ocenę 2,5 a *mfl* ocenę 0. W pozostałych przypadkach, mimo wyższej oceny *mfp* nad *mfl*, modele mają ocenę niedopuszczalną.

Należy jeszcze zwrócić uwagę na „nietypowe” oceny modeli dla województwa dolnośląskiego, dla którego oceny modeli dla liczby ofiar śmiertelnych (dobre) są wyższe od odpowiednich modeli dla pozostałych wielkości (dla liczby rannych oceny „nieprzydatne”) oraz województwa lubuskiego, dla którego wszystkie rozpatrywane modele dla liczby ofiar śmiertelnych „uzyskały” ocenę 0, a dla pozostałych wielkości niższe w stosunku do większości pozostałych województw (*mfp* dla liczby wypadków 1,5 pkt., co jest oceną nieprzydatną).

Istotnym efektem wyboru najlepszego modelu (dla danej zmiennej objaśnianej) był wybór długości szeregu czasowego (liczba ostatnich w szeregu uwzględnianych wartości empirycznych). Jak łatwo przekonać się analizując tabele 2, 3, 4 nie ma tu żadnej dającej się w prosty sposób wychwycić reguły. Jednak w niektórych przypadkach (w 7 na 102), dla estymacji parametrów drugiej części funkcji sklepanej na podstawie krótkiego szeregu czasowego, prognozowane wartości miały trend stały lub lekko rosnący. Oczywiście nie można wykluczyć takiego kształtowania się zmiennej objaśnianej, jednak trend w dłuższym horyzoncie ma charakter spadkowy. Należałoby wtedy skorzystać z drugiego pod względem oceny modelu. Jednak postanowiono sprawdzić przydatność modeli zbudowanych jako średnie arytmetyczne z trzech i dwóch najlepszych (w sensie wyżej zdefiniowanego kryterium – współczynnika determinacji) modeli. Efekty nie są jednoznaczne. Wyeliminowano wprawdzie problem „odwrócenia trendu” ale niekoniecznie poprawiono ocenę modeli w stosunku do pierwotnie najlepszych. Jedynie dla *mfp* dla liczby rannych i wypadków dla wariantu średniej z dwóch modeli można mówić o istotnej poprawie oceny (dla liczby rannych w 5 przypadkach nastąpiła poprawa, 1 pogorszenie, dla liczby wypadków w 6 przypadkach poprawa, 2 pogorszenie). Na ogół *mfl* są lepsze niż *mfp*, co nie powinno dziwić i modele oparte na średniej z dwóch modeli są lepsze niż modele oparte na średniej z trzech modeli – z wyjątkiem przypadku *mfp* dla liczby ofiar śmiertelnych i *mfl* liczby wypadków. Zwraca uwagę przypadek *mfl* opartego na dwóch średnich dla ogólnej liczby ofiar śmiertelnych w Polsce. Model ten uzyskał ocenę bardzo dobry, gdy wszystkie pozostałe modele liczby ofiar śmiertelnych miały ocenę co najwyżej „dobry”. Wyniki zawiera tabela 5.

PODSUMOWANIE

W przypadku modelowania liczby wypadków i ofiar rannych w wypadkach drogowych modele potęgowe typu (2) i (3) mogą być, z pewnymi zastrzeżeniami (dotyczy województwa warmińsko-mazurskiego i dolnośląskiego), stosowane, pamiętając jednak, że są to modele symptomatyczne i nie mogą dać stuprocentowej prognozy, jak i na ogół nie wychwycą gwałtownych zmian zmiennej objaśnianej wynikających z braku stabilności kształtowania się zmiennej prognozowanej w czasie (więc niespełnienia jednego z podstawowych klasycznych założeń predykcji). W przypadku modelowania liczby ofiar śmiertelnych, przy przyjętych kryteriach oceny modeli, ich przydatność jest znacznie mniejsza¹⁴. Dla wszystkich badanych

¹³ Znalezienie przyczyn tak istotnych różnic dla województwa warmińsko-mazurskiego w stosunku do pozostałych województw jest (interesującym) problemem samym w sobie. Dotychczas autor nie potrafi podać wiarygodnych przyczyn.

¹⁴ Gwoli ścisłości należy zaznaczyć, że na taką ocenę, poza samym charakterem modelowanego zjawiska, istotny wpływ ma przyjęte kryterium oceny. Liczba ofiar śmiertelnych w poszczególnych województwach jest stosunkowo mała (w stosunku do liczby wypadków i rannych) i np. błąd prognozy o 1 przy liczbie 100 ofiar skutkuje błędem 1%, a przy liczbie ofiar 50 błędem 2%. Trudno sobie wyobrazić model prognostyczny, który

zmiennych, dla zdecydowanej większości województw (i Polski rozpatrywanej jako całość) *mfl* są lepsze niż *mfp*, gdy tymczasem klasyczna postać równania Smeed'a zdaje się sugerować większy wpływ liczby pojazdów. Być może nasycenie pojazdami osiągnęło już taki poziom, że ich liczba ma coraz mniejszy wpływ na wypadkowość. Generalnie dla wszystkich badanych wielkości „dobroć” modeli jest tym wyższa, im wyższa jest liczebność populacji badanego regionu (samochodów i/lub ludności). Zwróćmy jeszcze uwagę, że dla wszystkich rozpatrywanych modeli średnie obciążenie względne jest ujemne, co przy przyjętej definicji obciążenie względne oznacza, że wartości estymowane (wartości modelu) „na ogół” są zawyżane (w stosunku do wartości empirycznych).

Wykorzystanie funkcji sklepanych jako wykładników modeli potęgowych (2) i (3) można w znacznym stopniu uznać za rozpatrywanie problemu doboru długości szeregu czasowego, na podstawie którego dokonuje się estymacji parametrów modeli. Tylko drugi człon funkcji sklepanej decyduje o wartościach prognozowanych zmiennej objaśnianej (poza oczywistym wpływem zmiennych objaśniających). Powstaje pytanie, czy i kiedy należy dokonać ponownego wyznaczenia parametrów funkcji sklepanych¹⁵. Jednak pewnym jest, że korzystne jest posilkowanie, również przy ocenie prognoz, modelami trendu (liniowego i potęgowego), co ułatwi wykrycie istotnych zmian w charakterze zmiennych objaśnianych. Należy podkreślić, wartości dokonanych ocen dotyczą wartości średnich. Dla poszczególnych lat (i modeli) wartość estymowana może być obciążona dużym błędem – rzędu kilkudziesięciu procent zachowując dobre dopasowanie dla pozostałych lat. Podobna sytuacja występuje w przypadku roku 2012 (tab. 6, zawiera również prognozy na rok 2013), gdzie uzyskane wyniki są „idealne” (błąd 0%) dla niektórych modeli¹⁶, a dla innych (świętokrzyskie, liczba zabitych) rzędu 35%. Choć generalnie bardzo duży błąd względny jest nieprzydatny w prognozowaniu (modelowaniu), to jednak w aspekcie bezpieczeństwa ruchu drogowego może to być istotnym (przydatnym) sygnałem – zdarzyło się coś (np. w otoczeniu ruchu drogowego) co w sposób istotny zmieniło kształtowanie zmiennej objaśnianej. Gdy błąd ujemny – zdarzenie korzystne, gdyż wartość estymowana jest dużo większa niż wartość rzeczywista (empiryczna), gdy błąd dodatni – zdarzenie niekorzystne, ocena bezpieczeństwa ruchu drogowego jest znacznie gorsza niż wynikałoby to z trendu dotychczasowych ocen.

będzie „idealnie trafiał” w liczbę ofiar śmiertelnych wypadków (wtedy moglibyśmy stwierdzić, że nie ma ona charakteru losowego). Być może w stosunku do tak małych wielkości błąd względny nie jest najlepszą miarą. Zauważmy, że w przypadku rozpatrywania całego obszaru Polski wszystkie rozpatrywane modele uzyskały ocenę dobrą, a jeden bardzo dobrą. Można tu zaobserwować działanie prawa wielkich liczb.

¹⁵ Na to pytanie autor nie zna jeszcze odpowiedzi.

¹⁶ Zaskakująco dobre wyniki uzyskano dla województwa warmińsko-mazurskiego w funkcji ludności, dla którego modele uzyskiwały najgorsze oceny. Również bardzo dobre wyniki uzyskano w przypadku modeli w ujęciu obszaru całej Polski.

Tab. 2. Modele potęgowe typu (2) i (3) liczby ofiar śmiertelnych wypadków drogowych w Polsce i w poszczególnych województwach

Województwo		Postać funkcyjna wykładnika równania modelu potęgowego: b_s w funkcji pojazdów, c_s w funkcji liczby mieszkańców	A
1	Dolnośląskie	$b_s(x) = \begin{cases} -0,6400 - 0,0006(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,5903 - 0,0053(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,869 4,92 (-0,18) 3,79 (6,38)
		$c_s(x) = \begin{cases} -0,5156 - 0,0050(x - 1999), 2000 \leq x < 2009 \\ -0,5026 - 0,0078(x - 1999), x \geq 2009 \end{cases}$	0,916 3,85 (-0,11) 2,97 (5,00)
2	Kujawsko-pomorskie	$b_s(x) = \begin{cases} -0,6541 - 0,0026(x - 1999), 2000 \leq x < 2009 \\ -0,6709 - 0,0020(x - 1999), x \geq 2009 \end{cases}$	0,860 4,04 (-0,12) 3,05 (5,20)
		$c_s(x) = \begin{cases} -0,5385 - 0,0008(x - 1999), 2000 \leq x < 2008 \\ -0,4915 - 0,0088(x - 1999), x \geq 2008 \end{cases}$	0,730 6,87 (-0,30) 4,04 (8,23)
3	Lubelskie	$b_s(x) = \begin{cases} -0,6352 - 0,0003(x - 1999), 2000 \leq x < 2008 \\ -0,5490 - 0,0079(x - 1999), x \geq 2008 \end{cases}$	0,782 4,98 (-0,17) 3,31 (6,16)
		$c_s(x) = \begin{cases} -0,5264 - 0,0033(x - 1999), 2000 \leq x < 2009 \\ -0,4601 - 0,0110(x - 1999), x \geq 2009 \end{cases}$	0,917 3,20 (-0,07) 2,00 (3,90)
4	Lubuskie	$b_s(x) = \begin{cases} -0,6814 - 0,0022(x - 1999), 2000 \leq x < 2009 \\ -0,6537 - 0,0022(x - 1999), x \geq 2009 \end{cases}$	0,698 7,35 (-0,36) 5,01 (9,16)
		$c_s(x) = \begin{cases} -0,5515 - 0,0033(x - 1999), 2000 \leq x < 2003 \\ -0,5243 - 0,0081(x - 1999), x \geq 2003 \end{cases}$	0,722 6,72 (-0,34) 5,19 (8,73)
5	Łódzkie	$b_s(x) = \begin{cases} -0,6220 - 0,0007(x - 1999), 2000 \leq x < 2009 \\ -0,6220 - 0,0005(x - 1999), x \geq 2009 \end{cases}$	0,881 4,47 (-0,11) 2,03 (5,09)
		$c_s(x) = \begin{cases} -0,5102 - 0,0041(x - 1999), 2000 \leq x < 2009 \\ -0,5114 - 0,0057(x - 1999), x \geq 2009 \end{cases}$	0,897 3,59 (-0,03) 2,64 (2,57)
6	Małopolskie	$b_s(x) = \begin{cases} -0,6411 - 0,0014(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,6236 - 0,0021(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,727 5,01 (-0,31) 6,75 (8,53)
		$c_s(x) = \begin{cases} -0,5298 - 0,0046(x - 1999), 2000 \leq x < 2009 \\ -0,5522 - 0,0031(x - 1999), x \geq 2009 \end{cases}$	0,739 5,71 (-0,28) 5,45 (8,07)
7	Mazowieckie	$b_s(x) = \begin{cases} -0,5879 - 0,0005(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,5359 - 0,0048(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,791 4,80 (0,16) 3,40 (6,06)
		$c_s(x) = \begin{cases} -0,4920 - 0,0044(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,4543 - 0,0086(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,852 4,28 (-0,13) 2,85 (5,30)
8	Opolskie	$b_s(x) = \begin{cases} -0,6880 - 0,0015(x - 1999), 2000 \leq x < 2009 \\ -0,6621 - 0,0022(x - 1999), x \geq 2009 \end{cases}$	0,875 3,86 (-0,12) 3,38 (5,25)
		$c_s(x) = \begin{cases} -0,5482 - 0,0097(x - 1999), 2000 \leq x < 2003 \\ -0,5353 - 0,0083(x - 1999), x \geq 2003 \end{cases}$	0,919 3,22 (-0,09) 2,96 (4,48)
9	Podkarpackie	$b_s(x) = \begin{cases} -0,6663 - 0,0010(x - 1999), 2000 \leq x < 2004 \\ -0,6439 - 0,0012(x - 1999), x \geq 2004 \end{cases}$	0,817 4,01 (-0,12) 3,13 (5,23)
		$c_s(x) = \begin{cases} -0,5425 - 0,0037(x - 1999), 2000 \leq x < 2004 \\ -0,5114 - 0,0072(x - 1999), x \geq 2004 \end{cases}$	0,826 4,03 (-0,12) 2,81 (5,05)

10	Podlaskie	$b_s(x) = \begin{cases} -0,6775 - 0,0036(x - 1999), 2000 \leq x < 2008 \\ -0,6521 - 0,0011(x - 1999), x \geq 2008 \end{cases}$	0,787 4,47 (-0,20) 3,94 (6,11)
		$c_s(x) = \begin{cases} -0,5432 - 0,0032(x - 1999), 2000 \leq x < 2008 \\ -0,5386 - 0,0056(x - 1999), x \geq 2008 \end{cases}$	0,830 4,25 (-0,13) 2,94 (5,32)
11	Pomorskie	$b_s(x) = \begin{cases} -0,6457 - 0,0012(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,6232 - 0,0028(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,774 5,55 (-0,22) 4,04 (7,06)
		$c_s(x) = \begin{cases} -0,5286 - 0,0067(x - 1999), 2000 \leq x < 2004 \\ -0,5195 - 0,0066(x - 1999), x \geq 2004 \end{cases}$	0,834 4,43 (-0,16) 3,86 (6,02)
12	Śląskie	$b_s(x) = \begin{cases} -0,6355 - 0,0006(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,5983 - 0,0038(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,810 4,66 (-0,18) 4,09 (6,36)
		$c_s(x) = \begin{cases} -0,5121 - 0,0051(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,4755 - 0,0091(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,814 4,58 (-0,18) 4,15 (6,33)
13	Świętokrzyskie	$b_s(x) = \begin{cases} -0,6478 - 0,0007(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,6013 - 0,0044(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,705 5,95 (-0,30) 5,21 (8,10)
		$c_s(x) = \begin{cases} -0,5345 - 0,0036(x - 1999), 2000 \leq x < 2009 \\ -0,5700 - 0,0022(x - 1999), x \geq 2009 \end{cases}$	0,549 6,60 (-0,38) 5,80 (9,00)
14	Warmińsko-mazurskie	$b_s(x) = \begin{cases} -0,6754 - 0,0063(x - 1999), 2000 \leq x < 2004 \\ -0,6201 - 0,0038(x - 1999), x \geq 2004 \end{cases}$	0,869 6,18 (-0,24) 3,41 (7,29)
		$c_s(x) = \begin{cases} -0,4742 - 0,0219(x - 1999), 2000 \leq x < 2003 \\ -0,4818 - 0,0098(x - 1999), x \geq 2003 \end{cases}$	0,755 7,23 (-0,43) 6,25 (9,79)
15	Wielkopolskie	$b_s(x) = \begin{cases} -0,6154 - 0,0013(x - 1999), 2000 \leq x < 2009 \\ -0,6379 - 0,0016(x - 1999), x \geq 2009 \end{cases}$	0,779 5,79 (-0,22) 3,67 (7,07)
		$c_s(x) = \begin{cases} -0,5224 - 0,0031(x - 1999), 2000 \leq x < 2009 \\ -0,5517 - 0,0026(x - 1999), x \geq 2009 \end{cases}$	0,822 4,70 (-0,18) 3,98 (6,32)
16	Zachodnio-pomorskie	$b_s(x) = \begin{cases} -0,6541 - 0,0013(x - 1999), 2000 \leq x < 2008 \\ -0,5760 - 0,0083(x - 1999), x \geq 2008 \end{cases}$	0,754 7,35 (-0,38) 5,23 (9,28)
		$c_s(x) = \begin{cases} -0,5272 - 0,0046(x - 1999), 2000 \leq x < 2009 \\ -0,4896 - 0,0099(x - 1999), x \geq 2009 \end{cases}$	0,833 6,30 (-0,27) 4,05 (7,72)
0	Polska	$b_s(x) = \begin{cases} -0,5339 - 0,0007(x - 1999), 2000 \leq x < 2009 \\ -0,5226 - 0,0014(x - 1999), x \geq 2009 \end{cases}$	0,876 4,17 (-0,10) 2,11 (4,84)
		$c_s(x) = \begin{cases} -0,4409 - 0,0035(x - 1999), 2000 \leq x < 2009 \\ -0,4373 - 0,0051(x - 1999), x \geq 2009 \end{cases}$	0,917 3,27 (-0,07) 2,17 (4,05)

W kolumnie A – kolejno: R^2 ; wartość średnia z wartości bezwzględnych odchyłeń względnych wartości estymowanych od wartości rzeczywistych [%]; odchylenie standardowe wartości bezwzględnych odchyłeń względnych wartości estymowanych od wartości rzeczywistych [pkt. proc.], w nawiasach odpowiednio średnie odchylenie względne (średnie obciążenie względne) i odchylenie standardowe odchylenia względnego (obciążenia względnego).

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z [5].

Tab. 3. Modele potęgowe typu (2) i (3) liczby rannych w wypadkach drogowych w Polsce i w poszczególnych województwach

Województwo		Postać funkcyjna wykładnika równania modelu potęgowego: b_s w funkcji pojazdów, c_s w funkcji liczby mieszkańców	A
1	Dolnośląskie	$b_r(x) = \begin{cases} -0,4162 - 0,0042(x - 1999), 2000 \leq x < 2005 \\ -0,4666 - 0,0001(x - 1999), x \geq 2005 \end{cases}$	0,565 5,86 (-0,28) 5,17 (8,01)
		$c_r(x) = \begin{cases} -0,3541 - 0,0066(x - 1999), 2000 \leq x < 2005 \\ -0,3439 - 0,0061(x - 1999), x \geq 2005 \end{cases}$	0,658 5,06 (-0,23) 4,74 (7,10)
2	Kujawsko-pomorskie	$b_r(x) = \begin{cases} -0,4658 - 0,0027(x - 1999), 2000 \leq x < 2008 \\ -0,4018 - 0,0094(x - 1999), x \geq 2008 \end{cases}$	0,977 3,11 (-0,05) 1,68 (3,66)
		$c_r(x) = \begin{cases} -0,3630 - 0,0056(x - 1999), 2000 \leq x < 2008 \\ -0,3077 - 0,0132(x - 1999), x \geq 2008 \end{cases}$	0,987 2,29 (-0,04) 1,76 (2,97)
3	Lubelskie	$b_r(x) = \begin{cases} -0,4551 - 0,0035(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,4340 - 0,0044(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,902 4,43 (-0,14) 3,28 (5,67)
		$c_r(x) = \begin{cases} -0,3591 - 0,0062(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,3273 - 0,0096(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,907 4,07 (-0,14) 3,66 (5,60)
4	Lubuskie	$b_r(x) = \begin{cases} -0,5374 - 0,0031(x - 1999), 2000 \leq x < 2009 \\ -0,4431 - 0,0059(x - 1999), x \geq 2009 \end{cases}$	0,372 4,50 (-0,13) 2,99 (3,29)
		$c_r(x) = \begin{cases} -0,4141 - 0,0033(x - 1999), 2000 \leq x < 2009 \\ -0,3347 - 0,0107(x - 1999), x \geq 2009 \end{cases}$	0,772 2,71 (-0,05) 1,69 (3,29)
5	Łódzkie	$b_r(x) = \begin{cases} -0,4175 - 0,0013(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,4689 - 0,0012(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,598 2,40 (-0,04) 1,66 (3,00)
		$c_r(x) = \begin{cases} -0,3488 - 0,0021(x - 1999), 2000 \leq x < 2008 \\ -0,3118 - 0,0066(x - 1999), x \geq 2008 \end{cases}$	0,713 2,17 (-0,03) 1,20 (2,57)
6	Małopolskie	$b_r(x) = \begin{cases} -0,4351 - 0,0018(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,4246 - 0,0018(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,877 2,82 (-0,06) 2,43 (3,82)
		$c_r(x) = \begin{cases} -0,3359 - 0,0051(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,3257 - 0,0059(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,904 2,56 (-0,05) 2,06 (3,38)
7	Mazowieckie	$b_r(x) = \begin{cases} -0,4350 - 0,0003(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,3855 - 0,0052(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,913 2,84 (-0,06) 2,02 (3,59)
		$c_r(x) = \begin{cases} -0,3466 - 0,0053(x - 1999), 2000 \leq x < 2006 \\ -0,3209 - 0,0078(x - 1999), x \geq 2006 \end{cases}$	0,918 2,77 (-0,06) 1,91 (3,47)
8	Opolskie	$b_r(x) = \begin{cases} -0,4787 - 0,0046(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,4655 - 0,0044(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,983 2,93 (-0,06) 1,80 (3,55)
		$c_r(x) = \begin{cases} -0,3626 - 0,0099(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,3532 - 0,0099(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,981 2,81 (-0,06) 1,94 (3,52)
9	Podkarpackie	$b_r(x) = \begin{cases} -0,4922 - 0,0017(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,4606 - 0,0015(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,477 2,85 (-0,06) 2,08 (3,63)
		$c_r(x) = \begin{cases} -0,3775 - 0,0027(x - 1999), 2000 \leq x < 2008 \\ -0,3497 - 0,0062(x - 1999), x \geq 2008 \end{cases}$	0,839 1,56 (-0,02) 1,22 (2,04)

10	Podlaskie	$b_r(x) = \begin{cases} -0,4975 - 0,0012(x - 1999), 2000 \leq x < 2008 \\ -0,4208 - 0,0087(x - 1999), x \geq 2008 \end{cases}$	0,905 3,55 (-0,10) 3,18 (4,88)
		$c_r(x) = \begin{cases} -0,3773 - 0,0070(x - 1999), 2000 \leq x < 2008 \\ -0,3208 - 0,0125(x - 1999), x \geq 2008 \end{cases}$	0,967 2,38 (-0,04) 1,64 (2,98)
11	Pomorskie	$b_r(x) = \begin{cases} -0,4461 - 0,0020(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,4415 - 0,0014(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,756 4,85 (-0,14) 2,37 (5,59)
		$c_r(x) = \begin{cases} -0,3593 - 0,0018(x - 1999), 2000 \leq x < 2003 \\ -0,3476 - 0,0050(x - 1999), x \geq 2003 \end{cases}$	0,877 3,27 (-0,09) 2,67 (4,33)
12	Śląskie	$b_r(x) = \begin{cases} -0,4427 - 0,0009(x - 1999), 2000 \leq x < 2004 \\ -0,4296 - 0,0015(x - 1999), x \geq 2004 \end{cases}$	0,927 2,19 (-0,04) 2,09 (3,09)
		$c_r(x) = \begin{cases} -0,3359 - 0,0039(x - 1999), 2000 \leq x < 2004 \\ -0,3122 - 0,0070(x - 1999), x \geq 2004 \end{cases}$	0,962 1,56 (-0,02) 1,55 (2,25)
13	Świętokrzyskie	$b_r(x) = \begin{cases} -0,4647 - 0,0007(x - 1999), 2000 \leq x < 2008 \\ -0,4203 - 0,0050(x - 1999), x \geq 2008 \end{cases}$	0,938 2,42 (-0,04) 1,84 (3,13)
		$c_r(x) = \begin{cases} -0,3699 - 0,0009(x - 1999), 2000 \leq x < 2005 \\ -0,3374 - 0,0078(x - 1999), x \geq 2005 \end{cases}$	0,978 1,42 (-0,02) 1,49 (2,10)
14	Warmińsko- mazurskie	$b_r(x) = \begin{cases} -0,4970 - 0,0026(x - 1999), 2000 \leq x < 2008 \\ -0,4021 - 0,0066(x - 1999), x \geq 2008 \end{cases}$	0,628 4,43 (-0,16) 4,26 (6,28)
		$c_r(x) = \begin{cases} -0,3190 - 0,0221(x - 1999), 2000 \leq x < 2003 \\ -0,3515 - 0,0053(x - 1999), x \geq 2003 \end{cases}$	0,149 (6,91 (-0,35) 4,73 (8,62)
15	Wielkopolskie	$b_r(x) = \begin{cases} -0,4261 - 0,0025(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,3472 - 0,0101(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,914 5,48 (-0,21) 3,97 (6,96)
		$c_r(x) = \begin{cases} -0,3479 - 0,0054(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,2671 - 0,0141(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,959 3,98 (-0,13) 3,37 (5,34)
16	Zachodnio- pomorskie	$b_r(x) = \begin{cases} -0,4749 - 0,0027(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,4522 - 0,0036(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,890 4,02 (-0,12) 3,01 (5,16)
		$c_r(x) = \begin{cases} -0,3647 - 0,0045(x - 1999), 2000 \leq x < 2008 \\ -0,3280 - 0,0093(x - 1999), x \geq 2008 \end{cases}$	0,935 3,01 (-0,08) 2,81 (4,21)
0	Polska	$b_r(x) = \begin{cases} -0,3809 - 0,0009(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,3533 - 0,0033(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,948 2,16 (-0,04) 1,73 (2,84)
		$c_r(x) = \begin{cases} -0,2994 - 0,0039(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,2721 - 0,0070(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,970 1,67 (-0,02) 1,42 (2,25)

W kolumnie A – kolejno: R^2 ; wartość średnia z wartości bezwzględnych odchyłeń względnych wartości estymowanych od wartości rzeczywistych [%]; odchylenie standardowe wartości bezwzględnych odchyłeń względnych wartości estymowanych od wartości rzeczywistych [pkt. proc.], w nawiasach odpowiednio średnie odchylenie względne (średnie obciążenie względne) i odchylenie standardowe odchylenia względnego (obciążenia względnego).

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z [5].

Tab. 4. Modele potęgowe typu (2) i (3) liczby wypadków drogowych w Polsce i w poszczególnych województwach

Województwo		Postać funkcyjna wykładnika równania modelu potęgowego: b_s w funkcji pojazdów, c_s w funkcji liczby mieszkańców	A
1	Dolnośląskie	$b_w(x) = \begin{cases} -0,4780 - 0,0037(x - 1999), 2000 \leq x < 2005 \\ -0,4852 - 0,0002(x - 1999), x \geq 2005 \end{cases}$	0,752 4,89 (-0,32) 5,18 (7,27)
		$c_w(x) = \begin{cases} -0,3719 - 0,0050(x - 1999), 2000 \leq x < 2009 \\ -0,4325 - 0,0001(x - 1999), x \geq 2009 \end{cases}$	0,829 4,45 (-0,15) 3,52 (5,83)
2	Kujawsko-pomorskie	$b_w(x) = \begin{cases} -0,4830 - 0,0027(x - 1999), 2000 \leq x < 2008 \\ -0,4379 - 0,0071(x - 1999), x \geq 2008 \end{cases}$	0,972 2,80 (-0,05) 2,04 (3,56)
		$c_w(x) = \begin{cases} -0,3789 - 0,0057(x - 1999), 2000 \leq x < 2005 \\ -0,3401 - 0,0111(x - 1999), x \geq 2005 \end{cases}$	0,991 1,46 (-0,02) 1,59 (2,20)
3	Lubelskie	$b_w(x) = \begin{cases} -0,4728 - 0,0035(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,4520 - 0,0043(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,893 4,16 (-0,15) 3,79 (5,76)
		$c_w(x) = \begin{cases} -0,3757 - 0,0062(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,3440 - 0,0095(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,911 3,56 (-0,13) 3,58 (5,39)
4	Lubuskie	$b_w(x) = \begin{cases} -0,5442 - 0,0033(x - 1999), 2000 \leq x < 2004 \\ -0,5351 - 0,0024(x - 1999), x \geq 2004 \end{cases}$	0,231 5,20 (-0,18) 3,01 (6,21)
		$c_w(x) = \begin{cases} -0,4336 - 0,0036(x - 1999), 2000 \leq x < 2009 \\ -0,3593 - 0,0103(x - 1999), x \geq 2009 \end{cases}$	0,744 2,96 (-0,06) 1,95 (3,65)
5	Łódzkie	$b_w(x) = \begin{cases} -0,4578 - 0,0010(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,4353 - 0,0004(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,688 2,24 (-0,03) 1,34 (2,70)
		$c_w(x) = \begin{cases} -0,3605 - 0,0023(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,3301 - 0,0063(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,724 2,00 (-0,03) 1,47 (2,56)
6	Małopolskie	$b_w(x) = \begin{cases} -0,4542 - 0,0015(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,4491 - 0,0010(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,854 2,64 (-0,06) 2,40 (3,66)
		$c_w(x) = \begin{cases} -0,3548 - 0,0045(x - 1999), 2000 \leq x < 2009 \\ -0,3689 - 0,0034(x - 1999), x \geq 2009 \end{cases}$	0,887 2,80 (-0,05) 1,35 (3,22)
7	Mazowieckie	$b_w(x) = \begin{cases} -0,4477 - 0,0005(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,40257 - 0,0049(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,901 3,11 (-0,07) 2,08 (3,86)
		$c_w(x) = \begin{cases} -0,35864 - 0,0056(x - 1999), 2000 \leq x < 2006 \\ -0,3369 - 0,0074(x - 1999), x \geq 2006 \end{cases}$	0,916 2,98 (-0,06) 1,69 (3,54)
8	Opolskie	$b_w(x) = \begin{cases} -0,5024 - 0,0037(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,4923 - 0,0033(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,972 3,21 (-0,07) 2,09 (3,95)
		$c_w(x) = \begin{cases} -0,3844 - 0,0092(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,3783 - 0,0089(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,968 2,99 (-0,07) 2,36 (3,91)
9	Podkarpackie	$b_w(x) = \begin{cases} -0,5072 - 0,0014(x - 1999), 2000 \leq x < 2008 \\ -0,4728 - 0,0020(x - 1999), x \geq 2008 \end{cases}$	0,513 3,02 (-0,06) 2,03 (3,75)
		$c_w(x) = \begin{cases} -0,3902 - 0,0034(x - 1999), 2000 \leq x < 2009 \\ -0,3882 - 0,0043(x - 1999), x \geq 2009 \end{cases}$	0,767 1,85 (-0,03) 1,74 (2,60)

10	Podlaskie	$b_w(x) = \begin{cases} -0,5152 - 0,0011(x - 1999), 2000 \leq x < 2008 \\ -0,4520 - 0,0075(x - 1999), x \geq 2008 \end{cases}$	0,934 3,58 (-0,09) 2,66 (4,58)
		$c_w(x) = \begin{cases} -0,3924 - 0,0074(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,3623 - 0,0103(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,957 2,83 (-0,06) 2,26 (3,72)
11	Pomorskie	$b_w(x) = \begin{cases} -0,4659 - 0,0020(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,4645 - 0,0009(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,795 3,91 (-0,10) 2,43 (4,74)
		$c_w(x) = \begin{cases} -0,3761 - 0,0011(x - 1999), 2000 \leq x < 2003 \\ -0,3689 - 0,0046(x - 1999), x \geq 2003 \end{cases}$	0,871 3,32 (-0,07) 1,99 (3,99)
12	Śląskie	$b_w(x) = \begin{cases} -0,4586 - 0,0006(x - 1999), 2000 \leq x < 2004 \\ -0,4463 - 0,0013(x - 1999), x \geq 2004 \end{cases}$	0,917 2,47 (-0,04) 1,74 (3,11)
		$c_w(x) = \begin{cases} -0,3506 - 0,0036(x - 1999), 2000 \leq x < 2004 \\ -0,3277 - 0,0068(x - 1999), x \geq 2004 \end{cases}$	0,956 1,88 (-0,02) 1,15 (2,28)
13	Świętokrzyskie	$b_w(x) = \begin{cases} -0,4805 - 0,0013(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,4576 - 0,0031(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,952 2,05 (-0,04) 1,90 (2,87)
		$c_w(x) = \begin{cases} -0,3863 - 0,0007(x - 1999), 2000 \leq x < 2004 \\ -0,3569 - 0,0075(x - 1999), x \geq 2004 \end{cases}$	0,964 2,02 (-0,03) 1,21 (2,43)
14	Warmińsko- mazurskie	$b_w(x) = \begin{cases} -0,5174 - 0,0027(x - 1999), 2000 \leq x < 2008 \\ -0,4278 - 0,0061(x - 1999), x \geq 2008 \end{cases}$	0,538 4,73 (-0,16) 3,99 (6,34)
		$c_w(x) = \begin{cases} -0,3389 - 0,0213(x - 1999), 2000 \leq x < 2003 \\ -0,3692 - 0,0054(x - 1999), x \geq 2003 \end{cases}$	0,254 5,91 (-0,26) 4,19 (7,46)
15	Wielkopolskie	$b_w(x) = \begin{cases} -0,4448 - 0,0023(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,3745 - 0,0090(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,911 5,23 (-0,19) 3,81 (6,66)
		$c_w(x) = \begin{cases} -0,3656 - 0,0053(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,2932 - 0,0130(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,954 3,87 (-0,12) 3,14 (5,12)
16	Zachodnio- pomorskie	$b_w(x) = \begin{cases} -0,4914 - 0,0028(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,4737 - 0,0030(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,912 3,46 (-0,09) 2,58 (4,44)
		$c_w(x) = \begin{cases} -0,3802 - 0,0046(x - 1999), 2000 \leq x < 2008 \\ -0,3503 - 0,0085(x - 1999), x \geq 2008 \end{cases}$	0,950 2,55 (-0,06) 2,31 (3,53)
0	Polska	$b_w(x) = \begin{cases} -0,3947 - 0,0009(x - 1999), 2000 \leq x < 2007 \\ -0,3715 - 0,0029(x - 1999), x \geq 2007 \end{cases}$	0,938 2,31 (-0,04) 1,92 (3,08)
		$c_w(x) = \begin{cases} -0,3127 - 0,0039(x - 1999), 2000 \leq x < 2009 \\ -0,3033 - 0,0054(x - 1999), x \geq 2009 \end{cases}$	0,963 1,91 (-0,03) 1,30 (2,38)

W kolumnie A – kolejno: R^2 ; wartość średnia z wartości bezwzględnych odchyłeń względnych wartości estymowanych od wartości rzeczywistych [%]; odchylenie standardowe wartości bezwzględnych odchyłeń względnych wartości estymowanych od wartości rzeczywistych [pkt. proc.], w nawiasach odpowiednio średnie odchylenie względne (średnie obciążenie względne) i odchylenie standardowe odchylenia względnego (obciążenia względnego).

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z [5].

Tab. 5. Ocena i porównanie modeli typu (2) i (3) i ich modyfikacji dla liczby ofiar śmiertelnych i rannych w wypadkach drogowych i wypadków drogowych w Polsce i w ujęciu województw

A B	a				b				c				a:b		a:c		b:c										
	mfp	mfl	*	#	mfp	mfl	*	#	mfp	mfl	*	#	mfp	mfl	mfp	mfl	mfp	mfl									
	[0;1,5]	[2;3,5]	[4;5]	*	[0;1,5]	[2;3,5]	[4;5]	*	[0;1,5]	[2;3,5]	[4;5]	*	[0;1,5]	[2;3,5]	[4;5]	*	#	#	#	#	#	#					
Liczba ofiar śmiertelnych																											
0		2,5			3,5				3				3,5				2				4	b	-	a	c	b	c
1		2			3				2				2,5				2				3	-	a	-	-	-	c
2		2,5			0				2,5				1,5				2				1	-	b	a	c	b	b
3		2			3,5				2				3,5				2				3	-	-	-	a	-	b
4	0				0				0				0				0				0	-	-	-	-	-	-
5		2,5			3				2,5				2,5				2				2,5	-	a	a	a	b	-
6	1,5				1				1				1				1,5				1,5	a	-	-	-	-	c
7		2			2,5				1,5				2,5				2				2,5	a	-	-	c	c	-
8		3			3,5				3				3				2,5				3,5	-	a	a	-	-	c
9		2,5			2,5				2,5				2,5				3				2,5	-	-	c	-	b	-
10		2,5			2,5				1,5				2,5				2,5				2,5	a	-	a	-	-	c
11	1				2,5				1,5				2				1,5				2	b	a	c	a	-	-
12		2			2				3				2				2				2	b	-	-	-	-	b
13	1				0				0				0				0,5				0	a	-	a	-	-	c
14	0,5				0				0				0				0,5				0,5	a	-	-	c	c	c
15		1			2				0,5				1				1				1,5	a	a	-	a	c	c
16		0			0,5				0,5				1,5				0				1,5	b	b	-	c	b	-
Liczba rannych																											
0			4,5			5				4				4,5			4,5				5	-	a	-	-	-	c
1	1				1,5				1				2				1,5				2	-	-	c	c	c	c
2		3,5				4,5			3,5				4				4				4,5	-	a	c	-	-	c
3		2				2,5			2				2,5				2,5				2,5	-	-	c	-	-	c
4		2,5				4			3				4				2,5				4	b	-	-	-	-	b
5			4,5			4,5				4,5			4,5				4,5				4,5	-	-	-	-	-	-
6			4			4			3				4				3,5				4	a	-	a	-	-	c
7			4			4			4				5				4				4,5	-	b	-	-	-	b
8			4			4			4				4				4				4	-	-	-	-	-	-
9			4			5			4				5				4				5	-	-	-	-	-	-
10		3				4,5			3				4				3				4,5	a	a	-	-	-	c
11		2				3,5			2,5				2,5				2,5				3	b	a	c	a	-	c
12			4,5			5				4,5			4,5				4,5				4,5	-	a	-	a	-	-
13			4,5			5				4,5			5				4,5				5	-	-	-	-	-	-
14		2,5				0			2,5				0				2,5				0	-	-	-	-	-	-
15	1,5					3			2				3				2				3	b	-	c	c	-	c
16		2,5				3,5			2,5				4				2,5				3,5	-	b	-	-	-	b
Liczba wypadków																											
0			4,5			5				4				5				4,5			5	a	-	-	-	-	c
1		2				2,5			2				3				2,5				3	-	b	c	c	c	-
2			4			5			4				5				4				5	-	-	-	-	-	-
3		2,5				3			2				3				2,5				3	a	-	-	-	-	c
4	1,5					4			2,5				4				2,5				4	b	-	c	-	-	-
5			4,5			5				4,5			5				4,5				5	-	-	-	-	-	-
6			4			4			3,5				4				4				4	a	-	a	-	-	c
7		3,5				4			3,5				4,5				3,5				4	-	b	-	-	-	b
8		3,5				4			3,5				4,5				4				4	-	b	c	-	-	b
9		3,5				5			4				5				3,5				5	b	-	-	-	-	b
10		3				4			3,5				4				3,5				4	b	-	-	c	-	b
11		3				3,5			3				2,5				3				3	-	a	-	a	-	c
12			4,5			5				4,5			4,5				4,5				4,5	-	a	-	a	-	-
13			4,5			4,5				4,5			5				5				5	-	b	c	c	c	-
14		2				1			2				0,5				2				0,5	-	a	-	a	-	-
15	1					3			2				3				2,5				3	b	-	c	-	-	c
16		3,5				4			2,5				4				3				4	a	-	a	-	-	c

a – model najlepszy w sensie kryterium R^2 ; b – średnia z trzech najlepszych modeli; c – średnia z dwóch najlepszych modeli; a:b – porównanie między modelami a i b, a:c – porównanie między modelami a i c; b:c – porównanie między modelami b i c; * – porównanie między modelami mfp i mfl w danej grupie (a, b, c), czarny prostokąt oznacza model lepszy, szary – modele równorzędne, # porównanie między odpowiednimi modelami mfp albo mfl, w kratce podane model lepszy, „-” modele równorzędne; 0, 1, 2, ..., 16 – oznaczenia województw jak w tabeli 2
 Źródło: opracowanie własne.

Tab. 6. Wartości rzeczywiste i estymowane na podstawie modeli z tab. 2, 3, 4, 5 liczby ofiar śmiertelnych, rannych i wypadków drogowych dla roku 2012 oraz prognozy na rok 2013

A	B	Rok	zabici						ranni						wypadki					
			a	b	c	d	e	f	a	b	c	d	e	f	a	b	c	d	e	f
0	I	2012	3571	3872	3612	3548	3591	3612	45792	45020	43857	45405	44761	44439	37046	36462	35578	37156	36399	36020
		2013		3726	3327	3239	3298	3327		42074	40452	42764	41763	41263		34328	33085	35467	34293	33707
	II	2012	3571	3803	3482	3523	3603	3643	45792	43539	44677	43575	43930	44108	37046	36552	35247	35345	35715	35900
		2013		3578	3111	3166	3285	3345		39576	41241	39624	40147	40409		34185	32262	32396	32948	33224
1	I	2012	238	215	228	206	216	221	4263	3498	3658	3423	3527	3578	3211	2548	2619	2675	2614	2583
		2013		191	210	179	193	201		3398	3609	3299	3435	3504		2462	2556	2626	2548	2509
	II	2012	238	234	215	218	222	225	4263	3300	3778	3415	3498	3539	3211	2932	2471	2630	2677	2701
		2013		222	193	198	204	208		3109	3856	3254	3406	3483		3118	2388	2619	2708	2753
2	I	2012	222	232	191	201	208	211	1486	1270	1326	1282	1293	1298	1319	1170	1216	1192	1193	1193
		2013		231	170	183	195	201		1083	1155	1100	1113	1119		1031	1093	1063	1062	1062
	II	2012	222	201	191	235	209	196	1486	1284	1256	1294	1278	1270	1319	1184	1183	1151	1173	1184
		2013		185	170	239	198	178		1112	1076	1123	1103	1094		1056	1057	1015	1043	1057
3	I	2012	241	207	224	214	215	216	1877	2022	1960	2213	2065	1991	1623	1611	1564	1769	1648	1587
		2013		178	201	189	189	190		1845	1761	2099	1902	1803		1472	1408	1682	1521	1440
	II	2012	241	219	211	222	217	215	1877	2005	2030	1993	2009	2017	1623	1597	1642	1590	1610	1620
		2013		196	185	200	194	191		1839	1876	1823	1846	1858		1467	1534	1457	1486	1500
4	I	2012	99	107	95	102	101	101	1086	946	1010	1158	1038	978	803	893	814	779	829	854
		2013		99	82	91	91	91		845	940	1148	978	893		893	783	733	803	838
	II	2012	99	109	109	107	109	109	1086	973	1060	1140	1058	1016	803	725	866	818	803	795
		2013		101	101	100	101	101		893	1024	1141	1019	958		650	852	787	763	751
5	I	2012	295	304	277	272	284	290	4844	5006	4868	4766	4880	4937	3903	4039	3954	3936	3976	3996
		2013		290	250	244	262	270		4789	4592	4438	4606	4690		3873	3751	3724	3783	3812
	II	2012	295	308	278	276	287	293	4844	4951	4974	4832	4919	4962	3903	4013	4127	4022	4054	4070
		2013		300	254	251	268	277		4749	4781	4567	4699	4765		3866	4024	3880	3923	3945
6	I	2012	253	258	254	280	264	256	4775	4944	5176	5353	5158	5060	3902	4054	4213	4226	4164	4133
		2013		243	237	277	252	240		4715	5035	5275	5008	4875		3947	4171	4193	4103	4059
	II	2012	253	284	259	261	268	272	4775	4960	5209	5110	5093	5085	3902	4228	4032	4078	4113	4130
		2013		286	246	250	261	266		4780	5161	4989	4977	4970		4230	3927	3996	4051	4079
7	I	2012	584	601	644	591	612	623	5384	5450	5272	5619	5447	5361	4509	4540	4386	4738	4555	4463
		2013		544	609	531	561	576		4938	4697	5203	4946	4818		4135	3926	4443	4168	4030
	II	2012	584	652	605	614	623	628	5384	5657	5482	5851	5663	5570	4509	4709	4567	4787	4688	4638
		2013		624	555	568	582	590		5261	5031	5511	5268	5146		4401	4212	4545	4386	4307
8	I	2012	82	93	85	99	92	89	977	884	927	973	928	906	798	747	778	815	780	763
		2013		86	76	93	85	81		806	863	923	864	835		690	733	781	735	712
	II	2012	82	96	93	88	92	95	977	894	925	960	927	910	798	755	776	804	778	765
		2013		91	87	79	86	89		826	867	913	869	847		706	736	772	738	721
9	I	2012	184	197	207	197	200	202	2247	2450	2478	2393	2441	2464	1801	1895	1988	1952	1945	1941
		2013		187	199	188	191	193		2336	2385	2255	2325	2361		1793	1937	1876	1868	1865
	II	2012	184	193	197	193	194	195	2247	2461	2456	2527	2481	2459	1801	2028	2010	2009	2015	2019
		2013		183	189	183	185	186		2375	2368	2478	2407	2372		2013	1973	1972	1986	1993
10	I	2012	131	143	134	135	137	138	970	865	846	935	882	856	767	696	728	693	706	712
		2013		135	123	125	128	129		747	720	839	769	734		610	653	606	623	631
	II	2012	131	146	142	135	141	144	970	886	865	943	898	876	767	735	713	709	719	724
		2013		142	135	126	134	138		783	753	859	798	768		669	639	634	647	654
11	I	2012	179	196	188	208	197	192	3568	3384	3598	3301	3428	3491	2763	2677	2608	2840	2708	2643
		2013		182	171	198	184	177		3244	3543	3125	3304	3394		2582	2482	2810	2625	2532
	II	2012	179	201	193	191	195	197	3568	3488	3691	3531	3570	3590	2763	2762	2896	2686	2781	2829
		2013		187	177	175	180	182		3428	3767	3488	3561	3597		2730	2959	2626	2772	2845
12	I	2012	336	310	302	309	307	306	5707	5869	5554	5562	5662	5711	4675	4820	4599	4685	4701	4709
		2013		283	272	281	278	277		5589	5170	5181	5313	5380		4605	4307	4437	4450	4456
	II	2012	336	310	309	311	310	310	5707	5696	5716	5635	5682	5706	4675	4676	4713	4666	4685	4694
		2013		285	284	287	285	285		5400	5425	5320	5382	5412		4446	4494	4432	4457	4470
13	I	2012	136	158	185	172	172	172	1713	1699	1647	1780	1709	1673	1392	1418	1366	1384	1389	1392
		2013		144	185	162	164	165		1547	1473	1660	1560	1510		1323	1252	1278	1285	1288
	II	2012	136	188	164	176	176	176	1713	1778	1767	1796	1780	1772	1392	1427	1439	1437	1435	1433
		2013		191	153	168	171	172		1670	1656	1692	1673	1663		1346	1361	1358	1355	1354

14	I	2012	145	153	156	151	154	155	2066	1843	2019	1968	1943	1931	1607	1425	1556	1542	1508	1490
		2013		141	143	138	141	142		1640	1882	1822	1781	1761		1276	1456	1449	1394	1366
	II	2012	145	153	144	179	159	149	2066	2223	2187	1987	2133	2205	1607	1686	1654	1531	1623	1670
		2013		141	130	183	151	135		2172	2127	1857	2052	2150		1644	1603	1436	1561	1624
15	I	2012	315	380	313	328	340	347	3085	2955	2741	2866	2854	2848	2565	2444	2284	2429	2386	2364
		2013		377	277	296	317	327		2485	2220	2384	2363	2352		2089	1886	2081	2019	1987
	II	2012	315	389	328	325	347	358	3085	2885	2764	2851	2833	2824	2565	2451	2482	2365	2433	2466
		2013		394	300	296	330	347		2388	2239	2353	2327	2313		2123	2173	2012	2103	2148
16	I	2012	131	131	143	153	142	137	1744	1691	1624	1889	1735	1657	1407	1402	1355	1510	1423	1379
		2013		112	127	141	127	120		1558	1466	1824	1616	1512		1302	1237	1448	1329	1270
	II	2012	131	146	148	136	144	147	1744	1682	1670	1769	1707	1676	1407	1364	1346	1398	1369	1355
		2013		135	136	121	131	136		1566	1550	1679	1598	1558		1244	1219	1286	1250	1232

A – oznaczenie regionu: 0, 1, 2, ..., 16 zgodnie z tab. 2; B – modele: I w funkcji liczby pojazdów, II w funkcji liczby ludności; a – wartości rzeczywiste, b – modele najlepsze w sensie kryterium R^2 (zdefiniowane odpowiednio w tab. 2, 3, 4); c – modele drugie w kolejności w sensie kryterium R^2 ; d – modele trzecie w kolejności w sensie kryterium R^2 ; e – średnia z modeli b, c, d; f – średnia z modeli b i c

Źródło: opracowanie własne.

BIBLIOGRAFIA

1. Adams J. G. U.: *Smeed's Law: some further thoughts*, Traffic Engineering and Control 28 (2) 1987.
2. Akgüngör A. P.: Dogan E., *An application of modified Smeed, adapted Andreassen and artificial neural network accident models to three metropolitan cities of Turkey*, Scientific Research and Essay Vol. 4 (9), 2009.
3. Chakraborty S., Roy S. K.: *Traffic accident characteristics of Kolkata*, Transport and Communications Bulletin for Asia and the Pacific No. 74, 2005.
4. *Global status report on road safety 2013. Supporting a decade of action*, World Health Organization, ISBN 978 92 4 156456 4.
5. http://www.stat.gov.pl/bdl/app/strona.html?p_name=indeks (GUS, Bank Danych Lokalnych), http://statystyka.policja.pl/portal/st/1302/76562/Wypadki_drogowe__raporty_roczne.html (KG Policji).
6. Jamroz K.: *Metoda zarządzania ryzykiem w inżynierii drogowej*, Wydawnictwa Politechniki Gdańskiej, Gdańsk 2011.
7. Koren C.: Borsos A., *Is Smeed's Law Still Valid? A World-Wide Analysis of the Trends in Fatality Rate*, Journal of Society for Transportation and Traffic Studies (JSTS) Vol. 1 2010.
8. Rogowski A.: *Number of Motor Vehicles as an Explanatory Variable in the Prediction of Traffic Incidents in Poland*, The Archives of Transport, Volume 25 (2013) (zgłoszony do druku).
9. Rogowski A.: *Analiza przydatności klasycznych modeli trendu do prognozowania liczby wypadków, rannych i zabitych w ruchu drogowym w Polsce*. Logistyka nr 3/2007 (Logistyka – nauka, materiały IV Konferencji Naukowo-Technicznej „Logitrans” – Logistyka, Systemy Transportowe, Bezpieczeństwo w Transporcie).
10. Rogowski A.: *Metody matematyczne w analizie bezpieczeństwa ruchu drogowego w Polsce*. Politechnika Radomska 2008-2011, praca badawcza nr 2598/46/B.
11. Rogowski A.: *Prognozowanie bezpieczeństwa w ruchu drogowym w Polsce*. Logistyka nr 3/2009 (Logistyka – nauka, materiały VI Konferencji Naukowo-Technicznej „Logitrans” – Logistyka, Systemy Transportowe, Bezpieczeństwo w Transporcie).
12. Rogowski A.: *Wpływ horyzontu prognozy i długości szeregu czasowego na jakość predykcji w ruchu drogowym w Polsce*. Logistyka nr 3/2012 (Logistyka – nauka, materiały IX Konferencji Naukowo-Technicznej „Logitrans” – Logistyka, Systemy Transportowe, Bezpieczeństwo w Transporcie).

13. Rogowski A.: Wykorzystanie analizy szeregów czasowych do budowy modeli i badania bezpieczeństwa systemów. Politechnika Radomska 2004-2007, praca badawcza nr 2186/46/B.
14. Rogowski Andrzej: *Analiza wrażliwości modelu potęgowego liczby zdarzeń drogowych w Polsce*, Transport Miejski i Regionalny 5 (2013), s. 33-39, ISSN 1732-5153.
15. Szymanek A.: *Teoria i metodologia zarządzania ryzykiem w ruchu drogowym*. Politechnika Radomska, Radom 2012.
16. Valli P.: *Road accident models for large metropolitan cities of India*, IATSS Research Vol. 29 No.1, 2005.
17. Zeliaś A., Pawełek B., Wanat St.: *Prognozowanie ekonomiczne. Teoria. Przykłady. Zadania*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2004.

POWER MODELS OF NUMBER OF ROAD ACCIDENTS FOR THE INDIVIDUAL VOIVODSHIPS IN POLAND

Abstract

The paper proposes a method of constructing of power models of number of road accidents in Poland as a function of the number of vehicles and population. The model assumes that the exponent of one of the powers is a spline function of time. Models have been developed for the Polish and for the individual voivodships. Developed criteria for evaluating models and made their evaluation.

Autorzy:

dr inż. **Andrzej ROGOWSKI** – Uniwersytet Technologiczno-Humanistyczny im. Kazimierza Pułaskiego w Radomiu, Wydział Transportu i Elektrotechniki, e-mail: a.rogowski@uthrad.pl.