ZESZYTY NAUKOWE POLITECHNIKI ŚLĄSKIEJ 2004
Seria: TRANSPORT z. 52 Nr kol. 1621

Jolanta ŻUROWSKA[1]

WSPÓŁCZYNNIK ZGODNOŚCI I JEGO ZASTOSOWANIE W PROGNOZOWANIU DLA POTRZEB TRANSPORTU

Streszczenie. W poszczególnych publikacjach z zakresu badań marketingowych i prognozowania współczynnik zgodności jest różnie nazywany i definiowany, ponadto proponuje się różne metody badania jego istotności. W artykule zamieszczono przegląd definicji współczynnika oraz porównano poszczególne metody badania jego istotności. Przedstawiono ponadto przykłady jego zastosowania do badania sezonowości przewozów oraz do statystycznej analizy zgodności ekspertów.

COEFFICIENT OF CONCORDANCE AND ITS APPLICATION FOR FORECASTING TRANSPORTATION NEEDS

Summary. The publications in the field of marketing research and forecasting, the coefficient of concordance has been called and defined in various ways and moreover various methods for calibration of its significance level have been proposed. Some review of coefficient definitions and comparison of methods for calibration the significance level have been given in the paper. The examples of its application for investigation of seasonal transport and for statistical analysis of experts' concordance have been presented.

1. WPROWADZENIE

Prowadzenie działalności gospodarczej w gospodarce rynkowej związane jest z ciągłym podejmowaniem różnorodnych decyzji. Jednym z ważniejszych narzędzi naukowego uzasadniania strategii działania jest prognozowanie [4]. W prognozowaniu zjawisk i procesów transportowych wykorzystuje się wiele różnych metod i modeli. W przypadku prognozowania przewozów często wykorzystuje się modele szeregów czasowych. W szeregach czasowych wyróżnia się składową systematyczną, będącą efektem oddziaływań stałego zestawu czynników na zmienną prognozowaną oraz składową przypadkową (zwaną często składnikiem losowym lub wahaniami przypadkowymi).

W przypadku szeregów czasowych przewozów osób i ładunków składowa systematyczna występuje najczęściej w postaci trendu oraz wahań sezonowych, które odzwierciedlają wpływ „kalendarza" na wielkość przewozów. Istotnym problemem jest więc badanie, czy wahania sezonowe są istotne, czyli czy należy je uwzględniać w modelu. Do tego celu wykorzystuje się współczynnik zgodności.

Współczynnik ten jest również wykorzystywany w metodach ekspertów, które mają zastosowanie głównie w prognozowaniu rozwoju transportu. Służy on do statystycznej weryfikacji zgodności opinii ekspertów.

[1] Zakład Organizacji i Ekonomiki Transportu, Politechnika Krakowska, 31-155 Kraków, ul. Warszawska 24, tel. (+48 32) 6283292, jmzur@pk.edu.pl

Z uwagi na fakt, że w literaturze z zakresu prognozowania i badań marketingowych można spotkać różne definicje tego współczynnika, jak również różne metody badania jego istotności, w artykule przedstawiono krótki przegląd i porównanie metod.

2. DEFINICJE WSPÓŁCZYNNIKA ZGODNOŚCI

Współczynnik zgodności *W* [8]

Niech $(X_1, X_2,\ldots, X_n)$ będzie n-wymiarową zmienną losową oraz $(X_{1j}, X_{2j},\ldots, X_{nj}), j=1, 2,\ldots,m$ próbką prostą. Niech $r_{i1}, r_{i2,\ldots,} r_{im}$ będą rangami zmiennej X_i. Otrzymuje się macierz rang o postaci:

$$\begin{bmatrix} r_{11} & r_{12} & \ldots & r_{1m} \\ r_{21} & r_{22} & \ldots & r_{2m} \\ \ldots & \ldots & \ldots & \ldots \\ r_{n1} & r_{n2} & \ldots & r_{nm} \end{bmatrix}$$

Miarą współzależności zmiennych $X_1, X_2,\ldots, X_n$ jest współczynnik W zgodności wyznaczany z następującej zależności:

$$W = \frac{12 \cdot V_{n,m}}{n^2 \cdot \left(k^3 - k\right)} \tag{1}$$

gdzie $V_{n,m}$ dane jest wzorem:

$$V_{n,m} = \sum_{j=1}^{m}\sum_{i=1}^{n}\left[r_{ij} - \frac{n \cdot \left((m+1)\right)}{2}\right]^2 \tag{2}$$

Współczynnik W przyjmuje wartości z przedziału [0, 1]. Bliskie zeru wartości tego współczynnika świadczą o braku zależności między zmiennymi.

Współczynnik ten jest analogicznie określany (nieco inne oznaczenia, np. $V_{n,m}$ jest oznaczone przez S) w publikacjach [1, 2, 3, 4, 5], z tym że nazywany jest:
- współczynnikiem konkordancji W [1],
- współczynnikiem korelacji rang Kendalla W [2],
- współczynnikiem wielorakiej korelacji rangowej Kendalla lub współczynnikiem W Kendalla [3],
- współczynnikiem konkordancji Kendalla i Smitha W [4, 5].

Współczynnik zgodności uporządkowań wielokrotnych, tj. współczynnik konkordacji Kendalla i Babingtona-Smitha ρ_w [7]

Punktem wyjścia jest wynik uporządkowania m obiektów za pomocą $n > 2$ skal porządkowych. Wynik ten zapisuje się w tablicy o wymiarach $n \times m$, przy czym wiersze odpowiadają poszczególnym uporządkowaniom. Suma rang w każdym wierszu jest równa:

$$\frac{1}{2} \cdot n \cdot m \cdot \left(m + 1)\right) \tag{3}$$

W przypadku pełnej zgodności uporządkowań, np. gdyby w każdym wierszu porządek numerów był dokładnie rosnący, sumy rang R_j dla kolejnych obiektów byłyby równe: $1n$, $2n$, $\ldots, jn, \ldots, mn$. Średnia arytmetyczna $\overline{R}$ tych sum jest równa:

$$\overline{R} = \frac{1}{m}\sum_{j=1}^{m} R_j = \frac{1}{2}n \cdot (m+1) \tag{4}$$

Suma kwadratów odchyleń tych sum od ich średniej arytmetycznej w przypadku pełnej zgodności uporządkowań wynosi:

$$\sum_{j=1}^{m}\left[j\cdot n-\frac{n\cdot(m+1)}{2}\right]^2=\frac{n^2\cdot m\cdot(m^2-1)}{12} \tag{5}$$

W ogólnym przypadku, gdy mamy do czynienia z niezgodnością uporządkowań, suma ta wynosi:

$$S=\sum_{j=1}^{m}\left\{R_j-\left[\frac{n\cdot(m+1)}{2}\right]\right\}^2 \tag{6}$$

gdzie R_j (j = 1,..., m) jest sumą rang dla poszczególnych obiektów.

Współczynnik konkordacji Kendalla i Babingtona–Smitha jest stosunkiem obliczonej sumy kwadratów odchyleń od średniej do sumy tychże kwadratów w przypadku pełnej zgodności, a więc:

$$\rho_w=\frac{S}{\frac{n^2\cdot m\cdot(m^2-1)}{12}}=\frac{12\cdot\sum_{j=1}^{m}\left\{R_j-\left[\frac{n\cdot(m+1)}{2}\right]\right\}^2}{n^2\cdot m\cdot(m^2-1)} \tag{7}$$

W praktyce można stosować prostszy wzór, do którego wyrażenie (5) się sprowadza, a mianowicie:

$$\rho_w=\frac{12\cdot\sum_{j=1}^{m}R_j^2-3\cdot n^2\cdot m\cdot(m+1)^2}{n^2\cdot m\cdot(m^2-1)} \tag{8}$$

Jeżeli w poszczególnych uporządkowaniach występują rangi połączone (co występuje wtedy, gdy nie potrafi się stwierdzić różnicy pomiędzy danymi obiektami i obiektom tym przypisuje się taką samą rangę równą średniej arytmetycznej odpowiadających rang), wówczas zależności (6) i (7) przyjmują postać:

$$\rho_w=\frac{\sum_{j=1}^{m}\left\{R_j-\left[\frac{n\cdot(m+1)}{2}\right]\right\}^2}{\frac{1}{12}n^2\cdot m\cdot(m^2-1)-n\cdot\sum_{i=1}^{n}T_i} \tag{9}$$

$$\rho_w=\frac{12\cdot\sum_{j=1}^{m}R_j^2-3\cdot n^2\cdot m\cdot(m+1)^2}{n^2\cdot m\cdot(m^2-1)-n\cdot 12\cdot\sum_{i=1}^{n}T_i} \tag{10}$$

przy czym T_i jest poprawką wyznaczaną z zależności:

$$T_i=\frac{1}{12}\sum_{l=1}^{L_i}(t_l^3-t_l)\quad(i=1,\ldots,n) \tag{11}$$

gdzie:

T_i – wskaźnik takich samych rang w i-tym uporządkowaniu,

L_i – liczba grup takich samych rang w i-tym uporządkowaniu,

t_l – liczba takich samych rang w l-tej grupie takich samych rang w i-tym uporządkowaniu.

Należy zwrócić uwagę, że wzór (10) został poprawiony w stosunku do zawartego w [7, s. 204] wzoru (8.32), który byłby poprawny, gdyby we wzorze (11) na poprawkę T_i nie było dzielenia przez 12. Również określenie „współczynnik konkordacji" powinno zostać zmienione na „współczynnik konkordancji" (konkordancja oznacza zależność).

Współczynnik zgodności W_V określony w oparciu o wariancję [6]

Wzory podane przez W. Starowicza są analogiczne do wzorów (7) i (9), różnica w stosunku do wzoru (9) jest wynikiem innego określenia poprawki T_i (nie ma dzielenia sumy przez 12). W opracowaniu przewiduje się ponadto możliwość uwzględniania współczynnika kompetencji ekspertów i współczynnika ważności kryteriów w sumach rang dla poszczególnych obiektów.

3. BADANIE ISTOTNOŚCI WSPÓŁCZYNNIKA ZGODNOŚCI

Proponowane metody badania istotności

R. Zieliński [8] za podstawę do weryfikacji hipotezy H_0 o niezależności zmiennych X_1, $X_2,\ldots, X_n$ przyjmuje statystykę $V_{n,m}$. Hipoteza alternatywna H_1 przyjmuje postać: „istnieje zależność między zmiennymi $X_1, X_2,\ldots, X_n$". Dla zaobserwowanej w próbce wartości v statystyki $V_{n,m}$ odczytuje się z tablicy 56 zawartej w [8] liczbę $p = P\{V_{n,m} \geq v\}$. Hipotezę H_0 odrzuca się, jeżeli $p \leq \alpha$. Tablica 56 podaje rozkład $P\{V_{n,m} \geq v\}$ dla m = 3 i n = 3(1)10, m = 4 i n = 3(1)6, m = 5 i n = 3. Autor wspomina również, że rozkład współczynnika W jest w przybliżeniu rozkładem beta, a więc:

$$P\{W \geq w\} \approx I_x(a,b)) \tag{12}$$

gdzie:

$$x = 1 - \frac{w - \dfrac{12}{n^2 \cdot m \cdot (m^2-1)}}{1 + \dfrac{24}{n^2 \cdot m \cdot (m^2-1)}} \tag{13}$$

$$a = (n-1) \cdot \left(\frac{m-1}{2} - \frac{1}{n}\right) \tag{14}$$

$$b = \frac{m-1}{2} - \frac{1}{n} \tag{15}$$

Według M. Cieślak [5] i E. Nowaka [4] badanie istotności współczynnika W opiera się na statystyce χ^2 określanej z zależności:

$$\chi^2 = n \cdot (m-1) \cdot W \tag{16}$$

która, przy założeniu prawdziwości hipotezy H_0: $W = 0$, ma asymptotyczny rozkład χ^2 o $s = m-1$ stopniach swobody. Obliczoną wartość χ^2 porównuje się z wartością krytyczną $\chi^2(\alpha; m-1)$, gdzie α jest poziomem istotności i jeżeli zajdzie nierówność $\chi^2 \geq \chi^2(\alpha; m-1)$, to hipotezę H_0 o niezależności uporządkowań należy odrzucić.

Według J. Steczkowskiego i A. Zeliasia [7] w celu zbadania istotności współzależności cech wyrażonych na skalach porządkowych należy zweryfikować hipotezę H_0: $\rho_w = 0$ (mówiącą o niezależności uporządkowań) wobec hipotezy alternatywnej H_1: $\rho_w \neq 0$. Weryfikacja tej hipotezy zależy od liczebności próby (m). Dla prób o większej liczebności ($m > 7$) autorzy proponują omówiony wyżej test oparty na statystyce χ^2, natomiast dla $m = 3(1)7$ oraz $3 \leq n \leq 20$ proponują weryfikację hipotezy H_0 na podstawie porównania obliczonej wg wzoru (6) wartości S z wartościami krytycznymi $S(\alpha; n, m)$ zestawionymi w tablicy III [7]. Nierówność: $S \geq S(\alpha; n, m)$ określa obszar krytyczny w tym teście, tzn. gdy z porównania wartości obliczonej S i krytycznej $S(\alpha; n, m)$ otrzymamy tę nierówność, to hipotezę H_0 należy odrzucić na korzyść hipotezy alternatywnej H_1, mówiącej o istotności współzależności. Gdy natomiast otrzymamy nierówność: $S < S(\alpha; n, m)$, to nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy H_0.

S. Mynarski [3] proponuje wydawałoby się analogiczne testy badania istotności współczynnika W Kendalla, jednak ograniczenia dotyczące n i m są inne, a mianowicie:

- dla $3 \leq m \leq 20$ i $3 \leq n \leq 7$ badanie przy pomocy statystyki S-Friedmana (wprawdzie nie podaje wartości krytycznych dla tej statystyki, ale na podstawie innych publikacji są to wartości krytyczne $S(\alpha;\ n,\ m)$ omówione w [7]),
- dla $n > 7$ na podstawie statystyki χ^2, ale określanej z zależności $\chi^2 = m \cdot (n-1) \cdot W$ i porównywanie jej z wartością $\chi^2(\alpha; n-1)$.

Gdyby nie to, że zamieszczone przykłady opierają się na powyższych wzorach, można by te rozbieżności uznać za wynik działania chochlika drukarskiego.

Nieco bardziej skomplikowany sposób sprawdzania hipotezy o zgodności ekspertów podaje W. Starowicz [6]. Proponuje on badanie istotności współczynnika zgodności W_V w następujący sposób:

- formułuje się hipotezy:
  - H_0: $W_V = 1$
  - H_1: $W_V \neq 1$
- wyznacza się statystykę X_{obl},
- znajduje się dla danego poziomu istotności wartość krytyczną X_{kr},

jeżeli $X_{obl} \geq X_{kr}$, to nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy H_0, że eksperci są zgodni.

Dla wyznaczenia statystyki X_{obl} zaleca się wykorzystanie następujących wzorów:

$$X^{(1)} = n \cdot (m-1) \cdot W_V \tag{17}$$

$$X^{(2)} = \frac{(n-1) \cdot X^{(1)}}{n \cdot (m-1) - X^{(1)}} \tag{18}$$

W zależności od wartości n i m zaleca się stosowanie zasad zestawionych w tablicy 1

Tablica 1

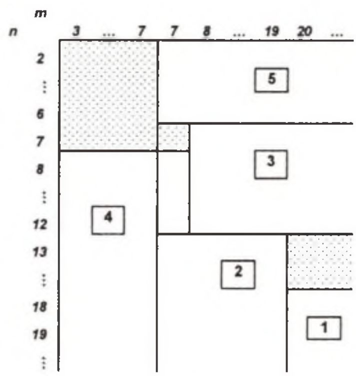
Zasady wyznaczania statystyk X_{obl} i X_{kr}

Lp.	Ograniczenia n, m	Statystyka X_{obl}	Statystyka X_{kr}	Uwagi
1	$m \geq 20$ $n \geq 18$	$X_{obl} = X^{(1)}$	$X_{kr} = \chi^2$	$s = m-1$
2	$7 \leq m \leq 19$ $n \geq 13$	$X_{obl} = X^{(2)}$	$X_{kr} = F$	$s_1 = m-1$ $s_2 = (n-1)*(m-1)$
3	$m \geq 8$ $7 \leq n \leq 12$	$X_{obl} = X^{(2)}$	$X_{kr} = F$	$s_1 = m-1$ $s_2 = \frac{L^2}{(n-1)\sum_{j=1}^{m} V_j^2} - (n-1)$ $L = (n-1)\sum_{j=1}^{m} V_j$ $V_j = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(r_{ij} - \bar{r}_j)^2$ $\bar{r}_j = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} r_{ij}$
4	$m \leq 7$ $n \geq 8$	$X_{obl} = \frac{1}{2}\left[X^{(1)} + (m-1) \cdot X^{(2)}\right]$	$X_{kr} = \frac{1}{2}\left[\chi^2_{kr} + (m-1) \cdot F_{kr}\right]$	dla χ^2 : $s = m-1$ dla F : $s_1 = m-1$ $s_2 = (n-1)*(m-1)$
5	$m \geq 7$ $2 \leq n \leq 6$	$X_{obl} = \frac{1}{2}\left[X^{(1)} + (n-1) \cdot (m-1) \cdot X^{(2)}\right]$	$X_{kr} = \frac{1}{2}\left[\chi^2_{kr} + (n-1) \cdot (m-1) \cdot F_{kr}\right]$	dla χ^2 : $s = m-1$ dla F : $s_1 = m-1$ $s_2 = (n-1)*(m-1)$

Źródło: [6]

Zgodnie z ograniczeniami dotyczącymi n i m rozróżnia się pięć obszarów badania istotności współczynnika zgodności.

Jak pokazano na rys.1, tablica 1 nie podaje zasad badania istotności współczynnika W_v dla wartości n i m spełniających nierówności: $3 \leq m \leq 7$ i $2 \leq n \leq 7$ oraz $m > 19$ i $13 \leq n < 18$, co zaznaczono na rysunku zakropkowanymi obszarami.



Rys. 1. Ilustracja zdefiniowanych w tabl.1 obszarów weryfikacji współczynnika W_v
Fig. 1. Illustration of verification areas defined in tab. 1

Ponadto dla $m = 7$ i $n \geq 13$ nie wiadomo, czy statystyki należy wyznaczać według reguł podanych dla obszaru 2 czy 4 (obliczenia minimalnej wartości współczynnika spełniającego zależność $X_{obl} \geq X_{kr}$, wykazują, że wartość ta wyznaczona według zasad dla obszaru 4 jest trochę większa niż wartość wyznaczona na podstawie zasad dla obszaru 2).

Porównanie proponowanych metod badania istotności

Do porównania metod zastosowano arkusz kalkulacyjny EXCEL wykorzystując oferowane przez program narzędzia: „SZUKAJ WYNIKU” i „SOLVER” oraz funkcje: ROZKŁAD.CHI.ODW, ROZKŁAD.F.ODW, ROZKLAD.BETA i ROZKŁAD.BETA.ODW. Porównania dokonano w oparciu o proponowane przez W. Starowicza obszary, z wyjątkiem obszaru 3, ponieważ podane dla tego obszaru zasady obliczania s_2 są zbyt skomplikowane, aby można było znaleźć zależność na W_V. Bazując na najostrzejszych kryteriach można zaproponować, aby weryfikację istotności współczynnika zgodności przeprowadzać:

- dla $3 \leq m \leq 7$ i $2 \leq n \leq 7$ w oparciu o rozkład beta,
- dla $3 \leq m \leq 7$ i $n \geq 8$ w oparciu o zasady podane dla obszaru 4,
- dla m > 7 w oparciu o rozkład statystyki χ^2 określonej wzorem (16).

Kryteria określone przez rozkład beta są porównywalne z kryteriami opartymi na statystyce S [7], a ponadto ten sposób weryfikacji nie wymaga sięgania do tablic statystycznych. Wystarczy na podstawie współczynnika zgodności obliczyć według wzorów (13), (14), (15) wartości x, a, b i do wyznaczenia $p = P\{V_{n,m} \geq v\}$ wykorzystać funkcję ROZKŁAD.BETA(x; a; b).

4. BADANIE ISTOTNOŚCI WAHAŃ SEZONOWYCH W SZEREGACH CZASOWYCH

Dane o przewozach węgla kamiennego w poszczególnych miesiącach zebrano w oparciu o Raport statystyczny PKP za rok 1999 i przedstawione w Internecie Raporty roczne PKP Cargo SA za lata 2000 i 2001. Na podstawie tych danych oszacowano wartości trendu liniowego wykorzystując funkcję REGLINW. Następnie obliczono odchylenia od trendu. Wartości te zamieszczono w macierzach przedstawionych na wydruku (rys.2), przyjmując oznaczenia:

- **Y** – macierz wartości empirycznych,
- **Ŷ** – macierz wartości wyznaczonych na podstawie trendu liniowego,
- **Y-Ŷ** – macierz wartości odchyleń od trendu.

W wierszach macierzy umieszczone są wartości dla poszczególnych okresów jednostkowych w danym roku. Traktując każdy wiersz macierzy **Y-Ŷ** jako wartości odrębnej zmiennej określono macierz rang ($\{r_{ij}\}$). Dla tak określonej macierzy rang wyliczono współczynnik zgodności *W*.

Y	*I*	*II*	*III*	*IV*	*V*	*VI*	*VII*	*VIII*	*IX*	*X*	*XI*	*XII*
1999	8097,2	7316,4	8100,3	6435,0	6739,4	6408,0	6816,9	7204,4	7698,0	7312,9	7488,0	8636,6
2000	6965,7	5843,5	7495,8	6447,0	6026,4	6024,0	6417,0	6965,7	7026,0	7641,5	7632,0	7207,5
2001	7061,8	6507,2	7055,6	6081,0	6268,2	6273,0	5775,3	6243,4	6309,0	7300,5	7383,0	6671,2

Ŷ												
1999	7322,9	7299,5	7276,1	7252,7	7229,3	7205,9	7182,5	7159,0	7135,6	7112,2	7088,8	7065,4
2000	7042,0	7018,5	6995,1	6971,7	6948,3	6924,9	6901,5	6878,1	6854,6	6831,2	6807,8	6784,4
2001	6761,0	6737,6	6714,1	6690,7	6667,3	6643,9	6620,5	6597,1	6573,7	6550,2	6526,8	6503,4

Y-Ŷ												
1999	774,25	16,87	824,18	-817,70	-489,89	-797,87	-365,56	45,36	562,37	200,69	399,21	1571,22
2000	-76,26	-1175,05	500,67	-524,72	-921,90	-900,89	-484,47	87,65	171,36	810,28	824,19	423,11
2001	300,82	-230,36	341,45	-609,73	-399,11	-370,90	-845,18	-353,67	-264,65	750,26	856,18	167,79

{rij}						*j*						
i	*1*	*2*	*3*	*4*	*5*	*6*	*7*	*8*	*9*	*10*	*11*	*12*
1	3	8	2	12	10	11	9	7	4	6	5	1
2	7	12	3	9	11	10	8	6	5	2	1	4
3	4	6	3	11	10	9	12	8	7	2	1	5
R_j	14	26	8	32	31	30	29	21	16	10	7	10
$\bar{R}$	19,5											
$R_j-\bar{R}$	-5,5	6,5	-11,5	12,5	11,5	10,5	9,5	1,5	-3,5	-9,5	-12,5	-9,5
$(R_j-\bar{R})^2$	30,3	42,3	132,3	156,3	132,3	110,3	90,3	2,3	12,3	90,3	156,3	90,3
S	1045,0											
W=	0,8120											

Sprawdzenie istotności:

(1)

$\chi^2=$	26,8
$\chi_\alpha^2=$	19,7

(2)

$a=$	10,3
$b=$	5,2
$12/n^2/m/(m^2-1)=$	0,0008
$x=$	0,1901
$p=$	2E-05

(3)

$X^{(1)}=$	26,8
$X^{(2)}=$	8,64
$X_{obl}=$	108,4
$X_{kr}=$	34,681

Rys. 2. Badanie istotności wahań sezonowych
Fig. 2. Testing of concordance of seasonal fluctuations

Wprawdzie wartość współczynnika jest wysoka ($W = 0,81$), mimo to przeprowadzono badanie jego istotności trzema sposobami (obliczenia pomocnicze są przedstawione na wydruku) przyjmując poziom istotności $\alpha = 0,05$:

- $\chi^2 > \chi^2_\alpha$, więc hipotezę H_0: $W = 0$ należy odrzucić na rzecz hipotezy H_1: $W \neq 0$ *(1)*,

- prawdopodobieństwo wyznaczone z rozkładu beta $p < \alpha$, więc hipotezę H_0: $W = 0$ należy odrzucić *(2)*,
- $X_{obl} > X_{kr}$ (obszar 5), więc nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy H_0: $W = 1$ *(3)*.

Wszystkie sposoby wskazują, że zmienne reprezentujące uporządkowanie odchyleń przewozów od trendu w poszczególnych latach są zależne, co oznacza, że wahania sezonowe są istotne.

5. BADANIE ZGODNOŚCI OPINII EKSPERTÓW

W ostatnim czasie w Krakowie rozważany jest projekt uruchomienia kolejowego połączenia do Międzynarodowego Portu Lotniczego Kraków-Balice. Na seminarium, które było poświęcone problemom technicznym i organizacyjnym związanym z tym projektem, omawiano między innymi 4 warianty doprowadzenia linii kolejowej pod terminal lotniczy:
- Wariant 1 – poprowadzenie toru przez teren Jednostki Wojskowej,
- Wariant 2 – poprowadzenie toru bez wejścia na teren Jednostki Wojskowej,
- Wariant 3 – doprowadzenie toru równolegle do terminalu,
- Wariant 4 – doprowadzenie toru w wykopie.

Wśród uczestników seminarium rozprowadzono anonimową ankietę. Respondenci mieli za zadanie uporządkować omówione 4 warianty od najbardziej do najmniej korzystnego. Ankietę wypełniło 33 osoby z ponad 50 obecnych. Reprezentowały one następujące instytucje:
- Grupa PKP SA (12 osób),
- porty lotnicze (2 osoby),
- samorządy (6 osób),
- biura projektów (2 osoby),
- uczelnie (3 osoby),
- inne (8 osób).

Badanie zgodności opinii respondentów przeprowadzono dla całej grupy oraz dla podgrup wyodrębnionych na podstawie reprezentowanych instytucji (z wyjątkiem podgrupy porty lotnicze i biura projektów), wykorzystując arkusz kalkulacyjny EXCEL.

Wydruk na rys. 3 przedstawia wyniki ankiet najliczniejszej podgrupy, czyli respondentów reprezentujących Grupę PKP SA, obliczenia współczynnika zgodności W oraz badanie jego istotności. W tym przykładzie badanie istotności przeprowadzono na podstawie rozkładu beta *(1)*, wg zależności dla obszaru 4 *(2)* oraz statystyki S *(3)*. Każdy z nich wykazuje istotność współczynnika W, co oznacza zgodność opinii respondentów. Na podstawie zgodnej opinii można więc wykorzystując sumy rang R_j uporządkować warianty w następującej kolejności: najbardziej korzystne są warianty 3 i 4, następnie wariant 1, a najmniej korzystny jest wariant 2.

Badania dla pozostałych podgrup nie wykazały zgodności opinii respondentów, natomiast biorąc pod uwagę całą grupę respondentów, to mimo niskiej wartości współczynnika $W = 0{,}16$, badanie istotności na podstawie rozkładu beta oraz statystyki S wykazało zgodność opinii respondentów. Uporządkowanie wariantów na podstawie sumy rang jest analogiczne jak w podgrupie respondentów reprezentujących Grupę PKP SA z niewielką przewagą wariantu 3 nad wariantem 4.

	Wariant 1	Wariant 2	Wariant 3	Wariant 4
1	4	3	2	1
2	2	3	1	4
3	4	3	1	2
4	3	4	1	2
5	4	3	2	1
6	3	4	2	1
7	3	4	2	1
8	4	3	2	1
9	1	4	3	2
10	1	4	2	3
11	1	4	2	3
12	4	3	2	1
R_j	34	42	22	22
$\bar{R}$	30			
$R_j - \bar{R}$	4	12	-8	-8
$(R_j - \bar{R})^2$	16	144	64	64
S	288			
W	0,4000			

(1)		(2)		(3)	
$a=$	15,6	$\chi_\alpha^2=$	7,815	$S_\alpha=$	153,84
$b=$	1,4	$F_\alpha=$	2,892		
$12/n^2/m/(m^2-1)=$	0,0013889	$X^{(1)}=$	14,400		
$x=$	0,6024931	$X^{(2)}=$	7,333		
$p=$	0,0009481	$X_{obl}=$	18,200		
		$X_{kr}=$	8,245		

Rys. 3. Wydruk z programu EXCEL
Fig. 3. Testing of concordance of respondents' opinions

6. PODSUMOWANIE

Wychodząc od definicji współczynnika zgodności w artykule uporządkowano metody wyznaczania i badania istotności współczynnika zgodności. Podane przykłady pokazują, jak można wykorzystać do tego celu bardzo rozpowszechnione narzędzie, jakim jest arkusz kalkulacyjny EXCEL.

Literatura

1. Dittmann P.: Prognozowanie w przedsiębiorstwie. Oficyna Ekonomiczna, Kraków 2003, s. 187.
2. Kuźnia S.B., Żurowska J.: Analiza sezonowości kolejowych przewozów towarowych. Problemy Ekonomiki Transportu nr 4 1999, Warszawa, s.21-34.
3. Mynarski S.: Praktyczne metody analizy danych rynkowych i marketingowych. Kantor Wydawniczy ZAKAMYCZE, Zakamycze 2000, s.146-148.
4. Prognozowanie gospodarcze. Metody, modele, zastosowania, przykłady. Redakcja E. Nowak. Agencja Wydawnicza PLACET, Warszawa 1998, s. 207-211.
5. Prognozowanie gospodarcze. Metody i zastosowania. Redakcja Cieślak M. Wydanie drugie, rozszerzone i poprawione. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2002, s. 170.

6. Starowicz W.: Ocena zgodności i dokładności prognoz rozwoju transportu w grupowych metodach ekspertów (dla metod porządkowania). Monografia 81. Prognozowanie przewozów – metody i zastosowania. Politechnika Krakowska, Kraków 1989, s. 23-27.
7. Steczkowski J., Zeliaś A.: Metody statystyczne w badaniu zjawisk jakościowych. Akademia Ekonomiczna w Krakowie, Kraków 1997, s. 200-206.
8. Zieliński R.: Tablice statystyczne. PWN, Warszawa 1972, s. 87-90, 310.

Abstract

Many various methods and forecasting models have been used for forecasting transportation events and processes. The examples presented in the paper refer to the models of time series for forecasting of hard coal transport and experts' methods for forecasting railway transport development in Cracow. The concordance coefficient has been used in each of them. In the first one it has been put on for investigation of seasonality of transport. In the second one it has been applied for statistical verification of concordance of experts' opinions. In consideration of the fact that various ways of definition of this coefficient and investigation of its concordance could be met in professional literature there is the brief review of and comparison in the paper.