

Marian Kozdrój, Stanisław Parysiewicz,
Kazimierz Kasper Kozdrój

PROGNOZY WYDAJNOŚCI PRACY W GÓRNICTWIE WĘGLA KAMIENNEGO

Streszczenie. W artykule wyprowadzono wzory modeli tendencji rozwojowych wydajności pracy. W oparciu o funkcje trendów II rodzaju wyznaczono prognozy wydajności na różnych szczeblach agregacji w skali resortu.

1. Wstęp

Prognozowanie wydajności pracy w górnictwie jest nieodłącznym elementem opracowywania planów zatrudnienia dla założonego poziomu wydobycia.

Znajomość prognoz wydajności pracy na różnych szczeblach agregacji w skali resortu umożliwia z jednej strony na określenie ilościowej i jakościowej struktury zatrudnienia w przyszłości, a z drugiej strony pozwala na określenie zapotrzebowania na wykwalifikowane kadry pracownicze.

Jak wykazały badania [3], [4] i [8], wydajność pracy jest silnie skorelowana z kosztami wydobycia oraz z poziomem mechanizacji procesu wytwórczego kopalń.

W związku z powyższym prognozy wydajności wyznaczone na podstawie modeli tendencji rozwojowych można również wykorzystać w ekonometrycznych modelach opisowych o wysokim poziomie istotności dla zbudowania ciągu prognoz kosztów wydobycia dla różnych elementów struktury organizacyjnej kopalń. Znajomość prognoz wydajności pracy umożliwia nie tylko zaplanowanie racjonalnej struktury zatrudnienia, lecz również pozwala na właściwe projektowanie organizacji pracy dla poszczególnych ogniw procesu wytwórczego kopalń.

Przyjęte oznaczenia

Y_1 - wydajność ogólna (kg/pdn)

Y_2 - wydajność ogólna (kg/rdn)

Y_3 - wydajność dołowa (kg/rdn)

Y_4 - wydajność przodkowa (kg/rdn)

t - zmienna czasowa w okresie objętym próbą

T - zmienna czasowa w okresie prognozowanym.

2. Modele tendencji rozwojowych, prognozy

Typem funkcji często stosowanym do prognoz jest funkcja wykładnicza, określona wzorem

$$Y = c \cdot e^{\alpha_0 \cdot t} \quad (1)$$

Dla funkcji wykładniczej przyrost względny przypadający na jednostkę zmiennej objaśniającej jest stały, tzn. jest spełniony warunek

$$\frac{\Delta Y}{\frac{\Delta t}{Y}} = \text{const} \quad (2)$$

lub przechodząc do granicy

$$\frac{dY}{dt} \cdot \frac{1}{Y} = \alpha_0 \quad (3)$$

Funkcja wykładnicza (1) jest całką równania różniczkowego (3) reprezentującego ogólne prawo rozwoju szeregów empirycznych wydajności pracy w czasie. W tabeli 1 zgrupowano szeregi czasowe wydajności pracy.

Tabela 1

Lata	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963
Y_1	1132	1188	1239	1286	1324	1354	1391
Y_2	1247	1306	1358	1403	1449	1487	1533
Y_3	1619	1680	1736	1793	1865	1930	2007
Y_4	-	-	-	-	4857	5166	5408
Lata	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970
Y_1	1433	1475	1513	1561	1620	1674	1723
Y_2	1581	1636	1685	1743	1815	1878	1935
Y_3	2078	2164	2231	2319	2418	2495	2555
Y_4	5725	5989	6179	6366	6570	6817	6992

Dane statystyczne zestawione w tabeli 1, na podstawie których estymowano odpowiednie funkcje, są makroekonomiczne i dotyczą całego przemysłu wydobywczego węgla kamiennego.

Dobór danych statystycznych uzależniono od reprezentatywności, czyli od momentu wystąpienia ustabilizowanej tendencji rozwojowej. Dlatego też licznosc poszczególnych szeregów empirycznych jest różna.

Dla wyznaczenia numerycznych wartości parametrów strukturalnych modeli ograniczono dane statystyczne wykorzystane w estymacji do roku 1967. Wyjątek stanowi szereg czasowy wydajności przodkowej, dla którego powyższe ograniczenie wpłynęłoby w sposób niekorzystny na licznosc próby (szereg czasowy wydajności pracy ograniczono do roku 1969).

Powyższy sposób postępowania umożliwia porównanie otrzymanych prognoz w latach 1969-1970 z faktycznymi realizacjami zmiennych endogenicznych oraz, co się z tym bezpośrednio wiąże, sprawdzenie stabilności modeli w okresie prognozowanym.

Parametry strukturalne funkcji trendów II rodzaju oszacowano metodą najmniejszych kwadratów w zapisie macierzowym, umożliwiającym obliczenie wariancji predykcji oraz podstawowych parametrów stochastycznej struktury, czyli miar zgodności danych empirycznych z modelem.

Znaczenie i sposób wyznaczania parametrów stochastycznej struktury modeli ekonometrycznych oraz błędów średnich predykcji i współczynników autokorelacji składników losowych znaleźć można w każdym prawie podręczniku ekonometrii, na przykład w [7].

Z analizy szeregu empirycznego wydajności ogólnej (kg/pdn) wynikają następujące spostrzeżenia:

- Wydajność ogólna przejawia stale rosnący trend.
- Średnioroczny przyrost zmiennej endogenicznej wynosi 57 kg/pdn.
- Charakter zmian funkcji trendu I rodzaju jest bardzo regularny i podlega ogólnemu prawu rozwoju (3).

Tendencje rozwojową określa funkcja

$$Y_1 = 1347 \cdot e^{0,0303 \cdot t}, \quad (4)$$

gdzie zmienna czasowa t przyjmuje wartości z przedziału $(-5, 5)$.

Wariancja predykcji ma postać

$$v_1^2 = 0,00000019089 \cdot t^2 + 0,0000229089, \quad (5)$$

a błędy średnie predykcji zawarte są w przedziale 0,54-0,9%.

Na podstawie wstępnej analizy szeregu czasowego wydajności ogólnej kg/rdn można stwierdzić co następuje:

- Wydajność ogólna przejawia stale rosnący trend.
- Charakter zmian funkcji trendu I rodzaju jest bardzo regularny.
- Średnioroczny przyrost wydajności ogólnej wynosi 45 kg/rdn.
- Szereg czasowy spełnia zależność (3).

Wyprowadzona funkcja trendu II rodzaju ma postać

$$Y_2 = 1484 \cdot e^{0,0322 \cdot t} \quad (6)$$

dla zmiennej czasowej z przedziału $(-5,5)$.

Wariancje predykcji określa wzór

$$v_2^2 = 0,000000069993 \cdot t^2 + 0,00000839993. \quad (7)$$

Błędy średnie predykcji wahają się w granicach 0,17%–0,32%. Wstępna analiza danych statystycznych wydajności dołowej upoważnia do stwierdzenia, że:

- Tendencja rozwojowa wydajności dołowej jest systematycznie rosnąca.
- Średnioroczny przyrost wydajności dołowej wynosi 63 kg/rdn.
- Charakter zmian funkcji trendu I rodzaju jest bardzo regularny i spełniający zależność (3).

Wyprowadzona funkcja trendu II rodzaju ma postać

$$Y_3 = 1887 \cdot e^{0,0359 \cdot t}, \quad (8)$$

gdzie zmienna czasowa t przyjmuje wartości z przedziału $(-5,5)$.

Wariancje predykcji określa wzór

$$v_3^2 = 0,0000000011817 \cdot t^2 + 0,00000141817, \quad (9)$$

a wyznaczone średnie błędy predykcji są bardzo niskie i wahają się w granicach 0,14–0,22%.

Z analizy szeregu czasowego wydajności przodkowej wynikają następujące spostrzeżenia:

- Wydajność przodkową cechuje stale rosnący trend.
- Charakter zmian szeregu jest bardzo regularny.
- Tempo wzrostu zjawiska jest wysokie.
- Średnioroczny przyrost wydajności przodkowej wynosi 245 kg/rdn.
- Tendencja rozwojowa zjawiska spełnia równania różniczkowe (3).

Funkcja trendu II rodzaju określona jest wzorem

$$Y_4 = 6017 \cdot e^{0,0409 \cdot t}, \quad (10)$$

gdzie zmienna czasowa t zawarta jest w przedziale $(-4,4)$.

Błędy średnie predykcji wahają się w granicach 0,84–1,5%, a wariancja predykcji ma postać

$$v_4^2 = 0,0000007802 \cdot t^2 + 0,0000522217. \quad (11)$$

W tabeli 2 zestawiono numeryczne wartości parametrów stochastycznej struktury dla oszacowanych modeli tendencji rozwojowych.

Tabela 2

Parametr	Model	Y_1	Y_2	Y_3	Y_4
Wariancja resztowa		0,000021	0,0000077	0,0000013	0,000047
Współczynnik zbieżności		0,0098	0,0032	0,00043	0,0168
Współczynnik korelacji wielorakiej		0,99	0,99	0,99	0,99
Współczynnik zmienności losowej		0,0012	0,00088	0,00038	0,0018
Współczynnik autokorelacji składników losowych pierwszego rzędu		0,62	0,49	-0,011	0,60

W celu dokonania predykcji zmiennej endogenicznej w okresie T , konieczna jest znajomość zmiennych objaśniających w okresie prognozowanym, co w przypadku modeli tendencji rozwojowych jest warunkiem zawsze spełnionym.

Wnioskowania dokonano przy zastosowaniu zasady predykcji nieobciążonej i przy założeniu, że składnik losowy jest procesem czysto losowym.

Przy wymienionych założeniach prognoza jest równa nadziei matematycznej zmiennej prognozowanej w okresie T , a więc jest

$$Y_T = E(Y_{T_1}, T_2, T_3, \dots). \quad (12)$$

Tabela 3

Lata	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974
Y_1	1615	1663	1715	1769	1824	1881	1939
Y_2	1802	1861	1921	1984	2049	2117	2186
Y_3	2407	2486	2577	2671	2769	2870	2975
Y_4	-	-	7155	7470	7791	8132	8472
Lata	1975	1976	1977	1978	1979	1980	-
Y_1	2001	2061	2125	2191	2258	2328	-
Y_2	2257	2331	2408	2476	2568	2647	-
Y_3	3091	3197	3314	3435	3559	3691	-
Y_4	8825	9196	9580	9982	10393	10795	-

Stosując więc zasadę predykcji nieobciążonej, w pojedynczych przypadkach prognozy są błędne, lecz w długim ciągu prognoz błędy zarówno in plus jak i in minus się zniosą, a więc nie jest popełniony błąd systematyczny predykcji [7].

Tabela 3 przedstawia uściślone przy pomocy współczynników autokorelacji składników losowych i odpowiedniej relacji tworzącej proces Markowa, prognozy wzrostu wydajności pracy w górnictwie węgla kamiennego do roku 1980

3. Zakończenie i wnioski

Jak wynika z porównania prognoz, z faktycznymi realizacjami zmiennych w latach 1968-1970, różnice praktycznie rzecz biorąc są nieistotne i błędy względne prognoz nie przekraczają 2%.

Z otrzymanych prognoz wydajności pracy wynika, że średnioroczne przyrosty zmiennych endogenicznych kształtować się będą następująco:

- wydajność ogólna w kg/pdn wzrastać będzie o 60 kg/pdn.
- wydajność ogólna w kg/rdn wzrastać będzie o 71 kg/rdn.
- wydajność dołowa wzrastać będzie o 107 kg/rdn.
- wydajność przodkowa wzrastać będzie o 364 kg/rdn.

Przedstawioną metodę prognozowania zespołowej wydajności pracy w górnictwie węgla kamiennego można wykorzystać również dla sporządzenia ciągu prognoz w poszczególnych kopalniach i zjednoczeniach.

LITERATURA

1. A. Hald: The decomposition of a series observations Coraped of a trend a periodic movement and a stochastic variable. Kopenhaga 1948.
2. Z. Hellwig: Regresja liniowa i jej zastosowanie w ekonomii. PWE, Warszawa 1967.
3. M. Kozdrój: Metody rachunku prawdopodobieństwa i statystyki matematycznej w organizacji produkcji górniczej. "Śląsk", Katowice 1969.
4. S. Parysiewicz: Praca doktorska nie opublikowana. Gliwice 1971.
5. Z. Pawłowski: Ekonometria. PWN, Warszawa 1969.
6. Z. Pawłowski: Modele ekonometryczne równań opisowych. PWN, Warszawa 1963.
7. Z. Pawłowski: Teoria prognozy ekonometrycznej w gospodarce socjalistycznej. PWN, Warszawa 1968.
8. A. Trembecki: Matematyczne metody w górnictwie. "Śląsk", Katowice 1969

ПРОГНОЗЫ ПРОИЗВОДИТЕЛЬНОСТИ ТРУДА В КАМЕННОУГОЛЬНОЙ ПРОМЫШЛЕННОСТИ

Резюме

В статье введены образцы моделей тенденции развития производительности труда. На базе функций трендов II типа определены прогнозы производительности на разных ступенях агрегирования в масштабе ведомства.

FORECASTING THE WORKING CAPACITY OF COAL MINES

Summary

In the article there have been deduced functional formulae for models illustrating the trends of the development of the working capacity of coal mines. Basing on functional formulae of trends of the second kind, the output has been forecast for various administrative degrees within the range of the mining industry.