Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach

Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe
Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach
ISSN 2083-8611 Nr 335 · 2017

Informatyka i Ekonometria 9

Małgorzata Złotoś

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach
Wydział Zarządzania
Katedra Statystyki, Ekonometrii i Matematyki
malgorzata.zlotos@ue.katowice.pl

O WYKORZYSTANIU METOD PLANOWANIA EKSPERYMENTÓW CZYNNIKOWYCH W KONSTRUKCJI INDEKSÓW STATYSTYCZNYCH

Streszczenie: Metodologia planowania eksperymentów znajduje zastosowanie w projektowaniu procesu produkcyjnego, pozwalając na poprawę jego rezultatów technologicznych i ekonomicznych. Plany eksperymentów wykorzystywane są również w naukach przyrodniczych oraz pozwalają na modyfikację istniejących metod statystycznych. W teorii indeksów statystycznych poszukuje się takiej postaci indeksów dla wielkości absolutnych, które pozwoliłyby na ich właściwą interpretację ekonomiczną, a jednocześnie spełniałyby odpowiednie aksjomaty. Wśród podejść w konstrukcji indeksów statystycznych dla wielkości absolutnych wymienia się ujęcie czynnikowe zaproponowane w 1961 r. przez K.S. Banerjeego. W niniejszym artykule przedstawiono konstrukcję indeksów statystycznych dla wielkości stosunkowych z wykorzystaniem podejścia czynnikowego. Ponadto zaprezentowano przykład empiryczny, pozwalający zweryfikować własności zaproponowanych indeksów statystycznych.

Słowa kluczowe: plany eksperymentów czynnikowych, indeksy statystyczne, płace.

JEL Classification: C9, C43.

Wprowadzenie

Metody planowania eksperymentów wywodzą się z praktyk stosowanych w doświadczalnictwie rolniczym. Pierwsze publikacje dotyczące teorii planowania eksperymentów pojawiły się w latach 20. XX w. Obecnie metody planowania eksperymentów powszechnie stosuje się przede wszystkim w projektowaniu procesu produkcyjnego, ponadto metodologia ta znajduje swoje zastosowanie również w biologii, chemii, a nawet w analizie danych przestrzennych.

Rozważania w teorii indeksów statystycznych zazwyczaj dotyczą agregatowych indeksów określonych dla wielkości absolutnych, natomiast należy zwrócić również uwagę na problematykę konstrukcji agregatowych indeksów sformułowanych dla wielkości stosunkowych. Celem artykułu jest przedstawienie propozycji agregatowego indeksu dla wielkości stosunkowych, uzyskanego zgodnie z podejściem czynnikowym zaproponowanym przez K.S. Banerjeego [1961].

1. Plany eksperymentów czynnikowych

W praktyce przedsiębiorstw produkcyjnych najczęściej wykorzystywanymi planami eksperymentów są całkowite plany eksperymentów czynnikowych typu 2^m oraz ułamkowe plany eksperymentów czynnikowych typu 2^{m-k} [Kończak, 2007].

Całkowity plan eksperymentu czynnikowego typu 2^m uwzględnia m czynników $X_1, X_2,\ldots, X_m$ występujących na dwu poziomach: górnym – oznaczanym symbolem „+" oraz dolnym – oznaczanym symbolem „–".

Zależność pomiędzy zmienną objaśniającą a zmienną wynikową w przypadku planu eksperymentu czynnikowego typu 2^m można przedstawić w postaci modelu regresji liniowej postaci [Wawrzynek, 2009]:

$$\begin{aligned} y(\mathrm{x}) = \theta_0 + \theta_1 x_1 + \ldots + \theta_m x_m + \theta_{12} x_1 x_2 + \ldots + \theta_{m-1\ m} x_{m-1} x_m + \theta_{123} x_1 x_2 x_3 + \\ + \ldots + \theta_{m-2\ m-1\ m} x_{m-2} x_{m-1} x_m + \ldots + \theta_{12\ldots m} x_1 x_2 \ldots x_m \end{aligned} \tag{1}$$

gdzie współczynniki $\theta_1, \theta_2,\ldots, \theta_m$ nazywane są efektami głównymi czynników $X_1, X_2,\ldots, X_m$, natomiast pozostałe współczynniki noszą nazwę interakcji czynników. Oszacowania parametrów modelu (1) można dokonać, wykorzystując metodę najmniejszych kwadratów [Wawrzynek, 1993].

Niech dane będą dwa czynniki: X_1, X_2 występujące na dwu poziomach: górnym i dolnym. Wówczas całkowity plan eksperymentu czynnikowego 2^2 obejmuje *4k* doświadczeń, gdzie k oznacza liczbę replikacji. Schemat tak określonego planu eksperymentu przedstawiono w tab. 1.

Tabela 1. Schemat całkowitego planu eksperymentu czynnikowego typu 2^2

Oznaczenie doświadczenia	1	X_1	X_2	X_1, X_2	Wartości zmiennej wynikowej				y_i
					1	2	...	k	
(1)	+	-	-	+	y_{11}	y_{12}	...	y_{1k}	$y_1 = \sum_{j=1}^{k} y_{1j}$
a	+	+	-	-	y_{21}	y_{22}	...	y_{2k}	$y_2 = \sum_{j=1}^{k} y_{2j}$
b	+	-	+	-	y_{31}	y_{32}	...	y_{3k}	$y_3 = \sum_{j=1}^{k} y_{3j}$
ab	+	+	+	+	y_{41}	y_{42}	...	y_{4k}	$y_4 = \sum_{j=1}^{k} y_{4j}$

Plan ten odpowiada funkcji regresji liniowej postaci [Montgomery, 1997]:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_1 x_2 \tag{2}$$

dla której wartości współczynników β_0, β_1, β_2, β_3 wyznaczyć można zgodnie z poniższymi równaniami [Montgomery, 1997]:

$$\begin{aligned}
\beta_0 &= \frac{1}{4k}\sum_{i=1}^{4} y_i \\
2\beta_1 &= \frac{1}{2k}(-y_1 + y_2 - y_3 + y_4) \\
2\beta_2 &= \frac{1}{2k}(-y_1 - y_2 + y_3 + y_4) \\
2\beta_3 &= \frac{1}{2k}(+y_1 - y_2 - y_3 + y_4)
\end{aligned} \tag{3}$$

W celu weryfikacji istotności współczynników funkcji regresji (1), a w szczególności funkcji postaci (2), można dokonać z wykorzystaniem analizy wariancji (ANOVA) [Montgomery, 1997, 2001].

2. Indeksy agregatowe

W analizie dynamiki zjawisk niejednorodnych stosuje się indeksy agregatowe. Jeżeli badane zjawisko dotyczy wielkości absolutnych (zazwyczaj jest to wartość pieniężna), wówczas wyznacza się indeks wartości:

$$I_W = \frac{\sum_{i=1}^{k} p_{i1} q_{i1}}{\sum_{i=1}^{k} p_{i0} q_{i0}} \tag{4}$$

agregatowy indeks ilości:

$$I_q = \frac{\sum_{i=1}^{k} p_{it} q_{in}}{\sum_{i=1}^{k} p_{it} q_{i0}} \tag{5}$$

oraz agregatowy indeks cen:

$$I_p = \frac{\sum_{i=1}^{k} p_{in} q_{it}}{\sum_{i=1}^{k} p_{i0} q_{it}} \tag{6}$$

gdzie p_{it} oznacza cenę i-tego artykułu w okresie t, natomiast q_{it} oznacza ilość i-tego artykułu w okresie t, gdzie $t = n$ (okres badany) lub $t = 0$ (okres podstawowy). Przeprowadzając standaryzację współczynników indeksów agregatowych cen i ilości, otrzymuje się indeksy cen i ilości według formuły Laspeyresa (ustalając odpowiednio ilości i ceny na poziomie okresu podstawowego) i według formuły Paaschego (ustalając odpowiednio ilości i ceny na poziomie okresu badanego) [Domański (red.), 2001].

Gdy analiza statystyczna dotyczy wielkości stosunkowych, rozważa się indeks agregatowy w postaci:

$$I_y^{(z)} = \frac{\sum_{i=1}^{k} x_{in}}{\sum_{i=1}^{k} z_{in}} : \frac{\sum_{i=1}^{k} x_{i0}}{\sum_{i=1}^{k} z_{i0}} \tag{7}$$

agregatowe indeksy o stałej strukturze, według formuły Laspeyresa i Paaschego odpowiednio:

$$_L I_y^{(s)} = \frac{\sum_{i=1}^{k} y_{in} z_{i0}}{\sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{i0}} \tag{8}$$

$$_P I_y^{(s)} = \frac{\sum_{i=1}^{k} y_{in} z_{in}}{\sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{in}} \tag{9}$$

oraz indeksy wpływu zmian strukturalnych, według formuły Laspeyresa i Paaschego odpowiednio:

$$_L I_y^{(ws)} = \frac{I_y^{(z)}}{_P I_y^{(s)}} \tag{10}$$

$$_P I_y^{(ws)} = \frac{I_y^{(z)}}{_L I_y^{(s)}} \tag{11}$$

W szczególności na podstawie indeksów zespołowych określić można agregatowy indeks przeciętnej płacy, przyjmując odpowiednio: $\sum_{i=1}^{k} x_i$ – fundusz płac, $\sum_{i=1}^{k} z_i$ – liczba zatrudnionych, wtedy $\bar{y} = \frac{\sum_{i=1}^{k} x_i}{\sum_{i=1}^{k} z_i}$ – średnia płaca [Domański (red.), 2001].

3. Indeksy agregatowe cen i ilości w ujęciu czynnikowym

W teorii indeksów statystycznych wciąż poszukuje się takich formuł indeksów agregatowych, które będą spełniać jak najwięcej aksjomatów oraz będą miały znaczącą interpretację ekonomiczną [Białek, 2012]. Wśród kierunków w teorii indeksów statystycznych wyróżnić można podejście aksjomatyczne, stochastyczne, czynnikowe, ekonomiczne i Divisa [von der Lippe, 2007]. Jednym z uznawanych podejść w teorii indeksów statystycznych jest tzw. podejście czynnikowe zaproponowane przez K.S. Banerjeego [1961]. Zakładając, że wykonano pojedyncze doświadczenie, czyli poddano analizie dane dotyczące jednego towaru, przyjmuje się, że czynniki p oraz q występują na dwóch poziomach: „0” oraz „1”. Wówczas iloczyny p_0q_0, p_0q_1, p_1q_0, p_1q_1, odpowiadają poszczególnym kombinacjom poziomów czynników p i q. Plan tego eksperymentu przedstawiono w tab. 2.

Tabela 2. Plan eksperymentu czynnikowego typu 2^m

Oznaczenie doświadczenia	**1**	***p***	***q***	***pq***	y_i
I	+	-	-	+	p_0q_0
P	+	+	-	-	p_1q_0
Q	+	-	+	-	p_0q_1
PQ	+	+	+	+	p_1q_1

Zgodnie z procedurą całkowitego planu eksperymentu czynnikowego typu 2^m, oszacować można wartości efektów głównych, zgodnie z poniższymi równaniami:

$$\begin{aligned}
M &= \frac{1}{4}(p_1q_1 + p_0q_1 + p_1q_0 + p_0q_0) \\
P &= \frac{1}{2}(p_1q_1 - p_0q_1 + p_1q_0 - p_0q_0) \\
Q &= \frac{1}{2}(p_1q_1 + p_0q_1 - p_1q_0 - p_0q_0) \\
PQ &= \frac{1}{2}(p_1q_1 - p_0q_1 - p_1q_0 + p_0q_0)
\end{aligned} \tag{12}$$

K.S. Banerjee, wykonując odpowiednie przekształcenia algebraiczne, otrzymał równania postaci:

$$\begin{aligned} 4M &= (p_1 + p_0)(q_1 + q_0) = p_0 q_0 (p_{01} + 1)(q_{01} + 1) \\ 2P &= (p_1 - p_0)(q_1 + q_0) = p_0 q_0 (p_{01} - 1)(q_{01} + 1) \\ 2Q &= (p_1 + p_0)(q_1 - q_0) = p_0 q_0 (p_{01} + 1)(q_{01} - 1) \\ 2PQ &= (p_1 - p_0)(q_1 - q_0) = p_0 q_0 (p_{01} - 1)(q_{01} - 1) \end{aligned} \tag{13}$$

Wtedy z równań (12) oraz (13) wynika, że:

$$\begin{aligned} (p_{01} + 1)(q_{01} + 1) &= \frac{p_1 q_1}{p_0 q_0} + \frac{p_0 q_1}{p_0 q_0} + \frac{p_1 q_0}{p_0 q_0} + 1 = I_W + I_L^q + I_L^p + 1 \\ (p_{01} - 1)(q_{01} + 1) &= \frac{p_1 q_1}{p_0 q_0} - \frac{p_0 q_1}{p_0 q_0} + \frac{p_1 q_0}{p_0 q_0} - 1 = I_W - I_L^q + I_L^p - 1 \\ (p_{01} + 1)(q_{01} - 1) &= \frac{p_1 q_1}{p_0 q_0} + \frac{p_0 q_1}{p_0 q_0} - \frac{p_1 q_0}{p_0 q_0} - 1 = I_W + I_L^q - I_L^p - 1 \\ (p_{01} - 1)(q_{01} - 1) &= \frac{p_1 q_1}{p_0 q_0} - \frac{p_0 q_1}{p_0 q_0} - \frac{p_1 q_0}{p_0 q_0} + 1 = I_W - I_L^q - I_L^p + 1 \end{aligned} \tag{14}$$

Wykorzystując układ równań składający się z pierwszego i drugiego z równań (14), wyznaczono wartości indeksu cen $p_{01} = \frac{p_1}{p_0}$ i indeksu ilości $q_{01} = \frac{q_1}{q_0}$ w postaci:

$$p_{01} = \frac{I_L^p + I_W}{1 + I_L^q} \tag{15}$$

$$q_{01} = I_L^q \tag{16}$$

W analogiczny sposób wyznacza się formuły indeksów cen i ilości dla pozostałych pięciu par równań (14) [von der Lippe, 2007]. Uwzględnienie cen i ilości następnych towarów poddanych analizie odpowiada uwzględnieniu kolejnych replikacji eksperymentu [Banerjee, 1961].

4. Indeksy agregatowe wielkości stosunkowych w ujęciu czynnikowym

Rozważono plan eksperymentu typu 2^m, który uwzględniał dwa czynniki Y i Z występujące na górnym i dolnym poziomie każdy. Ponadto dla rozważanego eksperymentu wykonano *k* replikacji. W teorii indeksów statystycznych wartości czynnika Y odpowiadają wartościom wielkości stosunkowych w okresie badanym (górny poziom czynnika Y) i w okresie podstawowym (dolny poziom czynnika Y), natomiast liczba replikacji odpowiada liczbie towarów. Wówczas odpowiedni plan eksperymentu typu 2^m zaprezentowano w tab. 3.

Tabela 3. Plan eksperymentu dla wielkości stosunkowych

Oznaczenie doświadczenia	**1**	***y***	***z***	***yz***	y_j
I	+	-	-	+	$\sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{i0}$
Y	+	+	-	-	$\sum_{i=1}^{k} y_{i1} z_{i0}$
Z	+	-	+	-	$\sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{i1}$
YZ	+	+	+	+	$\sum_{i=1}^{k} y_{i1} z_{i1}$

Zgodnie z teorią planu eksperymentu typu 2^m prawdziwe są równania:

$$\begin{aligned} 4kM &= \sum_{i=1}^{k} y_{i1} z_{i1} + \sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{i1} + \sum_{i=1}^{k} y_{i1} z_{i0} + \sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{i0} \\ 2kY &= \sum_{i=1}^{k} y_{i1} z_{i1} - \sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{i1} + \sum_{i=1}^{k} y_{i1} z_{i0} - \sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{i0} \\ 2kZ &= \sum_{i=1}^{k} y_{i1} z_{i1} + \sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{i1} - \sum_{i=1}^{k} y_{i1} z_{i0} - \sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{i0} \\ 2kYZ &= \sum_{i=1}^{k} y_{i1} z_{i1} - \sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{i1} - \sum_{i=1}^{k} y_{i1} z_{i0} + \sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{i0} \end{aligned} \tag{17}$$

Wykonując przekształcenia równań (17) odpowiadające przekształceniom w podejściu Banerjeego, otrzymano równania o następującej postaci:

$$(y_{01}+1)(z_{01}+1) = \frac{\sum_{i=1}^{k} y_{i1} z_{i1}}{\sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{i0}} + \frac{\sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{i1}}{\sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{i0}} + \frac{\sum_{i=1}^{k} y_{i1} z_{i0}}{\sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{i0}} + 1 \tag{18}$$

$$(y_{01}-1)(z_{01}+1) = \frac{\sum_{i=1}^{k} y_{i1} z_{i1}}{\sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{i0}} - \frac{\sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{i1}}{\sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{i0}} + \frac{\sum_{i=1}^{k} y_{i1} z_{i0}}{\sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{i0}} - 1 \tag{19}$$

$$(y_{01}+1)(z_{01}+1) = \frac{\sum_{i=1}^{k} y_{i1} z_{i1}}{\sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{i0}} + \frac{\sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{i1}}{\sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{i0}} - \frac{\sum_{i=1}^{k} y_{i1} z_{i0}}{\sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{i0}} - 1 \tag{20}$$

$$(y_{01}-1)(z_{01}-1) = \frac{\sum_{i=1}^{k} y_{i1} z_{i1}}{\sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{i0}} - \frac{\sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{i1}}{\sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{i0}} - \frac{\sum_{i=1}^{k} y_{i1} z_{i0}}{\sum_{i=1}^{k} y_{i0} z_{i0}} + 1 \tag{21}$$

Wtedy dla poszczególnych par równań (18)-(21) wyznaczyć można wartości y_{01}. Rezultaty przedstawiono w tab. 4.

Tabela 4. Wyniki przekształceń algebraicznych dla wybranych par równań (18)-(21)

Para równań	Indeks wielkości stosunkowych y_{01}
(18) i (19)	$\frac{\sum_{i=1}^{k} y_{i1}z_{i0} + \sum_{i=1}^{k} y_{i1}z_{i1}}{\sum_{i=1}^{k} y_{i0}z_{i1} + \sum_{i=1}^{k} y_{i0}z_{i0}} = I_{ab}$
(18) i (20)	$\frac{\sum_{i=1}^{k} y_{i1}z_{i0}}{\sum_{i=1}^{k} y_{i0}z_{i0}} = I_L^{(s)}$
(18) i (21)	$\frac{\sum_{i=1}^{k} y_{i1}z_{i0} + \sum_{i=1}^{k} y_{i0}z_{i1} + \sum_{i=1}^{k} y_{i1}z_{i1}}{\sum_{i=1}^{k} y_{i0}z_{i0}} = I_{ad}$
(19) i (21)	$\frac{\sum_{i=1}^{k} y_{i1}z_{i0}}{\sum_{i=1}^{k} y_{i0}z_{i0}} = I_L^{(s)}$
(20) i (21)	$\frac{\sum_{i=1}^{k} y_{i1}z_{i1} - \sum_{i=1}^{k} y_{i1}z_{i0}}{\sum_{i=1}^{k} y_{i0}z_{i1} - \sum_{i=1}^{k} y_{i0}z_{i0}} = I_{cd}$

W wyznaczonych indeksach należy zwrócić uwagę na postaci indeksów oznaczonych symbolami I_{ab} oraz I_{cd}, które mogą stanowić porównanie wartości w okresach podstawowym i badanym.

5. Przykład empiryczny

W tabeli 5 przedstawiono dane dotyczące przeciętnego zatrudnienia i przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia brutto (w zł) dla trzech wybranych sekcji (według podziału klasyfikacji działalności z 2007 r.) gospodarki narodowej w Polsce w roku 2014 i w roku 2015.

W celu oceny dynamiki płac w analizowanych sekcjach gospodarki narodowej w latach 2014 i 2015 należy obliczyć oraz zinterpretować wartości indeksów agregatowych wielkości stosunkowych postaci (7)-(11). Wyniki obliczeń przedstawiono w tab. 6.

Tabela 5. Przeciętne zatrudnienie i przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto (w zł) dla przemysłu, budownictwa i handlu hurtowego i detalicznego w Polsce

Sekcja PKD 2007	Przeciętne zatrudnienie		Przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto (w zł)	
	2014 r.	2015 r.	2014 r.	2015 r.
Przemysł	2 676 458	2 705 576	3 876,91	3 983,49
Budownictwo	590 006	592 752	3 102,28	3 217,49
Handel hurtowy i detaliczny	1 562 388	1 596 417	3 129,77	3 278,13

Źródło: [www 1].

Tabela 6. Wartości agregatowych indeksów wielkości stosunkowych dla danych z tab. 5

Postać indeksu	Wartość
$I_y^{(z)}$	1,0339
${}_L I_y^{(s)}$	1,0133
${}_P I_y^{(s)}$	1,0134
${}_L I_y^{(ws)}$	1,0203
${}_P I_y^{(ws)}$	1,0203

Z kolei wartości zaproponowanych indeksów przedstawionych w tab. 4 wynoszą I_{ab} = 1,0133 oraz I_{cd} = 1,0145. Wartości te są zbliżone do wartości agregatowego indeksu wielkości stosunkowych o zmiennej strukturze $I_y^{(z)}$ oraz do wartości agregatowych indeksów o stałej strukturze, według formuły Laspeyresa ${}_L I_y^{(s)}$ i Paaschego ${}_P I_y^{(s)}$.

Podsumowanie

Kierunki badań w wyznaczaniu formuł indeksów statystycznych dotyczą w głównej mierze agregatowych indeksów dla wielkości absolutnych. Natomiast agregatowe indeksy określone dla wielkości stosunkowych stanowią ważną część w teorii indeksów statystycznych ze względu na ich interpretację ekonomiczną. W niniejszym artykule przedstawiono implementację podejścia czynnikowego, określonego przez K.S. Banerjeego, do wyznaczania formuły agregatowego indeksu wielkości stosunkowych.

Literatura

Banerjee K.S. (1961), *A Unified Statistical Approach to the Index Number Problem*, "Econometrica", Vol. 29, s. 591-601.

Białek J. (2012), *Propozycja indeksu cen*, „Wiadomości Statystyczne", nr 7, s. 13-24.

Domański C., red. (2001), *Metody statystyczne. Teoria i zadania*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.

Kończak G. (2007), *Metody statystyczne w sterowaniu jakością produkcji*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Katowicach, Katowice.

von der Lippe P. (2007), *Index Theory and Price Statistics*, Peter Lang, Frankfurt.

Montgomery D.C. (1997), *Introduction to Statistical Quality Control*, John Wiley&Sons, New York.

Montgomery D.C. (2001), *Design and Analysis of Experiments*, John Wiley&Sons, New York.

Wawrzynek J. (1993), *Statystyczne planowanie eksperymentów w zagadnieniach regresji w warunkach małej próby*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław.

Wawrzynek J. (2009), *Planowanie eksperymentów zorientowane na doskonalenie jakości produktu*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Wrocław.

[www 1] https://bdl.stat.gov.pl/ (dostęp: 10.05.2017).

USE OF DESIGN OF EXPERIMENTS METHODS IN THE CONSTRUCTION OF STATISTICAL INDEXES

Summary: Methods of design of experiments, as a tool of statistical quality control, leads to the improvement of technological and economical results of a manufacturing process. Currently design of experiments are used also in natural sciences and allows for the modification of existing statistical methods. In the theory of statistical indexes, one of the approaches of the construction of statistical indexes is the factorial approach proposed in 1961 by K. Banerjee. The aim of this article is to present the construction of statistical indexes for relative magnitudes using a factorial approach. In addition, an empirical example will be presented to verify the properties of the proposed indexes.

Keywords: design of experiments, factorial design of experiment, statistical indexes.