Jerzy Witold Wiśniewski
Uniwersytet Mikołaja Kopernika

DYLEMATY STOSOWANIA WSPÓŁCZYNNIKA KORELACJI SPEARMANA

Wprowadzenie

W praktyce badań statystycznych relatywnie często pojawia się potrzeba analizy wyników pomiaru rangowego. Jednym z podstawowych narzędzi analizy tego typu rezultatów staje się współczynnik korelacji Spearmana, zwany niekiedy współczynnikiem korelacji kolejnościowej lub współczynnikiem korelacji rang. O ile można zgodzić się z określeniem „kolejnościowej", o tyle błędem jest używanie dla współczynnika korelacji Spearmana nazwy „współczynnik korelacji rang". W wyniku odpowiedniego przekształcenia współczynnika korelacji Pearsona dla przypadku pary szeregów szczegółowych, o obserwacjach w postaci ciągów liczb naturalnych, uzyskuje się współczynnik korelacji Spearmana.

1. Specyfika współczynnika korelacji Spearmana

Wykorzystywany powszechnie w takich sytuacjach tzw. współczynnik korelacji rang Spearmana został przekształcony ze współczynnika korelacji Pearsona dla przypadku ciągów pary liczb naturalnych o n obserwacjach. Współczynnik korelacji Pearsona, zapisany ogólnie:

$$\rho = \frac{\operatorname{cov}(x_i, x_j)}{\sqrt{\operatorname{var}(x_i)\operatorname{var}(x_j)}} \tag{1}$$

dla dowolnej pary zmiennych X_i oraz X_j przyjmuje postać:

$$r_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^{n}(x_{it} - \bar{x}_i)(x_{jt} - \bar{x}_j)}{\sqrt{\sum_{t=1}^{n}(x_{it} - \bar{x}_i)^2 (x_{jt} - \bar{x}_j)^2}}\,. \tag{2}$$

W przypadku, gdy obserwacje na zmiennych X_i oraz X_j są liczbami naturalnymi[1], tj. $x_{it} = 1, \ldots, n$, $x_{jt} = 1, \ldots, n$ ($t = 1, \ldots, n$), wówczas współczynnik korelacji (2) przekształca się we współczynnik Spearmana:

$$r_s = 1 - \frac{6\sum_{t=1}^{n} d_t^2}{n(n^2 - 1)}, \tag{3}$$

co można łatwo udowodnić. W powyższym wzorze d_t oznacza różnice pomiędzy obserwacjami równoczesnych wartości pary zmiennych losowych w postaci liczb naturalnych ($t = 1, \ldots, n$). Współczynnik (3) można więc wykorzystywać wówczas, gdy obserwacje na każdej z pary zmiennych są liczbami naturalnymi, należącymi do wyników pomiaru stosunkowego.

Załóżmy, że obserwacje na zmiennych X oraz Y tworzą ciągi liczb naturalnych o n obserwacjach, czyli $x_i = 1, 2, \ldots, n$ oraz $y_i = 1, 2, \ldots, n$, wówczas sumy obserwacji na obu tych zmiennych są następujące [Steczkowski, Zeliaś, 1981, s. 18]:

$$\sum_{i=1}^{n} x_i = \sum_{i=1}^{n} y_i = \frac{1}{2} n(n+1). \tag{4}$$

Tym samym średnie arytmetyczne z obserwacji na obu zmiennych są równe i wynoszą:

$$\bar{x} = \bar{y} = \frac{1}{2}(n+1). \tag{5}$$

Ponadto

$$\sum_{i=1}^{n} x_i^2 = \sum_{i=1}^{n} y_i^2 = \frac{1}{6} n(n+1)(2n+1) \tag{6}$$

oraz

$$\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2 = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \bar{y})^2 = \frac{1}{12} n(n^2 - 1). \tag{7}$$

Wykorzystując wzory (4)-(7) łatwo można wykazać równość:

$$r_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^{n} (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{jt} - \bar{x}_j)}{\sqrt{\sum_{t=1}^{n} (x_{it} - \bar{x}_i)^2 (x_{jt} - \bar{x}_j)^2}} = 1 - \frac{6\sum_{t=1}^{n} d_t^2}{n(n^2 - 1)}. \tag{8}$$

[1] Obserwacje w postaci liczb naturalnych nie są tu rangami, lecz liczbami należącymi do skali ilorazowej. Takie sytuacje zdarzają się jednak w badaniach statystycznych i ekonometrycznych rzadko.

Stosowanie więc współczynnika korelacji Spermana dla pary zmiennych o obserwacjach w postaci liczb naturalnych jest równoważne z wykorzystaniem współczynnika korelacji Pearsona.

2. Skale pomiarowe

Od ponad ćwierćwiecza kształtuje się w środowisku ekonomistów świadomość istnienia czterech skal pomiarowych[2]. Wymieniając je według mocy liczb, od najsłabszej do najmocniejszej, wyróżnia się następujące skale:
– nominalną,
– porządkową (rangową),
– przedziałową (interwałową),
– stosunkową (ilorazową)[3].

Skale: nominalna i porządkowa należą do kategorii słabych, natomiast pozostałe dwie tworzą grupę skal mocnych. Skale słabe są wykorzystywane przede wszystkim do pomiaru zjawisk i procesów o charakterze jakościowym (opisowym). Mogą też być wykorzystywane do przekształcania wyników pomiaru w skalach mocnych, w celu eliminacji z nich zbędnego nadmiaru informacji.

3. Pomiar w skalach słabych

Liczby, z jakimi mamy współcześnie do czynienia, najczęściej należą do rezultatów pomiaru w skali nominalnej. Pełnią one rolę identyfikatorów, które pozwalają rozróżniać rozmaite obiekty lub ich cechy. Takimi liczbami człowiek jest opisywany już w momencie urodzenia. Pierwszą z nich jest PESEL, związany z datą urodzenia. Wkraczając w wiek dorosły obywatel otrzymuje NIP, nadany przez służby skarbowe. W szkole posiada numer legitymacji szkolnej, na studiach – numer albumu. Zaopatruje się też w telefon z odpowiednim numerem itd.

W skali nominalnej liczby służą do oznaczania, identyfikacji albo klasyfikowania rozłącznych kategorii [Wiśniewski, 1986, rozdz. 1]. Uzyskane liczby odgrywają rolę symboli, zastępujących zazwyczaj nazwy lub opisy werbalne. Do-

[2] Pomiarami zajmuje się metrologia, która jest dziedziną nauki, wiedzy i techniki obejmującą wszystko, co jest związane z pomiarami. „Przedmiotem metrologii są wszystkie fazy pomiaru: ustalenie modelu obiektu mierzonego i tego, co się mierzy (mezurandu), projekt i przygotowanie systemu pomiarowego, wykonanie pomiaru oraz opracowanie wyniku pomiaru, w tym określenie parametrów charakteryzujących niedokładność pomiaru. Do metrologii należy ustalanie jednostek miar". Por. *Encyklopedia Gazety Wyborczej* [2004, s. 628].

[3] Autorem teorii skal pomiarowych jest S.S. Stevens [1946].

puszczalnymi relacjami między liczbami w tej skali są jedynie: a) równość elementów w ramach wyróżnionych kategorii, np. a = b, albo b) różność rozłącznych kategorii, np. b ≠ c. Jedyną dopuszczalną procedurą arytmetyczną jest zliczanie, którego rezultatem jest zasadniczo liczba naturalna. Z technik statystycznych są dozwolone tylko te, które opierają się na liczeniu.

W ramach skali nominalnej zwraca uwagę jej szczególny przypadek – skala dychotomiczna. Znajduje ona częste zastosowania w badaniach statystycznych oraz służy do wyodrębniania pary rozłącznych kategorii. Równoczesne zdefiniowanie wariantu A rozpatrywanego zjawiska umożliwia klasyfikowanie zdarzeń w postaci wariantowej: A lub $\bar{A}$ (nie A). Przyporządkowanie każdej obserwacji A liczby 1, natomiast obserwacji $\bar{A}$ liczby 0, tworzy tzw. zmienną zerojedynkową.

W skali porządkowej liczby są rangami oznaczającymi kolejność elementów albo właściwości zjawiska. Rangi odwzorowują uporządkowanie elementów pod względem rozpatrywanej własności. Kategorie rozpatrywanego zjawiska są tu rozłączne. Liczby w tej skali są porównywalne ze względu na moduł. Mają jednak jedynie względne (a nie absolutne) znaczenie. Nie są bowiem znane odległości pomiędzy rangami. Ponadto odległości między sąsiednimi rangami są niejednakowe. Możliwe jest tym samym porównywanie rang poprzez stwierdzanie zarówno relacji równości, jak też większości, a co za tym idzie – także mniejszości, np. a > b > c >... > z. Nie ma możliwości ustalania odległości między rangami, czyli określenia, o ile różnią się między sobą.

Warto zwrócić uwagę na możliwość pomiaru **obiektywnego** i **subiektywnego**. Istnienie wzorca, do którego porównuje się obiekt lub cechę mierzoną pozwala na uzyskanie rezultatu pomiaru obiektywnego. Z takimi przypadkami można spotkać się przy pomiarach pozwalających na uzyskanie wyniku wyrażonego w jednostkach fizycznych, np. ciężaru, długości, objętości, wartości w jednostkach pieniężnych. Brak precyzyjnie zdefiniowanego wzorca skutkuje rezultatem pomiaru o charakterze subiektywnym. Wszelkie pomiary cech polegające na pytaniu respondentów o ich uporządkowanie ze względu np. na ważność, dające wyniki w postaci rang, należą do kategorii subiektywnych.

4. Operacje arytmetyczne na liczbach w rozmaitych skalach

Wszelkie operacje arytmetyczne (dodawanie, odejmowanie, mnożenie, dzielenie) są dopuszczalne na szeregach liczb, które mają następujące charakterystyki:

a) znane jest zero naturalne dla danej cechy,

b) znane są odległości pomiędzy liczbami,

c) odległości pomiędzy sąsiednimi liczbami są jednostkowe i identyczne dla każdej sąsiadującej pary.

Wszystkie te właściwości posiadają jedynie liczby należące do wyników pomiaru stosunkowego (ilorazowego). Zwłaszcza wykonywanie operacji dzielenia wymaga posiadania przez szereg każdej z wymienionych powyżej właściwości. Nieznajomość zera naturalnego w szeregu uniemożliwia ustalenia proporcji pary liczb. Przykładowo wyniki pomiaru temperatury w skali Celsjusza nie pozwalają na porównanie dwóch temperatur w postaci ilorazu. Jeśli danego dnia (w określonym miejscu) o godz. 10.00 temperatura wyniosła 6^{o} C, a poprzedniego dnia o tejże godzinie tylko 3^{o} C, to nie można powiedzieć, że w tymże dniu temperatura była dwukrotnie wyższa niż dnia poprzedniego. Można tylko stwierdzić, że temperatura tego dnia była wyższa o 3^{o} C w porównaniu z dniem poprzednim. Wynik pomiaru należy bowiem do skali interwałowej (przedziałowej)[4], w której nie jest znane zero naturalne.

Operacje dodawania i odejmowania wymagają spełnienia warunków b i c, czyli równych i jednostkowych odległości pomiędzy sąsiadującymi liczbami. Wyobraźmy sobie złożenie cyfr w liczbę: 566114602, przy czym w pierwszym przypadku oznacza ona przychody ze sprzedaży netto spółki akcyjnej (w zł), w drugim przypadku jest to numer dorosłego obywatela Chin wynikający z uporządkowania według wzrostu, a w trzeciej sytuacji numer telefonu w Katedrze Ekonometrii i Statystyki UMK. Ten sam zestaw cyfr, a jakże różne znaczenia każdej z powyższych liczb oraz rozmaitość możliwości analitycznych. Przychód należy do skali stosunkowej, co umożliwia stosowanie wszelkich operacji arytmetycznych na zbiorze takich liczb. Numer w uporządkowaniu według wzrostu należy do rezultatów pomiaru rangowego i oznacza tylko, że 566114602 obywateli Chin jest wyższych od wskazanego (lub nie niższych). Żadne operacje arytmetyczne na tego typu liczbach nie są dozwolone. Numer telefonu jest z kolei jedynie identyfikatorem, pozwalającym na kontakt z osobą, której jest przyporządkowany; liczba ta należy do wyników pomiaru nominalnego.

Zatrzymajmy się na wynikach pomiaru rangowego. Klasycznym przypadkiem obiektywnego istnienia rang są tzw. służby mundurowe (wojsko, policja, straż pożarna itp.). Spróbujmy przeanalizować sensowność operacji sumowania rang wojskowych. Pułkownik musi z zasady długo czekać na awans generalski, a tylko niektórzy oficerowie tej rangi zostają generałami. Załóżmy, że operacja dodawania rang jest dopuszczalna. W takiej sytuacji ojciec w stopniu pułkownika mógłby wysłać syna do szkoły podoficerskiej, by ten uzyskał stopień kaprala.

[4] W statystyce i ekonometrii przeprowadza się niekiedy operacje: normowania lub standaryzacji zmiennej losowej. Rezultatem takiego zabiegu jest pojawienie się „nowego” zera w szeregu statystycznym, niebędącego zerem naturalnym. Tym samym zmienna unormowana oraz standaryzowana należy do wyników pomiaru przedziałowego, z wszelkimi konsekwencjami tego stanu rzeczy.

Po uzyskaniu stopnia kaprala syn zrzeka się swojego stopnia na rzecz ojca, któremu dodanie rangi kaprala stwarza możliwość uzyskania stopnia generalskiego. Czy jest w tym logika? Pozorna. Taka operacja jest niemożliwa. Rangi nie są bowiem addytywne. Zwróćmy uwagę na rozmaitą odległość pomiędzy rozmaitymi stopniami wojskowymi. Odległość pomiędzy generałem brygady jest znacznie większa niż dystans między podporucznikiem i porucznikiem, choć w obu przypadkach mamy do czynienia z sąsiedztwem rang. Sumowanie rang prowadzi zatem do absurdalnych wyników. Oznacza to, że ustalanie średniej arytmetycznej danej wzorem (5) dla szeregu rang jest niedopuszczalne.

Również odejmowanie rang może prowadzić do absurdu. Dopuszczalne jest jedynie ustalenie liczby szczebli do pokonania od określonej rangi do rangi docelowej. Przykładowo, aby osiągnąć stopień generała brygady, będąc kapitanem, należy uzyskać cztery kolejne awanse na stopnie: majora, podpułkownika i pułkownika, by wreszcie zostać generałem. Dostrzega się przy tym, że im wyższy stopień, tym trudniej się go uzyskuje. Nie ma bowiem tu liniowości, pozwalającej na dowolne dodawanie, czy też odejmowanie rang. Fundamentalną jednak kwestią jest brak wiedzy o odległościach między rangami, co uniemożliwia jakiekolwiek operacje arytmetyczne.

5. Przykład zastosowania współczynnika korelacji Spearmana

Wyniki pomiaru rangowego mogą pojawić się dwojako. Po pierwsze – można uzyskać je bezpośrednio przez uporządkowanie zmiennej losowej o charakterze rang. Po drugie – rangi mogą powstać w wyniku przekształcenia rezultatów pomiaru w skali mocnej poprzez rezygnację z części informacji, jakie były zawarte w zmiennej należącej, np. do skali ilorazowej.

Tabela 1

Roczne przychody ze sprzedaży netto handlowców przedsiębiorstwa MAX z lat 2009-2011 (w tys. zł) [dane umowne]

Nr handlowca (i)	y_i **(tys. zł)**	y_{li} **(rangi)**	x_i **(lata)**	x_{li} **(rangi)**
1	2	3	4	5
1	912	30	25	28
2	930	29	23	30
3	933	28	25	27
4	940	27	27	25

cd. tabeli 1

1	2	3	4	5
5	945	26	26	26
6	950	25	29	24
7	952	24	24	29
8	955	23	39	15
9	960	22	30	23
10	966	21	33	20
11	967	20	34	19
12	968	19	31	22
13	970	18	32	21
14	985	17	36	18
15	990	16	40	14
16	992	15	43	12
17	998	14	45	10
18	1000	13	46	9
19	1020	12	56	1
20	1025	11	54	2
21	1030	10	49	6
22	1060	9	37	17
23	1100	8	38	16
24	1160	7	44	11
25	1204	6	50	5
26	1260	5	41	13
27	1304	4	51	4
28	1406	3	52	3
29	1511	2	47	8
30	1620	1	48	7
Σ	32013	465	1155	465

Rozważmy przypadek pomiaru korelacji pomiędzy wydajnością pracy handlowca (y_i) a jego wiekiem (x_i). Wartość współczynnika korelacji Pearsona dla tej pary zmiennych wynosi $r_{yx} = 0{,}5938$. Zmienne oryginalne zostały przekształcone na rangi, przy czym handlowców uporządkowano według wydajności (y_{li}) od najwyższej do najniższej. Uporządkowanie handlowców według wieku (x_{li}) nastąpiło natomiast począwszy od najstarszego (ranga 1) do najmłodszego (ranga 30). Obliczona wartość współczynnika korelacji Spearmana dla tej pary zmiennych wynosi $r^{(S)}_{y1x1} = 0{,}8509$. Równocześnie obliczono wartość współczynnika korelacji Pearsona dla tej pary zmiennych rangowych $r^{(P)}_{y1x1} = 0{,}8509 = r^{(S)}_{y1x1}$.

Okazuje się, że wystarczy wykorzystać współczynnik Pearsona, by mieć równocześnie wynik dla współczynnika korelacji Spearmana. Zauważmy, że po pozbyciu się części informacji o oryginalnych zmiennych (y_i, x_i) przez użycie zmiennych w postaci rangowej (y_{li}, x_{li}) zwiększyła się miara skorelowania wydajności z wiekiem z poziomu 0,5938 do wielkości 0,8509. Uzyskany wynik transformacji oryginalnych zmiennych na rangi prowadzi do wyraźnie odmiennego poziomu ich skorelowania[5]. W związku z tym z dużą ostrożnością należy podchodzić do przekształceń zmiennych ze skali mocnej na rangową.

6. Narzędzia statystyczne dopuszczalne w skalach słabych

W wielu pracach naukowych można spotkać dodawanie i odejmowanie rang, ustalanie średniej arytmetycznej, wariancji itd., podczas gdy do rang są dozwolone tylko rozmaite narzędzia statystyki, oparte na miarach pozycyjnych. Dozwolone są zatem instrumenty związane z frakcjonowaniem, włącznie z odpowiednimi testami statystycznymi. Pomiar rangowy nie daje natomiast możliwości stosowania wprost narzędzi analizy korelacji i regresji wskutek niedopuszczalności operacji arytmetycznych na liczbach tej klasy.

Powstaje zatem pytanie, czy w przypadku pomiaru rangowego badacz jest bezradny wobec stawianych pytań o współzależność czy też korelację cech? Efektywnym rozwiązaniem może być przekształcenie rang w zmienne zerojedynkowe. Pozwoli to na analizę asocjacji cech (skojarzenia, przeciwskojarzenia). Załóżmy, że są prowadzone badania zachowań konsumentów, od których oczekuje się uporządkowania znaczenia dla nich określonych cech wyrobu. Uzyskane wyniki dla określonej cechy (np. trwałości wyrobu) można skojarzyć np. z wykształceniem respondentów[6]. Przekształcenie rang w zmienną zerojedynkową w taki sposób, że liczbę 1 przyporządkowuje się tym obserwacjom na zmiennej X_j, dla których respondent wskazał[7] rangę 1, 2 lub 3, tj.:

$$x_{tj} = \begin{cases} 1, \text{ gdy ranga wynosi } 1, 2 \text{ lub } 3, \\ 0, \text{ w pozostalych przypadkach}, \end{cases}$$

---

5 Może zdarzyć się, że następuje zmiana znaku współczynnika korelacji w wyniku zastąpienia oryginalnych zmiennych przez rangi, co oznacza radykalną zmianę, prowadzącą do błędu poznawczego.

6 Warto zauważyć, że uzyskane wyniki pomiaru na obu zmiennych mają charakter subiektywny. Brak wzorca i subiektywne odczucie decyduje o wadze trwałości wyrobu dla konsumenta. Rozmaitość dyplomów licencjata i wyższych powoduje wyraźną niejednorodność wyników obserwacji na zmiennej charakteryzującej wykształcenie respondenta.

7 Zmienna X_j wyraża w tym przypadku znaczenie trwałości wyrobu dla respondenta.

przy czym t jest numerem obserwacji statystycznej (respondenta), (t = 1, ... , n). Badanie asocjacji preferowania trwałości wyrobu z poziomem wykształcenia konsumenta wymaga wyróżnienia określonego poziomu (rodzaju) wykształcenia, za pomocą kolejnej zmiennej zerojedynkowej X_i, wyróżniającej wykształcenie typu A (np. wykształcenie wyższe, co najmniej licencjat), czyli przykładowo:

$$x_{ti} = \begin{cases} 1 \text{ dla respondentów na poziomie A,} \\ 0 \text{ w innych przypadkach.} \end{cases}$$

W takim przypadku można zastosować poniższy współczynnik asocjacji cech (9), wykorzystując do tego poniższą tablicę dwudzielną. Współczynnik asocjacji ma następującą postać:

$$r_{ij} = \frac{A + B - (C + D)}{n\sqrt{(n_{11} + n_{10})(n_{00} + n_{01})(n_{00} + n_{10})(n_{11} + n_{01})}}\ , \qquad (9)$$

gdzie:

$$A = n_{00}(n_{11} + n_{10})(n_{11} + n_{01}),$$

$$B = n_{11}(n_{00} + n_{01})(n_{00} + n_{10}),$$

$$C = n_{10}(n_{00} + n_{01})(n_{11} + n_{01}),$$

$$D = n_{01}(n_{11} + n_{01})(n_{00} + n_{10}).$$

Współczynnik asocjacji (9) został przekształcony ze współczynnika korelacji Pearsona dla przypadku analizy częstości [Churgin, 1985, s. 20-28]. Osiąga on wartości klasyczne, czyli $-1 \le r_{ij} \le -1$. Możliwe jest też testowanie istotności tego współczynnika asocjacji.

Tabela 2

Zagregowane liczebności obserwacji pary zmiennych zerojedynkowych X_i oraz X_j

Zmienna zerojedynkowa		**X_j**		**Razem**
		$x_{tj} = 0$	**$x_{tj} = 1$**	
X_i	$x_{ti} = 0$	n_{00}	n_{01}	$n_{00} + n_{01} = q_i$
	$x_{ti} = 1$	n_{10}	n_{11}	$n_{10} + n_{11} = p_i$
Razem		$n_{00} + n_{10} = q_j$	$n_{01} + n_{01} = p_j$	$n = q_i + p_i = p_j + q_j$

Źródło: Wiśniewski, 1986, s. 59-60.

Przekształcenie rezultatów pomiaru rangowego w zmienne zerojedynkowe[8] zwiększa możliwości stosowania narzędzi statystyki i ekonometrii w porównaniu z potencjałem skali rangowej. Posiadanie wyników pomiaru w postaci zmiennych zerojedynkowych pozwala również na stosowanie modeli regresji, zwłaszcza dla danych zagregowanych [Wiśniewski, 1986, podrozdz. 4.2, rozdz. 6, podrozdz. 6.6]. W związku z tym warto porównać korzyści ze zwiększenia możliwości analitycznych w skali nominalnej, przy pomiarze zerojedynkowym, na tle utraty części informacji zawartych w rangach.

Podsumowanie

Od dawna wiadomo, że współczynnik korelacji Spearmana jest szczególnym przypadkiem współczynnika korelacji Pearsona. Przypadek Spearmana dotyczy pary ciągów liczb naturalnych, należących z natury rzeczy do wyników pomiaru w skali stosunkowej. Fizyczne podobieństwo ciągu n liczb naturalnych do ciągu n rang powoduje błędne traktowanie rang, jako wyniku pomiaru w skali mocnej. Dlatego też w literaturze powszechnie wadliwie stosuje się współczynnik korelacji Spearmana jako współczynnik korelacji rang. Nie zauważa się przy tym równoważności współczynnika korelacji Spearmana i Pearsona. Traktowanie współczynnika korelacji Spermana jako współczynnika korelacji rang powoduje, że do pomiaru rangowego stosuje się bezpośrednio współczynnik korelacji Pearsona, czego wielu badaczy nie zauważa.

Literatura

Churgin J., 1985: *Jak policzyć niepoliczalne*. Wiedza Powszechna, Warszawa.

Encyklopedia Gazety Wyborczej, 2004: T. 10. Wydawnictwo Naukowe PWN, Kraków.

Steczkowski J., Zeliaś A., 1981, *Statystyczne metody analizy cech jakościowych*. PWE, Warszawa.

Stevens S.S., 1946: *On the Theory of Scales Measurement*. „Science", t. 103, No. 2684.

Wiśniewski J.W., 1986: *Ekonometryczne badanie zjawisk jakościowych. Studium metodologiczne.* Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń.

Wiśniewski J.W., 2009: *Mikroekonometria*. Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń.

Wiśniewski J.W., 2012, *Dilemmas of Economic Measurements in Weak Scales*. Wydawnictwo Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin.

[8] Przejście na pomiar w skali nominalnej powoduje utratę części informacji, które zwiększa jednak możliwości analityczne.

DILEMMAS IN APPLICATION OF THE SPEARMAN'S CORRELATION COEFFICIENT

Summary

In practice of statistical research and in teaching of statistics, the Spearman's correlation coefficient is used relatively often. It is sometimes called the Spearman's Order Correlation, which can be considered as correct definition. It often happens that the term Spearman's Rank-Order Correlation is used, which raises elementary objections. Spearman's correlation coefficient is a special case of the Pearson's correlation coefficient, used for the case of a pair of random variables, with observations in the form of sequence of n natural numbers. Natural numbers, which belong in this case to the measurement of ratio (absolute) scale results, are not equivalent to ranks, which are the result of the measurement in the weak (ordinal) scale. That is, the Spearman's correlation coefficient cannot be used to analyze the ranks, and only the natural numbers.