Andrzej ROGOWSKI

JEDNOCZYNNIKOWE MODELE LICZBY OFIAR NIECHRONIONYCH UCZESTNIKÓW RUCHU W WYPADKACH DROGOWYCH W POLSCE

Streszczenie

W artykule omówiony możliwości wykorzystania klasycznych modeli trendu jako modeli jednoczynnikowych do modelowania liczby ofiar niechronionych uczestników ruchu w wypadkach drogowych w Polsce: liczby ofiar śmiertelnych, rannych i ofiar łącznie (rannych i zabitych). Jako zmienne niezależne rozpatrywano ogólną: liczbę wypadków, liczbę ofiar śmiertelnych, liczbę rannych i liczbę ofiar łącznie. W przypadku pieszych uczestników ruchu drogowego oraz liczby ofiar śmiertelnych wśród rowerzystów stwierdzono nadspodziewanie dobre dopasowanie wszystkich modeli dla wszystkich modelowanych zmiennych. W pozostałych przypadkach dopasowanie jest co najwyżej dobre, a w przypadku liczby ofiar śmiertelnych wśród motorowerzystów bardzo słabe. Jako miarę dopasowania wykorzystano współczynnik determinacji R^2.

WSTĘP

W ostatnich latach (tab. 1) obserwujemy wyraźny trend spadkowy zarówno liczby wypadków drogowych, jak i liczby ofiar wypadków drogowych (co nie oznacza że zawsze z roku na rok liczby wypadków i ofiar maleją). W stosunku do roku 1997, w którym zanotowano najwyższe liczby wypadków i ofiar wypadków drogowych, w roku 2014 zanotowano mniej o 41% wypadków, 56% ofiar śmiertelnych wypadków i 49% ofiar rannych, jednak nadal liczby te, jak i wskaźniki względne liczone np. na 100 tys. mieszkańców – szczególnie ofiar wypadków drogowych i ciężkości wypadków – należą do największych w Unii Europejskiej. Spadek liczby wypadków i liczby ofiar wypadków niewątpliwie ma istotny związek z rozbudową infrastruktury drogowej, zmianami przepisów ruchu drogowego i różnego rodzaju szkoleniami i akcjami uświadamiającymi.

Wśród uczestników ruchu drogowego wyróżnia się grupę tzw. niechronionych uczestników ruchu drogowego. Zalicza się do nich pieszych, rowerzystów, motorowerzystów i motocyklistów. Wyróżnikiem tej grupy jest zasadniczo brak biernych środków ochrony (niezwiązanych z infrastrukturą drogową). Jednakowe traktowanie wszystkich tych uczestników jako jedną (jednolitą) grupę użytkowników dróg budzi szereg wątpliwości autora (dyskusję na ten temat zob. [1]), dlatego też każda z tych grup rozpatrywana będzie osobno. Ma to uzasadnienie również w zdecydowanie różnym charakterze zachowań, czego widocznym przejawem są istotne różnice w tendencjach zmian liczby ofiar wypadków drogowych.

Istnieje wiele różnych modeli jedno- i wieloczynnikowych liczby wypadków i ofiar wypadków wykorzystujących różne wielkości jako zmienne niezależne (dyskusję i podstawową literaturę na ten temat zob. [4]). Jednymi z najprostszych są modele trendu. Podstawową ich zaletą jest prostota predykcji – brak konieczności szacowania wartości zmiennej niezależnej.

W niniejszym artykule podjęto próbę powiązania (określenia zależności) liczby wypadków i ofiar wypadków wyróżnionych grup uczestników ruchu drogowego od ogólnej liczby wypadków i ofiar w ruchu drogowym w Polsce. Podobnym zagadnieniem zajmowali się autorzy pracy [1]. Jednak tam istotą było badanie losowości lub wyznaczenie trendów w czasie stosunku wypadków i ofiar wypadków wyróżnionych grup uczestników ruchu drogowego do ogólnej liczby wypadków i ofiar – zmienną objaśniającą był więc czas, a modele nie podawały wprost liczby wypadków i ofiar wypadków. Tutaj analizowane modele będą estymowały wartości zmiennych objaśnianych dla podanych wartości zmiennej objaśniającej. Prognozowanie w okresach przyszłych jest możliwe po uzyskaniu prognozy wartości zmiennej objaśniającej.

Tab. 1. *Wypadki i ofiary wypadków drogowych w Polsce w latach 2001-2014 (opracowanie własne na podstawie [3], [5]).*

Rok	Wypadki ogółem	Ofiary wypadków drogowych w Polsce w latach 2001-2014 w ujęciu rocznym														
		Ogółem			Piesi			Rowerzyści			Motorowerzyści			Motocykliści		
		zabici	ranni	razem	zabici	ranni	razem	zabici	ranni	razem	zabici	ranni	razem	zabici	ranni	razem
2001	53799	5534	68194	73728	1866	18323	20189	610	6394	7004	63	810	873	159	1528	1687
2002	53559	5827	67498	73325	1987	17651	19638	681	6696	7377	59	937	996	167	1562	1729
2003	51078	5640	63900	69540	1878	16578	18456	647	6581	7228	54	927	981	145	1444	1589
2004	51069	5712	64661	70373	1986	16039	18025	691	6107	6798	51	963	1014	181	1391	1572
2005	48100	5444	61191	66635	1756	14846	16602	603	5566	6169	53	962	1015	157	1290	1447
2006	46876	5243	59123	64366	1802	14034	15836	509	5349	5858	57	1150	1207	164	1428	1592
2007	49536	5583	63224	68807	1951	14798	16749	498	4530	5028	59	1621	1680	215	1781	1996
2008	49054	5437	62097	67534	1882	13912	15794	433	4494	4927	87	2222	2309	262	2270	2532
2009	44196	4572	56046	60618	1467	12025	13492	371	3926	4297	68	2223	2291	290	2297	2587
2010	38832	3907	48952	52859	1236	10580	11816	280	3494	3774	83	1886	1969	259	2161	2420
2011	40065	4189	49501	53690	1408	10319	11727	313	4118	4431	87	2176	2263	292	2439	2731
2012	37046	3571	45792	49363	1157	9694	10851	300	4135	4435	82	1989	2071	261	2186	2447
2013	35847	3357	44059	47416	1140	8802	9942	304	4144	4448	62	1921	1983	253	2075	2328
2014	34970	3202	42545	45747	1116	8398	9514	286	4270	4556	71	1866	1937	237	2233	2470

1. METODYKA I OMÓWIENIE WYNIKÓW BADAŃ

1.1. Dane statystyczne i metodyka badań

Ze względu na dostępność wszystkich danych wykorzystano dane z lat 2001-2014. Analizie poddano zależność liczby ofiar śmiertelnych, rannych i ofiar łącznie (rannych i zabitych) pieszych, rowerzystów, motorowerzystów i motocyklistów w wypadkach drogowych w Polsce w funkcji ogólnej liczby wypadków, liczby ofiar śmiertelnych, rannych i ofiar łącznie – rysunki 1, 2, 3, 4. Nie analizowano liczby wypadków w poszczególnych kategoriach uczestników ruchu drogowego w funkcji ww. zmiennych, gdyż autor nie dysponował dostateczną liczbą danych (zbyt krótki szereg czasowy do analizy statystycznej). Należy pamiętać, że wśród ofiar wypadków z udziałem motocyklistów i motorowerzystów znajdują się również pasażerowie motocykli i motorowerów (w przypadku rowerzystów w danych policji nie wyróżniono takiej kategorii). Dane statystyczne zawiera tabela 1.

Analizowano modele w postaci klasycznych modeli trendu – liniowego i „sprowadzalnych" do modeli liniowych zastępując zmienną czasu odpowiednio ogólną liczbą wypadków, liczbą ofiar śmiertelnych, rannych i ofiar łącznie jako zmienną objaśniającą. Postaci (i nazwy) wykorzystanych modeli trendu przedstawione w tabeli 2 zaczerpnięto z [6].

Tab. 2. *Równania klasycznych modeli trendu [6]*

Nazwa	Równanie
liniowy	$y = ax + b$
wykładniczy	$y = ae^{bx}$
potęgowy	$y = ax^{b}$
logarytmiczny	$y = a + b\ln x$
hiperboliczny I	$y = a + \frac{b}{x}$
hiperboliczny II	$y = \frac{1}{a + bx}$
hiperboliczny III	$y = \frac{x}{a + bx}$
log-hiperboliczny	$y = e^{a+\frac{b}{x}}$

Parametry modeli wyznaczane są metodą największej wiarogodności, przy czym w przypadku modeli nieliniowych przekształcane są do modeli liniowych (zmienne objaśniające lub objaśniane zgodnie z transformatami w [6]) i wyznaczane parametry transformowanego modelu liniowego. Dla wszystkich 384 modeli (12 zmiennych objaśnianych x 4 zmienne objaśniające x 8 modeli) obliczono współczynnik korelacji liniowej oraz współczynnik determinacji. Na rysunkach 1-4 zaznaczono krzywe regresji liniowej (model liniowy) wraz z równaniem i wartością współczynnika determinacji.

Współczynnik R^2 – współczynnik determinacji jest podstawową miarą dopasowania modelu do danych rzeczywistych. Wykorzystuje sie dwie definicje współczynnika determinacji określone równaniami:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{n}(y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^{n}(y_i - \bar{y})^2} \tag{1}$$

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^{n}(y_i - \bar{y})^2} \tag{2}$$

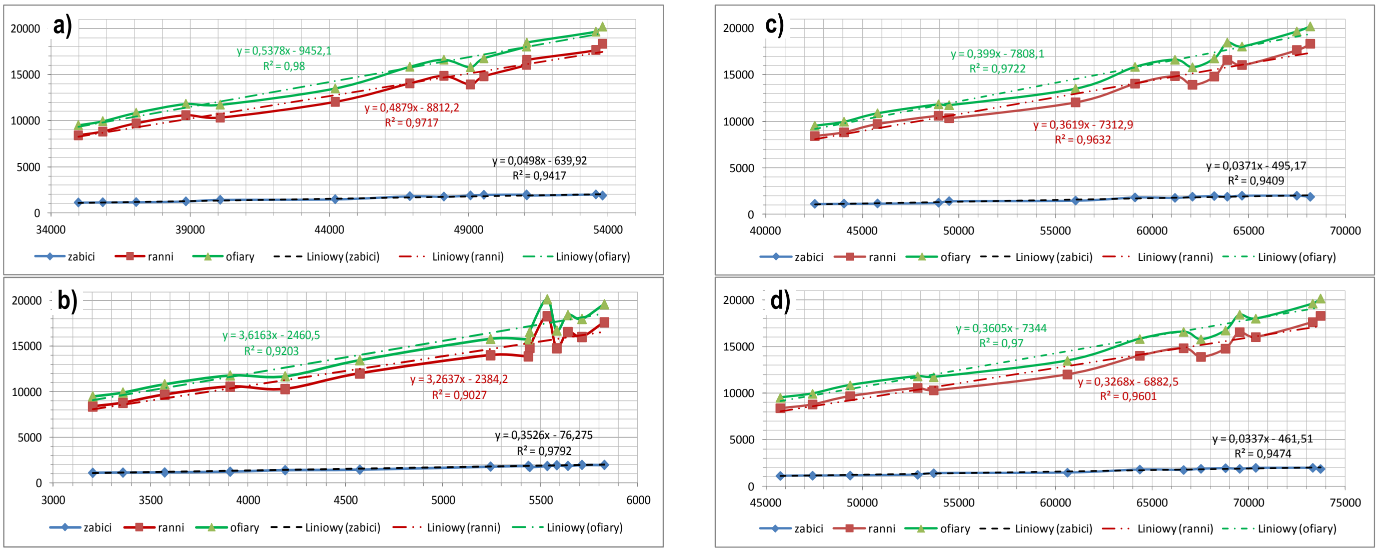
gdzie
y_i – wartość rzeczywista
$\bar{y}$ – wartość średnia z wartości rzeczywistych
$\hat{y}_i$ – wartość estymowana

W przypadku modelu liniowego, gdy parametry modelu wyznaczone metodą najmniejszych kwadratów, oba te wzory są równoważne i współczynnik determinacji jest równy kwadratowi współczynnika korelacji liniowej. Jednak w przypadku ogólnym definicje te nie są równoważne. Współczynnik R^2 obliczany ze wzoru (1) przyjmuje wartości nie większe niż 1 ale może być ujemny, obliczany ze wzoru (2) jest nieujemny ale może przyjmować wartości większe niż 1. W niniejszej pracy wykorzystywany jest współczynnik determinacji określony wzorem (1).

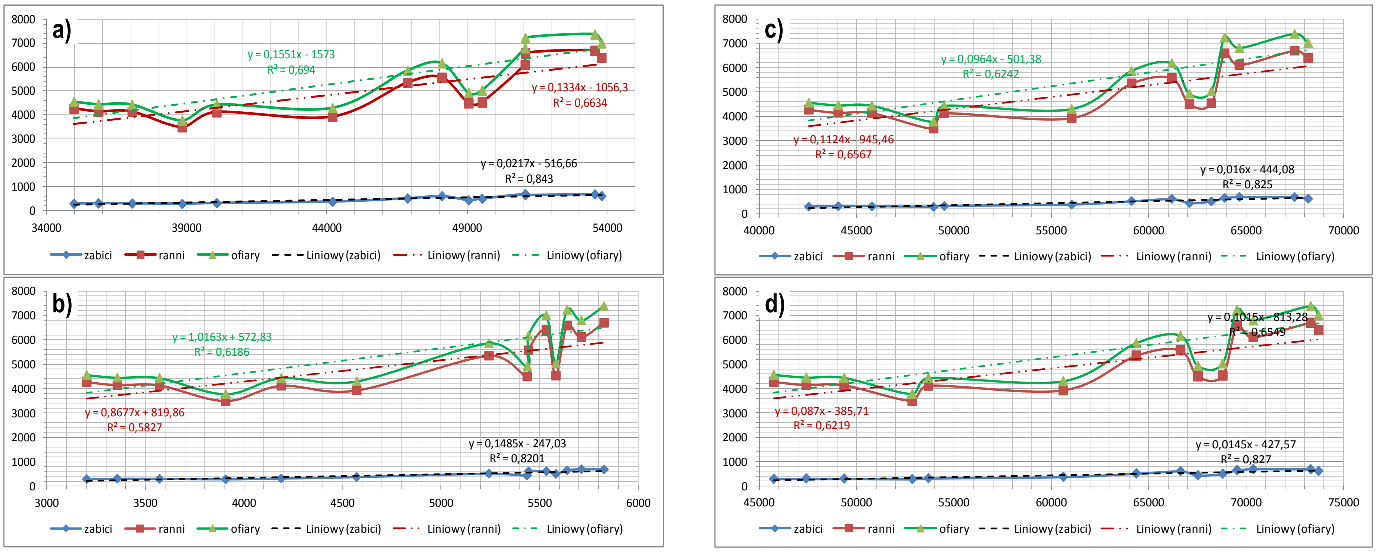
Należy zwrócić uwagę, że współczynnik determinacji modelu nieliniowego i odpowiadający mu model liniowy (model nieliniowy transformowany do modelu liniowego) mają na ogół różną wartość. Stąd dla modeli wybranych jako najlepsze, obliczono również współczynnik determinacji modelu w postaci nieliniowej. Jako najlepsze wybrano te modele, dla których w postaci liniowej współczynnik determinacji był największy. Jeśli był to model transformowany z modelu nieliniowego, parametry modelu nieliniowego uzyskiwano poprzez transformaty odwrotne. W niektórych przypadkach podawano dwa modele, gdy różnice w wartości współczynnika determinacji były minimalne. W tabeli 3 przedstawiono najlepiej dopasowane modele (wg podanych kryteriów) wraz ze współczynnikami korelacji liniowej zmiennych objaśniającej i objaśnianej (w postaciach nietransformowanych) oraz dwa współczynniki determinacji (dla modelu nieliniowego – jeśli taki był wykorzystany i modelu po transformacji do postaci liniowej).

Z rysunków 1-4 widać, dla wszystkich badanych zmiennych i dla wszystkich zmiennych objaśniających, inny charakter zmian dla dużych wartości zmiennej objaśniającej i inny dla małych wartości. W przypadku dużych wartości zmiennej objaśniającej (co nie oznacza większych wartości zmiennej objaśnianej, jednak na ogol są to wartości odpowiadające okresowi 2001-2007) zmienność zmiennej modelowanej jest zdecydowanie większa niż w przypadku wartości mniejszych. W związku z tym podzielono obszar zmienności zmiennych objaśniających na dwa obszary – dla ujednolicenia podzielono dane empiryczne na dwa zbiory po siedem wartości dla każdego zbioru po uporządkowaniu relacją mniejszości ze względu na zmienną objaśniającą, a następnie dokonano estymacji parametrów modeli (z tab. 2) i obliczono miary dopasowania jak wyżej (analizowano 768 modeli). Wybrano (w większości) te modele (dla danej zmiennej objaśnianej, dla każdego zakresu zmiennych objaśniających oddzielnie), dla których współczynnik determinacji był najwyższy. Następnie utworzono jeden model (jako funkcja sklejana, nazwany modelem dwurównaniowym) i dla takiego modelu obliczono współczynnik determinacji (oczywistym jest, że model taki nie jest na ogół sprowadzalny do postaci liniowej). Niestety nie zawsze taki wybór był możliwy. Warunkiem „sklejenia" funkcji jest, by funkcje były funkcjami tej samej zmiennej. Stąd należało wybrać takie modele, dla których zmienna objaśniająca jest taka sama – dla tej samej zmiennej objaśnianej (oczywiście dla różnych zmiennych objaśnianych mogą to być różne zmienne objaśniające). W takim przypadku wybierano tak modele, by przynajmniej dla jednego zakresu zmiennej objaśniającej model miał najlepsze dopasowanie, lub dopasowanie wybranych modeli różniło się nieznacznie od dopasowań najlepszych (niestety istotne jest w tym przypadku poleganie na intuicji i doświadczeniu badacza). W kilku przypadkach podano dwa „konkurencyjne" modele. Równania wybranych modeli wraz ze współczynnikiem korelacji liniowej i współczynnikiem determinacji podano w tabeli 4. Równania te „pomijają" wartości zmiennej objaśniającej (pomiędzy 7 a 8 wartością empiryczną). Dla tych wartości można zastosować średnią ważoną postaci:

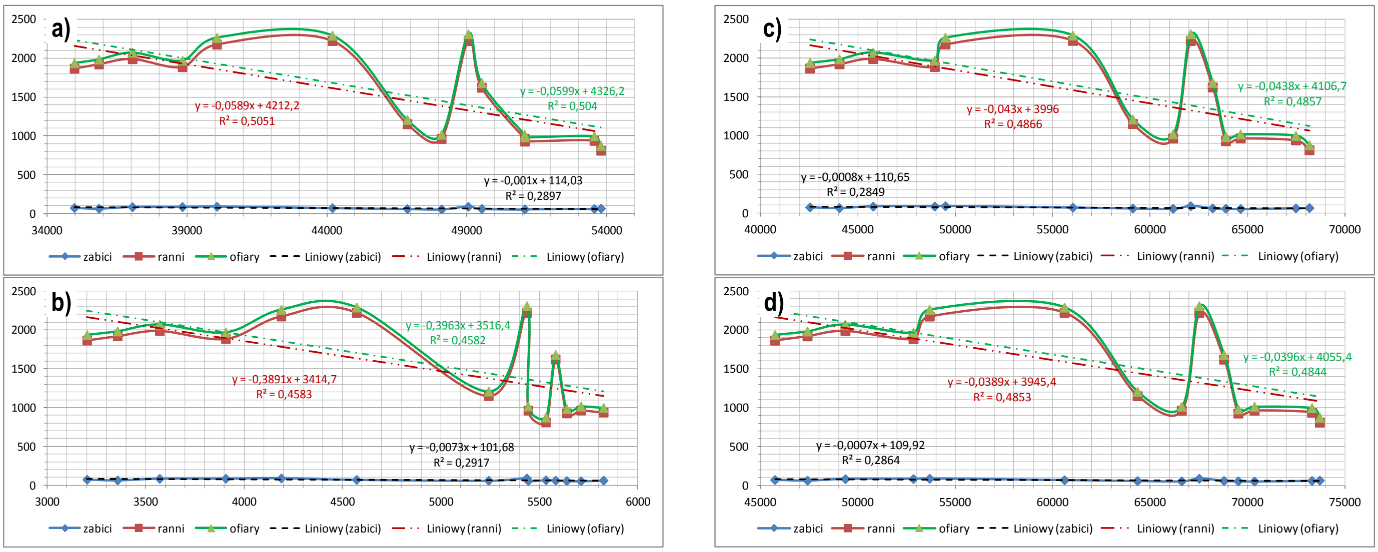
$$f(x) = f_1(x)\frac{b-x}{b-a} + f_2(x)\frac{x-a}{b-a},\ x \in [a,b] \tag{3}$$



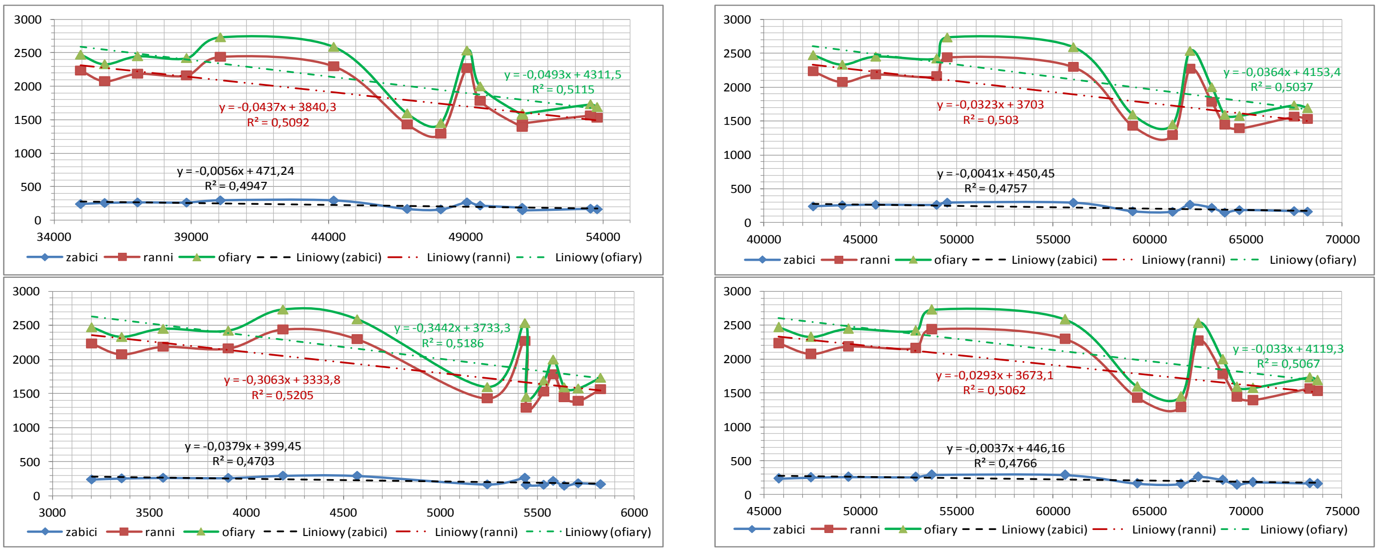
***Rys. 1.** Liczba pieszych zabitych, rannych i ofiar łącznie w wypadkach drogowych w Polsce w latach 2001-2014 w funkcji: a) liczby wypadków drogowych, b) liczby zabitych, c) liczby rannych, d) liczby ofiar łącznie wraz z wykresami trendu liniowego. Opracowanie własne na podstawie tabeli 1.*



***Rys. 2.** Liczba rowerzystów zabitych, rannych i ofiar łącznie w wypadkach drogowych w Polsce w latach 2001-2014 w funkcji: a) liczby wypadków drogowych, b) liczby zabitych, c) liczby rannych, d) liczby ofiar łącznie wraz z wykresami trendu liniowego. Opracowanie własne na podstawie tabeli 1.*



***Rys. 3.** Liczba motorowerzystów zabitych, rannych i ofiar łącznie w wypadkach drogowych w Polsce w latach 2001-2014 w funkcji: a) liczby wypadków drogowych, b) liczby zabitych, c) liczby rannych, d) liczby ofiar łącznie wraz z wykresami trendu liniowego. Opracowanie własne na podstawie tabeli 1.*



Rys. 4. *Liczba motocyklistów zabitych, rannych i ofiar łącznie w wypadkach drogowych w Polsce w latach 2001-2014 w funkcji: a) liczby wypadków drogowych, b) liczby zabitych, c) liczby rannych, d) liczby ofiar łącznie wraz z wykresami trendu liniowego. Opracowanie własne na podstawie tabeli 1.*

Tab. 3. *Jednorównaniowe jednoczynnikowe modele liczby ofiar niechronionych uczestników ruchu w wypadkach drogowych w Polsce oparte na modelach trendu (opracowanie własne)*

Zmienna zależna		Zmienna niezależna	Równanie	Miary dopasowania*
Piesi	zabici	zabici	$y = \dfrac{1}{0{,}001407 + 0{,}0000001578x}$	0,9895 0,9864 0,9801
			$y = 515{,}360e^{0{,}0002333260x}$	0,9895 0,9864 0,9844
	ranni	ranni	$y = \dfrac{x}{6{,}946193 - 0{,}000045x}$	0,9814 0,9845 0,9743
		wypadki	$y = \dfrac{x}{6{,}019479 - 0{,}000045x}$	0,9857 0,9840 0,9816
	ofiary	wypadki	$y = \dfrac{x}{5{,}283405 - 0{,}00005566997x}$	0,9900 0,9886 0,9871
Rowerzyści	zabici	wypadki	$y = \dfrac{1}{0{,}007740 - 0{,}0000001179x}$	0,9182 0,9078 0,8316
	ranni	wypadki	$y = 1477{,}734e^{0{,}0000263667x}$	0,8145 0,6650 0,6923
	ofiary	wypadki	$y = 1484{,}570e^{0{,}0000281974x}$	0,8331 0,7006 0,7237
Motorowerzyści	zabici	zabici	$y = \dfrac{1}{0{,}007217 + 0{,}000001717x}$	-0,5401 0,3446 0,2443
	ranni	wypadki	$y = \dfrac{1}{-0{,}000754 + 0{,}0000000330x}$	-0,7107 0,5727 0,2736
	ofiary	wypadki	$y = \dfrac{1}{-0{,}000672 + 0{,}0000000304x}$	-0,7099 0,5715 0,2889
Motocykliści	zabici	wypadki	$y = \dfrac{1}{-0{,}001138 + 0{,}0000001330x}$	-0,7033 0,5117 0,4067
			$y = 10005{,}028e^{-0{,}0000416902x}$	-0,7033 0,5084 0,4620
	ranni	zabici	$y = 4108{,}305e^{0{,}0001695642x}$	-0,7215 0,5218 0,4924
	ofiary	zabici	$y = 4613{,}485e^{-0{,}0001708197x}$	-0,7201 0,5220 0,4892

* Miary dopasowania w kolejności: współczynnik korelacji liniowej, współczynnik determinacji R^2 dla modelu przekształconego do postaci liniowej, współczynnik determinacji liniowej R^2

Tab. 4. *Dwurównaniowe jednoczynnikowe modele liczby ofiar niechronionych uczestników ruchu w wypadkach drogowych w Polsce oparte na modelach trendu (opracowanie własne)*

Zmienna zależna		*Zmien-na niezależ-na*	*Równanie*	*Miary dopaso-wania*
Piesi	*zabici*	*zabici*	$y = \begin{cases} \dfrac{1}{0{,}001461 - 0{,}0000001723x}, & x \leq 5243 \\ 4484 - \dfrac{14448535{,}4}{x}, & x \geq 5437 \end{cases}$	0,9895 0,9868
	ranni	*wypadki*	$y = \begin{cases} 0{,}000415x^{1{,}609749}, & x \leq 46876 \\ 0{,}696938x - 19443, & x \geq 48100 \end{cases}$	0,9857 0,9830
		ofiary	$y = \begin{cases} \dfrac{x}{7{,}061601 - 0{,}0000365689x}, & x \leq 64366 \\ 0{,}552118x - 22623, & x \geq 66635 \end{cases}$	0,9850 0,9809
	ofiary	*wypadki*	$y = \begin{cases} 0{,}000499x^{1{,}603685}, & x \leq 46876 \\ 0{,}714756x - 18448, & x \geq 48100 \end{cases}$	0,9900 0,9872
		ofiary	$y = \begin{cases} \dfrac{x}{6{,}216823 - 0{,}0000314966x}, & x \leq 64366 \\ y = 0{,}567366x - 21789, & x \geq 66635 \end{cases}$	0,9849 0,9854
Rowerzyści	*zabici*	*zabici*	$y = \begin{cases} \dfrac{1}{0{,}005883 - 0{,}0000007002x}, & x \leq 5243 \\ 3309 - \dfrac{15183390{,}57}{x}, & x \geq 5437 \end{cases}$	0,9056 0,8984
	ranni	*wypadki*	$y = \begin{cases} 0{,}065496x + 1606, & x \leq 46876 \\ -169910 + 16211{,}51 \ln x, & x \geq 48100 \end{cases}$	0,8145 0,7605
	ofiary	*wypadki*	$y = \begin{cases} 0{,}081708x + 1300, & x \leq 46876 \\ -183008 + 17475{,}1 \ln x, & x \geq 48100 \end{cases}$	0,8092 0,7757
Motorowerzyści	*zabici*	*zabici*	$y = \begin{cases} \dfrac{1}{0{,}009129 + 0{,}0000012231x}, & x \leq 46876 \\ -173 + \dfrac{1310558}{x}, & x \geq 48100 \end{cases}$	-0,5401 0,3460
	ranni	*wypadki*	$y = \begin{cases} \dfrac{1}{-0{,}000172 + 0{,}0000000183x}, & x \leq 46876 \\ \dfrac{1}{-0{,}003153 + 0{,}0000000803x}, & x \geq 48100 \end{cases}$	-0,7107 0,4838
	ofiary	*wypadki*	$y = \begin{cases} \dfrac{1}{-0{,}000147 + 0{,}0000000171x}, & x \leq 46876 \\ \dfrac{1}{-0{,}002780 + 0{,}0000000720x}, & x \geq 48100 \end{cases}$	-0,6966 0,4834
Motocykliści	*zabici*	*wypadki*	$y = \begin{cases} \dfrac{1}{0{,}0000154 + 0{,}0000001034x}, & x \leq 46876 \\ -0{,}008234x + 603, & x \geq 48100 \end{cases}$	-0,7033 0,4700
	ranni	*zabici*	$y = \begin{cases} \dfrac{1}{0{,}000141 + 0{,}0000000859x}, & x \leq 46876 \\ y - 0{,}802594x + 61013, & x \geq 48100 \end{cases}$	-0,7215 0,4888
	ofiary	*zabici*	$y = \begin{cases} \dfrac{1}{0{,}000128 + 0{,}0000000763x}, & x \leq 46876 \\ -3421 + \dfrac{29163442{,}77}{x}, & x \geq 48100 \end{cases}$	-0,7201 0,4886

* Miary dopasowania w kolejności: współczynnik korelacji liniowej, współczynnik determinacji liniowej R^2

1.2. Omówienie wyników badań

Zasadniczy wniosek, jaki nasuwa się po analizie współczynników determinacji (modeli po sprowadzeniu do postaci liniowych), to fakt, że najlepsze dopasowanie – poza trzema przypadkami na 144 – pomiędzy zmienną objaśniającą a objaśnianą występuje dla tej pary, dla której współczynnik korelacji liniowej co do wartości bezwzględnej jest największy. Odstępstwa występują w przypadku:

1) pieszych rannych (najlepsze dopasowanie w układzie ranni-ranni, najsilniejsza zależność liniowa ranni-wypadki),
2) pieszych ofiar wypadków – dla „małych" wartości zmiennej objaśniającej (najlepsze dopasowanie w układzie ofiary-ofiary, najsilniejsza zależność liniowa ofiary-zabici),
3) rowerzystów ofiar śmiertelnych – dla „małych" wartości zmiennej objaśniającej (najlepsze dopasowanie w układzie zabici-wypadki, najsilniejsza zależność liniowa zabici-zabici).

Jednak i w tych przypadkach dla par, dla których współczynnik korelacji liniowej jest najwyższy, wybrane modele należą do najlepiej dopasowanych.

Piesi

Piesi stanowią największą grupę wśród niechronionych uczestników ruchu drogowego, stanowiąc ok. 1/3 ofiar wypadków drogowych. Stąd modelowanie liczby wypadków i ofiar wypadków dla tej grupy użytkowników ruchu drogowego ma szczególne znaczenie. Niezwykle wysoka zależność liniowa liczby ofiar wypadków drogowych (wszystkich rozpatrywanych kategorii) tej grupy uczestników ruchu od wszystkich rozpatrywanych zmiennych objaśniających jest zaskakująca. Najsilniejsza zależność występuje: dla liczby rannych i łącznej liczby ofiar od liczby wypadków, a dla liczby ofiar śmiertelnych od łącznej liczby ofiar śmiertelnych – jednocześnie między łączną liczbą ofiar śmiertelnych wypadków drogowych (w Polsce) a liczbami rannych i łączną ofiar wśród pieszych uczestników wypadków jest najmniejsza. Do modelowania (model jednorównaniowy) można wykorzystać model hiperboliczny III z liczbą wypadków jako zmienną objaśniającą, również dla liczby ofiar śmiertelnych – współczynnik determinacji (dla modelu transformowanego do postaci liniowej) wynosi 0,9622 i należy do najwyższych spośród wszystkich rozpatrywanych modeli (najwyższy dla tej zmiennej objaśniającej). Również model liniowy z liczbą wypadków jako zmienną objaśniającą wykazuje doskonałe dopasowanie (dla: ofiar zabitych – 0,9417, rannych – 0,9717, ofiar łącznie – 0,9800; dla układu zmiennych zabici-zabici – 0,9792). Stąd nie dziwi fakt, że w modelach dwurównaniowych wykorzystywany był model liniowy.

Rowerzyści

W grupie rowerzystów również obserwujemy silną zależność liniową, również dla wszystkich układów zmienna objaśniana-zmienna objaśniająca, choć istotnie słabszą niż w przypadku pieszych uczestników ruchu drogowego. Najsilniejsza zależność występuje w przypadku liczby ofiar śmiertelnych – dla wszystkich czterech zmiennych objaśniających współczynnik korelacji liniowej przekracza wartość 0,9, a najlepsze dopasowanie modelu jednorównaniowego uzyskano dla modelu hiperbolicznego II (po transformacji do postaci liniowej). Zmienną objaśnianą najsilniej związaną liniowo ze zmiennymi objaśniającymi jest liczba wypadków, jednak dla liczby rannych pieszych i ofiar pieszych łącznie tylko nieznacznie przekracza wartość 0,8, a najlepsze dopasowanie modelu jednorównaniowego uzyskano dla modeli wykładniczych w przypadku liczby rannych i ofiar łącznie oraz hiperbolicznego II dla liczby zabitych. Model wykładniczy tylko nieznacznie ustępuje modelowi hiperbolicznemu II (i hiperbolicznemu III), tak więc można model wykładniczy wykorzystać do modelowania wszystkich trzech zmiennych objaśnianych. Jeśli porównamy współczynnik determinacji tych (trzech) modeli nietransformowanych do postaci liniowej, to zasadniczo są one porównywalne ze współczynnikiem determinacji modeli liniowych (szczególnie liczby ofiar śmiertelnych) i można je (wszystkie – liniowe i nieliniowe) ocenić jako dostatecznie lub dobrze dopasowane. Uzyskane modele dwurównaniowe poprawiają dopasowanie, w stosunku do modeli liniowych istotnie, można je zaliczyć do modeli dobrze dopasowanych. W przypadku liczby ofiar śmiertelnych zmieniono zmienną objaśniającą z liczby wypadków na liczbę ofiar śmiertelnych.

Motorowerzyści

Dla modelowania liczby ofiar w grupie motorowerzystów zarówno dla modeli jedno, jak i dwurównaniowych najlepsze dopasowanie daje wykorzystanie modelu hiperbolicznego II (dla liczby ofiar śmiertelnych w modelu dwurównaniowym również model hiperboliczny I). W obu przypadkach wykorzystano jako zmienną objaśniającą liczbę ofiar śmiertelnych dla zmiennej objaśnianej – liczba ofiar śmiertelnych, a w pozostałych przypadkach liczbę wypadków. Siłę zależności liniowej, która jest ujemna, można określić jako średnią – najsłabsza w przypadku liczby ofiar śmiertelnych i wynosi co do wartości bezwzględnej ok. 0,54. Dopasowanie większości rozpatrywanych modeli można określić jako niedostateczne (by nie powiedzieć dyskwalifikujące). Tylko najlepiej dopasowane modele dla liczby ofiar rannych i ofiar łącznie można zaliczyć do słabo dopasowanych (współczynnik determinacji na poziomie 0,57, jednak dla modeli nietransformowanych do postaci liniowej mniej niż 0,3). Modele dwurównaniowe zwiększają wartość współczynnika determinacji najlepszych modeli jednorównaniowych (nietransformowanych do postaci liniowej) o ok. 0,2 ale i tak nie przekracza on wartości 0,49. Dyskwalifikuje to raczej możliwość praktycznego wykorzystania rozpatrywanych modeli.

Motocykliści

Podobnie jak dla grupy motorowerzyści, współczynnik korelacji liniowej dla grupy motocykliści jest ujemny, przy czym wartości bezwzględne są wyższe we wszystkich kategoriach ofiar i wszystkich zmiennych objaśniających. Istotnie wyższe są w przypadku liczby zabitych (w stosunku do liczby zabitych w grupie motorowerzystów) – o ok. 0,15 i kształtują się w granicach 0,685-0,704, a dla pozostałych układów zmiennych w granicach 0,0,709-0,722. W przypadku liczby ofiar śmiertelnych (wśród motocyklistów) najsilniejsza zależność liniowa występuje w stosunku do liczby wypadków drogowych, dla pozostałych badanych zmiennych w stosunku do liczby ofiar śmiertelnych wypadków drogowych (odwrotnie więc niż w przypadku grupy motorowerzyści). Współczynnik determinacji (modeli transformowanych do postaci liniowej) we wszystkich układach zmienna objaśniana-zmienna objaśniająca przekracza wartość 0,4 (w większości 0,45) ale tylko 19 razy nieznacznie wartość 0,5 (w tym dla 16 modeli wykładniczych i liniowych dla zmiennych objaśniających ranni i ofiary łącznie). Trudno jednak uznać te wartości za dostateczne. Model wykładniczy można uznać za najlepszy w przypadku grupy motocykliści. W przypadku modeli dwurównaniowych nie ulegają zmianie zmienne objaśniające. Dla mniejszych wartości zmiennych objaśniających wykorzystywany jest model hiperboliczny II, dla większych model liniowy i w przypadku łącznej liczby ofiar motocyklistów hiperboliczny I. Wartości miary dopasowania nie różnią się istotnie od miar dopasowania dla modeli jednorównaniowych (nietransformowanych do postaci liniowej; w stosunku do modelu liniowego są nawet mniejsze). Tak więc rozpatrywane modele, choć lepiej dopasowane niż w przypadku motorowerzystów, trudno uznać za przydatne do prognozowania.

PODSUMOWANIE

Spośród zmiennych objaśniających dla modeli jednorównaniowych (uwzględniając modele alternatywne – 15 modeli) najczęściej występuje liczba wypadków – dziewięciokrotnie i liczba ofiar śmiertelnych – czterokrotnie (ponadto jednokrotnie liczba rannych), a jako model występują: model wykładniczy i model hiperboliczny II – sześciokrotnie, model hiperboliczny III – trzykrotnie. W przypadku modeli dwurównaniowych (14 modeli) jako zmienna objaśniająca występuje najczęściej liczba wypadków – siedmiokrotnie i liczba ofiar śmiertelnych – pięciokrotnie (ponadto dwukrotnie liczba ofiar). Występuje dużo większe zróżnicowanie wykorzystywanych postaci modeli (6 postaci na 28 równań) Dominują modele hiperboliczne (dziesięciokrotnie hiperboliczny II, czterokrotnie hiperboliczny I i dwukrotnie hiperboliczny III) oraz liniowy – ośmiokrotnie (ponadto dwukrotnie potęgowy i logarytmiczny). Zwraca uwagę niewystępowanie modelu wykładniczego, który był często stosowany w modelach jednorównaniowych. Modele dwurównaniowe w przypadku pieszych i motocyklistów nie wnoszą istotnej jakości dopasowania (dla pieszych nieznaczna poprawa, dla motocyklistów nieznaczne pogorszenie), w przypadku rowerzystów współczynnik determinacji wzrasta o ok. 0,05 a motorowerzystów o ok. 0,1. Zasadniczo wszystkie modele dwurównaniowe dla pieszych i motocyklistów można, bez utraty dużej jakości dopasowania, zastąpić jednorównaniowymi modelami liniowymi. Dla motocyklistów i motorowerzystów miary dopasowania zarówno modeli jednorównaniowych, jaki i dwurównaniowe są niezadowalające i zasadniczo modele te nie są przydatne w modelowaniu – statystyka wskazuje iż wypadkogenność zachowań motocyklistów i motorowerzystów jest zdecydowanie bardziej złożona niż w przypadku pieszych i zachodzi konieczność poszukiwania złożonych modeli wieloczynnikowych. W przypadku pieszych wszystkie modele wykazują zaskakująco dobre dopasowanie, również dla rowerzystów modele dwurównaniowe można uznać za dobrze dopasowane – szczególnie liczby ofiar śmiertelnych. Należy jednak pamiętać, że wykorzystanie przedstawionych modeli do prognozowania jest uzależnione od możliwości precyzyjnego prognozowania zmiennej objaśniającej. Istotnym wynikiem jest, co wynika ze współczynnika korelacji liniowej, że dla pieszych i rowerzystów liczba ofiar (we wszystkich trzech kategoriach) jest funkcją rosnąca zmiennych objaśniających (wszystkich czterech), a w przypadku motorowerzystów i motocyklistów funkcją malejącą. Konstatacja ta skutkować winna szczególnie wzmożonymi działaniami na rzecz bezpieczeństwa tych uczestników ruchu drogowego. Podkreślenia wymaga też fakt, że w 48 rozpatrywanych przypadkach ustalonych układów zmienna objaśniana-zmienna objaśniająca współczynnik determinacji modelu wykładniczego należało do najwyższych – w 27 przypadkach tylko jeden model miał wyższy wskaźnik dopasowania, a w 9 przypadkach dla modelu wykładniczego był najwyższy, przy czym w grupach motorowerzyści i motocykliści dotyczy to wszystkich badanych układów (w tym 2 razy najwyższy).

BIBLIOGRAFIA

1. Dębowska-Mróz M., Rogowski A., *Niechronieni uczestnicy ruchu drogowego – ofiary wypadków drogowych w Polsce,* TTS Technika Transportu Szynowego 12/2015..
2. GUS, Bank danych lokalnych, http://stat.gov.pl/bdl/
3. Ministerstwo Infrastruktury, Sekretariat Krajowej Rady Bezpieczeństwa Ruchu Drogowego, *Stan bezpieczeństwa na polskich drogach w 2010 roku – Zagrożenia niechronionych uczestników ruchu*, Warszawa 2011.
4. Rogowski Andrzej, *Analiza wrażliwości modelu potęgowego liczby zdarzeń drogowych w Polsce*, Transport Miejski i Regionalny 5 (2013),
5. www.statystyka.policja.pl/st/ruch-drogowy/76562,Wypadki-drogowe-raporty-roczne.html.
6. Zeliaś A., Pawełek B., Wanat S., *Prognozowanie ekonomiczne. Teoria-Przykłady-Zadania*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2003.

UNIVARIATE MODELS THE NUMBER OF VICTIMS UNPROTECTED TRAFFIC PARTICIPANTS IN ROAD ACCIDENTS IN POLAND

Abstract

The article discusses the possibilities of using classical models trend as univariate models for modeling the number of vulnerable road casualties in road accidents in Poland: the number of deaths, injuries and the victims in total (dead and injured). As a general independent variables were considered: the number of accidents, number of deaths, the number of injuries and the number of victims in total. For pedestrians of traffic and the number of fatalities among cyclists it was found surprisingly good fit all models for all modeled variables. In other cases, the fit is at most good, and in the case of fatalities among motorcyclists very weak. As far as matching used the coefficient of determination R^2.

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