ZESZYTY NAUKOWE POLITECHNIKI ŚLĄSKIEJ 1979
Seria: GÓRNICTWO z. 97 Nr kol. 597

Norbert Musioł

STATYSTYCZNA ANALIZA ZMIENNOŚCI KOSZTÓW PRODUKCJI GÓRNICZEJ

Streszczenie: W artykule zbudowano model kosztów produkcji wyjaśniony wielkością majątku trwałego i zatrudnienia. Oszacowany model wykorzystano jako narzędzie predykcji.

1. Uwagi wstępne

Ekonometryczna analiza kosztów produkcji górniczej koncentruje się na budowie modeli przyczynowo-opisowych, które wyjaśniają mechanizm wpływu pewnych czynników o charakterze ekonomicznym, technologicznym i organizacyjnym na ich poziom /2/ /5/.

Celem niniejszej pracy jest poznanie pewnych czynników istotnie oddziaływujących na proces kształtowania się kosztów produkcji, jak również poznanie ich wpływu na przebieg badanego zjawiska. Proces produkcji materialnej ulega przeobrażeniom w czasie, co wyraża się między innymi zmianami związków ilościowych pomiędzy czynnikami oddziaływującymi na przebieg procesu produkcji a wynikami tego procesu -kosztami. Z punktu widzenia rozpoznawania skali tych zmian niezbędne jest przeprowadzenie odpowiedniej analizy ilościowej. Pokazano również, że oszacowany model może służyć jako narzędzie predykcji.

Spośród ogółu czynników o charakterze obiektywnym i subiektywnym wpływających na wielkość kosztów produkcji górniczej, ich ekonometryczna analiza obejmuje jedynie czynniki wymierne, pomijając szereg istotnych czynników nie dających się ująć liczbowo.

W opracowaniu ograniczono się do analizy kosztów opartej na czynnikach wymiernych.

Dane empiryczne pochodzą z grupy 30 kopalń Górnośląskiego Zagłębia Węglowego i obejmują lata 1963-1975. Zestaw zmiennych objaśniających model przyczynowo-popisowy obrazujący mechanizm kształtowania się kosztów produkcji górniczej obejmuje wielkość majątku trwałego biernego, wielkość majątku trwałego czynnego oraz zatrudnienie.

2. Budowa i estymacja parametrów modelu kosztów jednostkowych

Punktem wyjściowym naszego postępowania będzie model addytywny kosztów oparty na liniowej funkcji postaci.

$$K_t = \sum_{k=o}^{K} a_k x_{kt} + \xi_t \qquad /1/$$

gdzie:

K_t - wartość kosztów w roku t / $t = 1,2,...,T$/,

X_{kt} - wartość k-tego czynnika produkcji w roku t,

a_k - parametry strukturalne modelu,

ξ_t - składnik losowy,

$X_{ot} = 1$, więc a_o to wyraz wolny.

Uwzględniając zestaw zmiennych objaśniających przyjętych do analizy, model kosztów jednostkowych przybierze postać:

$$K_t = a_o + a_1 x_{1t} + a_1 X_{2t} + a_3 X_{3t} + \xi_t \qquad /2/$$

W wyniku zastosowania klasycznej metody najmniejszych kwadratów otrzymano:

$$K_t = 149.45 + 20.16\, X_{1t} + 25.10\, X_{2t} + 85.15\, X_{3t} + \varepsilon_t \qquad /3/$$

$$/20.173/ \quad /2.808/ \quad /3.720/ \quad /7.291/ \quad /4.030/$$

gdzie:

X_{1t} - wartość majątku trwałego biernego netto w roku t, mld zł,

X_{2t} - wartość majątku trwałego czynnego netto w roku t, mld zł,

X_{3t} - liczba przepracowanych pracownikodniówek, mln, w roku t.

Oprócz estymacji parametrów strukturalnych funkcji kosztów oszacowano parametry struktury stochastycznej mówiące o rzędzie dokładności, z jaką przyjęta funkcja aproksymuje dane rzeczywiste. W tym celu obliczono wariancję i odchylenia standardowe składnika losowego, współczynnik zbieżności, współczynnik korelacji wielorakiej oraz współczynnik zmienności losowej, których wielkości kształtują się następująco:

$$S_\varepsilon^2 = 16.31 \; ; \quad S_\varepsilon = 4.03 \; ; \quad \varphi^2 = 0,3996 \; ; \quad R_w = 0.7742 \; ; \quad V = 0.01344$$

Weryfikacji istotności wartości ocen parametrów strukturalnych modelu dokonano w oparciu o test Studenta. Obliczone wartości statystyki t_k - Studenta odpowiednio wynoszą:

$t_o = 7.408$, $t_1 = 7.179$, $t_2 = 6.768$ i $t_3 = 11.670$. Oceny parametrów a_k /$k = 0,1,2,3$/ są statystycznie istotne dla poziomu istotności $\alpha = 0.001$; $t_\alpha = 3.707$ dla $n-k=30-4=26$ stopni swobody /t_α - z tablic rozkładu Studenta/ [6].

Obliczone wartości statystyki Studenta t_k /dla $k = 0,1,...,3$/ zgodnie z relacją

$$p\left\{|t_k| \geq t\right\} = \alpha \qquad k = 0,1,2,3$$

pozwalają na odrzucenie hipotezy zerowej H_o o statystycznej nieistotności wyznaczonych parametrów strukturalnych modelu.

Wyznaczone wartości współczynnika zbieżności $\varphi^2 = 0.3996$ oraz oceny odchylenia standardowego składnika losowego $S_{\varepsilon t} = 4.030$ pozwalają na stwierdzenie, że model /3/ stosunkowo dobrze oddaje mechanizm oddziaływania analizowanych czynników na koszty jednostkowe produkcji górniczej.

3. Weryfikacja stabilności parametrów strukturalnych modelu

Jeżeli chcemy stwierdzić, czy w badanym okresie nastąpiły pewne zmiany w relacji pomiędzy czynnikami a kosztami produkcji, to zagadnienie sprowadza się do badania stałości parametrów strukturalnych w czasie. Stabilność ocen parametrów strukturalnych modelu poddano weryfikacji testem Chowa [1].

Zgodnie z wymogami testu badany okres, obejmujący T lat dzielimy na dwa rozłączne podokresy, z których pierwszy obejmuje n_1, drugi n_2 lat przy czym $n_1 + n_2 = T$.

Jako graniczny obrano rok 1970, w którym wystąpiła znaczna zmiana wartości kosztów mogąca mieć wpływ na brak stabilności parametrów strukturalnych w czasie.

Liczba lat w wydzielonych podokresach musi być większa od liczby występujących w modelu parametrów, czyli $n_1 > K + 1$ oraz $n_2 > K + 1$. Na podstawie obserwacji z całego okresu oraz z dwóch podokresów szacujemy parametry strukturalne tego samego modelu /1/.

Wyniki estymacji metodą najmniejszych kwadratów modelu /1/ ze zmiennymi objaśniającymi x_1, x_2 oraz x_3 na bazie danych statystycznych dotyczących badanych podokresów przedstawiono poniżej.

Tabela 1

Wyniki stymacji liniowych funkcji kosztów

Podokres	Oszacowane funkcje kosztów
1963-1970 I	$\hat{K}^{I}_t = 21.30\, X_{1t} + 26.60\, X_{2t} + 82.84\, X_{3t} + 139.81 + \varepsilon_t$ /4/ /1.360/ /1.708/ /6.332/ /8.005/ /1.000/
1971-1975 II	$\hat{K}^{II}_t = 16.49\, X_{1t} + 20.31\, X_{2t} + 92.67\, X_{3t} + 176.44 + \varepsilon_t$ /5/ /o,9970/ /1.631/ /2.821/ /1.791/ /1.8384/

W obu wyżej oszacowanych funkcjach kosztów wyznaczone parametry strukturalne są istotne na poziomie istotności $\alpha = 0.001$. Oceny parametrów struktury stochastycznej przedstawiono w tabeli 2.

Tabela 2

Ocena parametrów struktury stochastycznej w dwóch rozłącznych podokresach

Podokres	$S^2\varepsilon_t$	$S\,\varepsilon_t$	φ^2	R_w	V
I	3.3800	1.0384	0.3148	0.6277	0.006592
II	1.003	1.000	0.15103	0.9213	0.0030

Weryfikowaną hipotezą statyczną jest hipoteza H_0, która głosi, że wektory parametrów strukturalnych w obu rozłącznych podokresach są równe. Hipotezę alternatywną stanowi twierdzenie o różnych wartościach wektorów parametrów strukturalnych. Narzędłiem weryfikacji hipotezy H_0 jest statystyka F będąca zmienną losową, która przy założeniu prawdziwości hipotezy H_0 ma rozkład F. Fishera-Snedecora odpowiednio o K + 1 oraz $n_1 + n_2 - 2$ /k+1/ stopniach swobody.

$$F = \frac{\frac{\frac{1}{K+1} Q_{3}}{Q_{2}}}{n_1 + n_2 - 2/k+1/} \qquad /6/$$

gdzie:

$$Q_{1} = \sum_{t=1}^{T} /\hat{K}_t - \hat{K}_t^{1}/^2 \qquad /7/$$

$$Q_{2} = \sum_{t=1}^{n_1} /\hat{K}_t - \hat{K}_t^{I}/^2 + \sum_{t=n_1+1}^{T} /K_t - \hat{K}_t^{II}/^2 \qquad /8/$$

$$Q_{3} = Q_{1} - Q_{2} \qquad /9/$$

Obszar krytyczny testu przy przyjętym poziomie istotności wyznaczony będzie przez zbiór wartości F takich, że $F \geqslant F_a$ dla k + 1 i $n_1 + n_2 - 2*$ /k+1/ stopni swobody.

Jeżeli F obliczone według wzoru /6/ znajdzie się w obszarze krytycznym to odrzucimy na poziomie istotności hipotezę głoszącą, że parametry strukturalne modelu /1/ w obu wyróżnionych podokresach są takie jak w całym badanym okresie, na rzecz hipotezy, że parametry te różnią się nieprzypadkowo. Jeżeli F nie znajdzie się w obszarze krytycznym, to nie ma podstaw do porzucenia hipotezy H_o.

Po podstawieniu do wzorów /7/, /8/ i /9/ zaobserwowanych i teoretycznych wartości zmiennej endogenicznej otrzymano

$$Q_{\cdot 1} = 6999{,}42 \; ; \quad Q_{\cdot 2} = 1060.02 \; ; \quad Q_{\cdot 3} = 5939.4$$

Obliczono wartość statystyki F = 7.004, a odczytana z tablic rozkładu F Snedecora wartość krytyczna / na poziomie istotności $\alpha = 0{,}05$/ wynosi $F_a = 5.19$. Ponieważ zachodzi związek

$$P\left\{ F \geqslant F_a \right\} = \alpha$$

hipotezę H_o odrzucono.

Powyższe wyniki upoważniają do wniosku, że wektory ocen parametrów strukturalnych modelu w dwóch rozpatrywanych podokresach istotnie różnią się między sobą. Oznacza to, że inne były relacje pomiędzy wzrostem wartości kosztów produkcji kopalni, a przyrostem majątku trwałego biernego i czynnego oraz zatrudnienia w latach 1963-1970 i w latach 1971-1975. Wykrycie zachodzących w czasie tendencji zmian tych relacji jest dalszym celem badań.

Funkcję kosztów produkcji /1/ szacujemy na podstawie danych przekrojowych dotyczących określonego momentu czasu t /t=1,2...T/. Powtarzając procedurę estymacyjną T razy, otrzymujemy szeregi wartości a_k ocen parametrów α_k zaobserwowane dla kolejnych lat, na podstawie których szacujemy modele tendencji rozwojowej ocen parametrów.

Model /1/ przy braku stabilności parametrów strukturalnych w czasie przyjmie postać:

$$K_t = \sum_{k=0}^{K} f_k /t/ \cdot X_k + \xi_t \qquad /10/$$

Podstawą estymacji parametrów strukturalnych modelu /1/ były przekrojowe dane statystyczne dla kolejnych lat 1963-1975. Dla każdego roku wykorzystano informacje dotyczące kosztów jednostkowych produkcji, majątku trwałego, biernego i czynnego oraz zatrudnienia trzydziestu kopalń. Wyniki estymacji liniowych funkcji kosztów produkcji w kolejnych latach okresu 1963 - 1975 przedstawiono w tabeli 3.

Tabela 3

Lata	Liniowe funkcje kosztów jednostkowych oszacowane na podstawie danych przekrojowych
1963	$K_i = 23.15\ X_{1i} + 28.92\ X_{2i} + 78.15\ X_{3i} + 125.67$
1964	$K_i = 22.50\ X_{1i} + 28.13\ X_{2i} + 74.90\ X_{3i} + 131.59$
1965	$K_i = 21.79\ X_{1i} + 27.21\ X_{2i} + 77.95\ X_{3i} + 138.28$
1966	$K_i = 21.53\ X_{1i} + 26.92\ X_{2i} + 81.20\ X_{3i} + 145.30$
1967	$K_i = 21.56\ X_{1i} + 26.85\ X_{2i} + 83.10\ X_{3i} + 144.03$
1968	$K_i = 20.94\ X_{1i} + 26.15\ X_{2i} + 86.35\ X_{3i} + 141.41$
1969	$K_i = 20.25\ X_{1i} + 25.28\ X_{2i} + 94.90\ X_{3i} + 141.17$
1970	$K_i = 18.75\ X_{1i} + 23.40\ X_{2i} + 86.20\ X_{3i} + 151.06$
1971	$K_i = 17.77\ X_{1i} + 22.24\ X_{2i} + 88.20\ X_{3i} + 170.59$
1972	$K_i = 17.21\ X_{1i} + 21.51\ X_{2i} + 91.70\ X_{3i} + 175.88$
1973	$K_i = 16.36\ X_{1i} + 20.39\ X_{2i} + 94.00\ X_{3i} + 178.95$
1974	$K_i = 15.80\ X_{1i} + 19.08\ X_{2i} + 94.12\ X_{3i} + 178.00$
1975	$K_i = 15.33\ X_{1i} + 18.33\ X_{2i} + 95.33\ X_{3i} + 178.80$

Analizując funkcje kosztów dla poszczególnych lat badanego okresu, zaznacza się istnienie wyraźnych **trendów** współczynników a_1, a_2 oraz a_3 przy zmiennych objaśniających x_1, x_2 i x_3 oraz wyrazu wolnego a_4. Na podstawie zamieszczonych w tabeli 3 szeregów wartości ocen parametrów strukturalnych przy zmiennych objaśniających X_1, X_2 i X_3 metodą najmniejszych kwadratów oszacowano liniowe funkcje trendu $f_1/t/$, $f_2/t/$ i $f_3/t/$, natomiast w wyniku analizy tendencji rozwojowej w latach 1963-1975 wyrazu wolnego a_4 wyznaczono potęgową funkcję trendu $f_4/t/$.

Liniowe modele tendencji rozwojowej współczynników a_1, a_2 i a_3 przyjmą postać

$$f_k/t/ = b_{k1}\ t + b_{ko} \qquad /11/$$

dla $k = 1,2,3$.

natomiast dla a_4 model tendencji rozwojowej ma postać

$$f_4\ /t/ = c_1 t^{c_2} + c_o \qquad /12/$$

W tabeli 4 zamieszczono oszacowane modele tendencji rozwojowej.

Tabela 4

Modele tendencji rozwojowej współczynników funkcji kosztów z tabl.3

Lp.	Oszacowane modele funkcji rozwojowej	S^2	S	φ^2	R_w	V
1.	f_1 /t/ = - 0,888 t + 23.99	0.7165	0.8464	0.0492	0,9710	0,0279
2.	f_2 /t/ = - 1,110 t + 29.97	0,8310	0,9115	0,0916	0,9530	0,0361
3.	f_3 /t/ = - 1.350 t + 77.78	0.6770	0,8227	0,2280	0,8770	0,0305
4.	f_4 /t/ = - 131,3 t 0,135	0,8740	0,9348	0,0989	0,9480	0,0062

Na podstawie danych z tabeli 3 i 4 funkcję kosztów obrazującą relacje pomiędzy kosztami produkcji a wartością majątku trwałego biernego i czynnego oraz liczbę zatrudnionych w kopalniach można przedstawić:

$$K_t = /-0,388\ t + 23.99/X_{1t} + /-1.110t + 29,97/X_{2t} + /\ 1.350t + 77.78/X_{3t} +$$
$$+ 131.3\ t^{0.135} + \mathcal{E}_t \qquad /13/$$

Parametry struktury stochastycznej wyznaczonej funkcji przedstawiono poniżej:

$S^2_\varepsilon = 5.8008$; $S_\varepsilon = 2.4084$; $\varphi^2 = 0.1421$; $R_w = 0.9258$; $V = 0.00803$

W latach 1963-1975 wpływ przyrostu majątku trwałego biernego i czynnego na wzrost kosztów jednostkowych wydobycia charakteryzował się trendem malejącym, natomiast przyrost kosztów na skutek wzrostu zatrudnienia wykazuje tendencję rosnącą.

4. Predykcja w oparciu o wyznaczony model kosztów

Porównując wariancję zaobserwowanych wartości reszt równania /5/ i /13/, oceniono, czy różnice między tymi wariancjami są istotne, czy też przypadkowe. Posłużono się testem F. Stosunek dwóch wariancji

$$F = \frac{S_{1\varepsilon}^2}{S_{2\varepsilon}^2} = \frac{5.8008}{1.003} = 5.78$$

Z tablic F [6] widzimy, że wartość krytyczna stosunku dwóch wariancji wynosi przy $2\alpha = 0.10$ $F_t = 5.91$

Ponieważ $F_t > F$, wnioskujemy, że dwie analizowane wariancje różnią się w sposób przypadkowy. Nie ma wobec tego podstaw sądzić, że funkcja /5/ opisuje dokładniej od funkcji /13/ kształtowanie się kosztów jednostkowych. Aby przekonać się, który z szacowanych modeli może być dobrym predyktorem, zbudowano prognozy na lata 1973-1975, a następnie zestawiono je z faktycznymi realizacjami zmiennej prognozowanej /tab.5/.

Tabela 5

Lata	$K_1/p/$	$K_2/p/$	K	$K-k_1/p/$	$K-k_2/p/$	$/K-k_1/p/\,/^2$	$/K-k_2/p/\,/^2$
1973	332.43	333.18	336.65	4.22	3.47	17,8	12.04
1974	332,91	335.91	336.86	3,97	0,07	15,76	0,94
1975	333,06	338,03	339.79	6.73	1,76	45,29	3,09
			$\sum$	14.92	6.20	78,85	16.07
			$\bar{P}$	4,97	2,066	$S_{p1} = 5.126$	$S_{p2} = 2.314$

Miernikami rzędu dokładności predykcji ex post, jakimi się posłużono, są średnia arytmetyczna błędów prognozy

$$\bar{p} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^{m} /K-k^{/p/}/^2 \qquad j = 1,2,3 \qquad /14/$$

oraz błąd średni prognozy

$$S_p = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_{j=1}^{m} /K-K\ /p/\,/^2} \qquad /15/$$

Niższą wartość średniej arytmetycznej błędów prognozy wykazuje model /13/. Przeciętnie rzecz biorąc, wyznaczone prognozy są nieco zaniżone. Wartość błędu średniego prognozy $S_{p2} = 2.314$ jest ponad dwukrotnie niższa od S_{p1} i nieznacznie niższa od odchylenia standardowego składnika resztowego modelu /13/. Uzyskane wyniki wykazują większą przydatność modelu /13/ dla celów prognostycznych.

Znajomość równania kosztów /13/ pozwala na dokonywanie prognoz, gdy założymy określone wartości zmiennych niezależnych w okresie na który sporządza się prognozę. Funkcja ta nadaje się do prognozy, jeśli a priori można przesądzić, iż w przyszłości nie ulegną istotnej zmianie wcześniej oszacowane parametry α_i.

Jednym ze sposobów znalezienia wartości zmiennych objaśniających w okresie prognozowanym jest oparcie się na trendach zmiennych objaśniających. Wartości tych trendów w okresie T przyjmujemy za oceny wartości zmiennych objaśniających modelu kosztów w okresie prognozowanym [4].

W celu wyznaczenia wartości prognozowanych zmiennych niezależnych $X_{1,T}^{/p/}$, $X_{2,T}^{/p/}$ i $X_{3,T}^{/p/}$, w oparciu o analizę danych empirycznych, oszacowano metodą najmniejszych kwadratów funkcje liniowe:

$$X_{i,t} = a_i + b_i t + \varepsilon_{i,t} \qquad i = 1,2,3 \qquad /16/$$

gdzie:

$X_{i,t}$ - zaobserwowane wartości zmiennych, $i = 1.2.3$,

t - zmienna czasowa,

$a,b,$ - parametry strukturalne

ε_t - odchylenia wartości X_t od wartości wynikającycych z oszacowania funkcji trendu $\hat{X}_t = a + bt$.

Oszacowane funkcje trendu majątku trwałego biernego $/X_1/$, majątku trwałego czynnego $/X_2/$ oraz zatrudnienia $/X_3/$ przedstawiono poniżej.

$$X_{1,t} = 0.62273 + 0.02759\, t + e_t \;; \quad S_e = 0.03412 \qquad /17/$$
$$/0.02207/ \quad /0.003241/$$

$$X_{2,t} = 0.5313 + 0.02223\, t + e_t \;; \quad S_e = 0.0255 \qquad /18/$$
$$/0.04820/ \quad /0.00707/$$

$$X_{3,t} = 1.29103 + 0.003009\, t + e_t \;; \quad S_e = 0.04628 \qquad /19/$$
$$/0.02987/ \quad /0.004387/$$

Porównując wartości ocen parametrów z ich błędami średnimi szacunku, zauważamy, że oprócz oceny stojącej przy t w równaniu /19/ wszystkie kilkakrotnie przewyższają wielkość swych błędów. Stosunkowo niskie oceny odchylenia standardowego składnika losowego pozwalają na stwierdzenie, że wyznaczone funkcje dobrze opisują kształtowanie się analizowanych zmiennych.

W oparciu o oszacowane funkcje trendu /17/, /18/ i /19/ wyznaczono prognozy dla okresu T 1975 - 1980 z równań:

$$X_{i,T}^{/p/} = a_i + b_i T \qquad i = 1,2,3 \qquad /20/$$

Średni błąd predykcji ex ante prognozy dla okresu T wyznaczono [3]:

$$S_T^{/p/} = \sqrt{\left[D^2 /a/ + D^2/b/ \cdot T^2 + \operatorname{cov} /a,b/T \cdot 4S_e^2\right]} \qquad /21/$$

Wyznaczone prognozowane wielkości zmiennych oraz ich średnie błędy predykcji przedstawiono w tabeli 6.

Tabela 6

Wartości prognozowane majątku trwałego biernego, czynnego i zatrudnienia oraz ich błędy średnie predykcji $S_T^{/p/}$

		1976	1977	1978	1979	1980
Majątek trwały bierny	$X_1^{/p/}$	0,9813	1.0089	1.0365	1.0641	1.0917
	$S_{1,T}^{/p/}$	0.0422	0.0441	0.0461	0.0482	0.0504
Majątek trwały czynny	$X_2^{/p/}$	0.8202	0,8425	0,8647	0.8889	0.9092
	$S_{2,T}^{/p/}$	0.0315	0.0329	0.0344	0.0360	0.0377
Zatrudnienie	$X_3^{/p/}$	1.330	1.333	1.336	1.339	1.342
	$S_{3,T}^{/p/}$	0.0572	0.0597	0.0624	0.0652	0.0683

Podstawiając w równaniu /13/ za t wartości 14,...,18, otrzymać można wartości prognozowane funkcji kosztów dla okresu 1976-1980.

$$1976 \quad 11.56\ X_{1t} + 14.43\ X_{2t} + 96.68\ X_{3t} + 187.50 = K^{/p/}$$

$$1977 \quad 10.67\ X_{1t} + 13.32\ X_{2t} + 98.03\ X_{3t} + 189.20 = K^{/p/}$$

$$1978 \quad 9.79\, X_{1t} + 12.21\, X_{2t} + 99.30\, X_{3t} + 190.91 = K^{/p/}$$

$$1979 \quad 8.90\, X_{1t} + 11.10\, X_{2t} + 100.73\, X_{3t} + 192.48 = K^{/p/}$$

$$1980 \quad 8{,}01\, X_{1t} + 10.0\, X_{2t} + 102.08\, X_{3t} + 193.93 = K^{/p/}$$

Podstawiając do wyżej wyznaczonych równań wartości prognozowane majątku trwałego biernego, czynnego i zatrudnienia /tab.6/, obliczono prognozy kosztów jednostkowych w latach 1976-1980, które przedstawiono poniżej /tabl.7 /.

Tabela 7

Prognozy kosztów jednostkowych produkcji górniczej

	1976	1977	1978	1979	1980
$K_T^{/p/}$	338.01	340.48	342.79	344.96	347.01

5. Uwagi końcowe

Przeprowadzona statystyczna analiza kształtowania się kosztów produkcji może być wykorzystana w praktyce przy rozwiązywaniu m.in. następujących zadań:

a/ Ocena wpływu przyjętych zmiennych objaśniających na kształtowanie się poziomu kosztów. Wykorzystać w tym celu można współczynniki elastyczności dla ustalenia zmian poziomu kosztów wywołanych przyrostem wartości określonej zmiennej.

b/ Planowanie poziomu kosztów. Znając przewidywany w przyszłości poziom zmiennych objaśniających, można ustalić wartość prognozy kosztów produkcji na podstawie oszacowanego modelu /tab.7./

Na podstawie przeprowadzonej analizy otrzymane wyniki można wykorzystać przy podejmowaniu decyzji planistycznych dotyczących kosztów na dalsze okresy czasu.

LITERATURA

[1] Chow G.C.: Test of Equality Between Sets of Coefficients in Two linear Regressions, "Econometrica", 1960.

[2] Gomuła St.: Ekonometryczna metoda określania kosztów własnych w projektowaniu kopalń węgla kamiennego. Projekty - Problemy. Biuletyn Biura Projektów Przemysłu Węglowego , Katowice, 1969/5,s.33

[3] Pawłowski Z.: Teoria prognozy w gospodarce socjalistycznej. PWE, Warszawa 1971.

[4] Pawłowski Z.: Prognozy ekonometryczne. PWN, Warszawa 1973

[5] Pawłowski Z., Barczak A., Jakubczyk T.: Ekonometryczna analiza kosztów - kilka wyników empirycznych z kopalnictwa rud żelaza. Przegląd Statystyczny 1965/4.

[6] Volk W.: Statystyka stosowana dla inżynierów. Wydawnictwa Naukowo-Techniczne, Warszawa.

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ СМЕННОСТИ РАСХОДОВ
ПРОДУКЦИИ ГОРНОГО ПРЕДПРИЯТИЯ

Резюме

В статье даётся модель расходов продукции, которая объясняется величиной долговечного имущества и занятости. Оценка модели использовалась как средство продукции.

STATISTICAL ANALYSIS OF THE VARIATION OF COSTS
OF COAL MINING PRODUCTION

S u m m a r y

The model of costs of production explained by the magnitude of fixed assets and employment was set up in the paper. The estimated model was used as a tool of prediction.