

SEKTOROWA ANALIZA FUNKCJI PRODUKCJI NA PRZYKŁADZIE PRZEMYSŁU HUTNICZEGO

Bożena GAJDIK

Streszczenie: W artykule przedstawiono zastosowanie funkcji produkcji typu Cobba-Douglasa do analizy procesu produkcyjnego w ujęciu gałęziowym, na przykładzie przemysłu hutniczego. Zmienną objaśnianą była produkcja czysta (wartość dodana przemysłu hutniczego), zmiennymi objaśniającymi: zatrudnienie i wartość majątku trwałego w przemyśle hutniczym. Do empirycznej weryfikacji funkcji produkcji posłużyły dane statystyczne, obejmujące przemysł hutniczy w latach 2000-2015. Zastosowano ekonometryczną metodykę analizy szeregów przekrojowo-czasowych, nazywaną badaniami panelowymi. Opracowany model funkcji produkcji pozwolił ocenić stopień wpływu nakładów (pracy żywej i uprzedmiotowionej) na efekty (wielkość produkcji hutniczej).

Słowa kluczowe: funkcja produkcji typu Cobba-Douglasa, przemysł hutniczy, wartość dodana przemysłu hutniczego, zatrudnienie, majątek trwały.

1. Teoretyczne podstawy teorii funkcji produkcji

Literatura przedmiotu [1-3] podkreśla, że proces produkcyjny to najważniejszy element działalności przedsiębiorstwa produkcyjnego, może być badany z bardzo różnych punktów widzenia. Jednym z tych punktów jest analiza ekonometryczna, która polega na badaniu ilościowych relacji między różnymi zjawiskami techniczno-ekonomicznymi, które występują w procesie produkcyjnym. Podstawowym narzędziem służącym do badań, analizy i oceny jest model ekonometryczny.

Funkcja produkcji jest funkcją wyrażającą zależność między nakładami pracy żywej i uprzedmiotowionej, a ilością otrzymanego z tych nakładów produktu [4]. W takim ujęciu funkcja produkcji jest jednym z głównych narzędzi ekonometrycznych, służącym do analizy procesu produkcyjnego w skali mikro (przedsiębiorstwo), mezo (branża przemysłu) i makro (cała gospodarka) [5-7]. Ogólna postać funkcji produkcji wygląda następująco [8]:

$$y = f(x_1, x_2, \dots, x_k, \varepsilon) \quad (1)$$

gdzie:

y – wielkość produkcji;

x_1, x_2, \dots, x_k – wielkość czynników produkcji;

ε – składnik losowy.

Zmienną zależną, objaśnianą w tej funkcji jest wielkość produkcji, mierzona w jednostkach naturalnych, umownych lub wartościowych. Zmiennymi objaśniającymi są czynniki mające najważniejszy wpływ na wielkość produkcji. Do najważniejszych zalicza się nakłady pracy żywej i majątek produkcyjny [9]. Nakłady pracy żywej są wyrażone albo liczbą godzin przepracowanych przez zatrudnionych albo liczbą zatrudnionych. Majątkiem produkcyjnym są przedmioty pracy i środki trwałe. Majątek produkcyjny zwykle wyrażony

jest w jednostkach wartościowych. Mierniki środków trwałych powinny uwzględniać amortyzację. Środki trwałe dzieli się na bezpośrednio produkcyjne (maszyny i urządzenia, które uczestniczą bezpośrednio w procesie produkcji) i pozostałe (budynki). Przedmiotami pracy są materiały, surowce, różne rodzaje energii i półfabrykaty. W wersji uproszczonej funkcji produkcji zmiennymi objaśniającymi są: zatrudnienie i majątek trwały. Uwzględnienie składnika losowego świadczy o stochastycznym (losowym) charakterze relacji pomiędzy wielkością produkcji, a czynnikami kształtującymi tę produkcję. Składnik losowy wyraża więc efekt oddziaływania na wielkość produkcji czynników, które nie są uwzględnione w modelu oraz błędy pomiaru [10].

Funkcja produkcji, w ujęciu ekonometrycznym, może mieć różne postacie analityczne. W badaniach ekonomiczno-ekonometrycznych do opisu zależności pomiędzy wybraną kategorią produkcji, a czynnikami wytwórczymi, najczęściej stosowane są trzy postacie funkcji produkcji [6,11]: liniowa, wielomianowa, potęgowa. Wybór funkcji zależy od stopnia odpasowania modelu i istotność użytych parametrów. Najbardziej popularną postacią funkcji produkcji jest model potęgowy Cobba-Douglasa. Model ten przyjmuje ogólną postać potęgową (wzór 2) [6]:

$$y = b_0 x_1^{b_1} x_2^{b_2} \dots x_k^{b_k}, j = 0,1,\dots,k \quad (2)$$

Najpopularniejszą i najpowszechniej praktycznie stosowaną postacią funkcji produkcji jest następująca postać [9]:

$$Y_t = a \times M_t^\alpha \times L_t^\beta \quad (3)$$

gdzie:

- Y_t – produkcja w okresie t (w skali makro: PKB),
- M_t – majątek trwały w okresie t ,
- L_t – liczba zatrudnionych w okresie t ,
- a, α, β – parametry funkcji.

Funkcja produkcji typu Cobba-Douglasa (model potęgowy) spełnia wszystkie wymagane właściwości modelowania ekonometrycznego (por. [12]). Funkcja ta jest dobrze dopasowana do danych empirycznych (lepiej niż funkcja liniowa i wielomianowa)[6]. Przy wyznaczaniu funkcji potęgowej typu Cobba-Douglasa występuje nieskomplikowany algorytm obliczeniowy, używa się narzędzia: *Regresja w Analizie danych* w programie Excel lub z pakietu Statistica firmy StatSoft z paska *Statystyka*. Z menu *Modele zawansowane* wybiera się narzędzie *Estymacja nieliniowa*, a następnie: *regresja użytk. najmn. kwadratów*. Funkcję potęgową sprowadza się do postaci liniowej przez logarytmowanie (LN). Postać zlogarytmowana funkcji ze wzoru 3 wygląda następująco:

$$\ln Y_t = \ln a + \alpha \ln M_t + \beta \ln L_t \quad (4)$$

Zlogarytmowana postać modelu jest liniowa względem parametrów strukturalnych i może być oszacowana Klasyczną Metodą Najmniejszych Kwadratów (KMNK). Metoda KMNK polega na tym, że suma kwadratów odchyłek zmiennej endogenicznej Y w poszczególnych momentach czasu t lub punktach i pewnego obszaru pojmanego geometrycznie, od wartości teoretycznej tej zmiennej określonej przez część

niestochastyczną modelu ekonometrycznego, jest najmniejsza w znaczeniu minimum po wszystkich możliwych wartościach, jakie mogą przyjmować parametry strukturalne modelu [13-14].

Parametry strukturalne modelu mierzą wpływ czynników produkcji na wielkość produkcji (transformacja zmian dotyczących ilości danego czynnika w zmiany dotyczące rozmiarów produkcji) [11]. Uzyskane wyniki są łatwe w interpretacji ponieważ, jeżeli nie przyjmuje się ograniczeń, co do współczynników ($\alpha+\beta=1$) [11] określają, o ile % średnio (przeciętnie) wzrośnie efekt, gdy nakłady (zasoby) wzrosną o 1%. Taka interpretacja dotyczy sytuacji, gdy znaki parametrów są dodatnie. Może zaistnieć jednak sytuacja, w której jeden z parametrów (α lub β) ma znak ujemny. Oznacza to, że wzrost nakładów o 1% powoduje zmniejszenie efektów, o tyle procent, ile wynosi wielkość tego współczynnika [9]. Najczęściej (dla prostych zastosowań praktycznych funkcji produkcji) opracowuje się model funkcji produkcji z dwiema zmiennymi objaśniającymi (odpowiednio: zatrudnienie i majątek trwały). Jeżeli suma współczynników α i β jest równa 1 – to przyrost nakładów (M_t, L_t) o 1% daje proporcjonalny przyrost efektów (Y_t), jeżeli $\alpha+\beta$ jest większe od 1 to efekt (Y_t) rośnie szybciej aniżeli wielkość nakładów (M_t, L_t), jeżeli mniejsze od 1 to wzrost nakładów (M_t, L_t) jest szybszy od wzrostu efektu (Y_t) [9].

Funkcja produkcji typu Cobba-Douglasa ma duże znaczenie praktyczne ponieważ na jej podstawie można ustalić nie tylko wpływ poszczególnych czynników produkcji na wielkość produkcji, ale także ustalić związki odwrotne między czynnikami produkcji a produkcją, służące do wyznaczania zapotrzebowania na poszczególne czynniki, zależnie od rozmiarów produkcji [11]. Funkcja stosowana jest także do analizy substytucyjności czynników produkcji, czyli zastępowania czynnika produkcji innym czynnikiem. Odpowiednie przekształcenie funkcji produkcji, np. podzielenie obu stron wzoru (wzór 3) przez liczbę pracujących (L_t) pozwala ustalić zespołową wydajność pracy albo podzielenie przez majątek trwały (M_t) to uzyskuje się model produktywności majątku trwałego (warunek $\alpha+\beta=1$) [11].

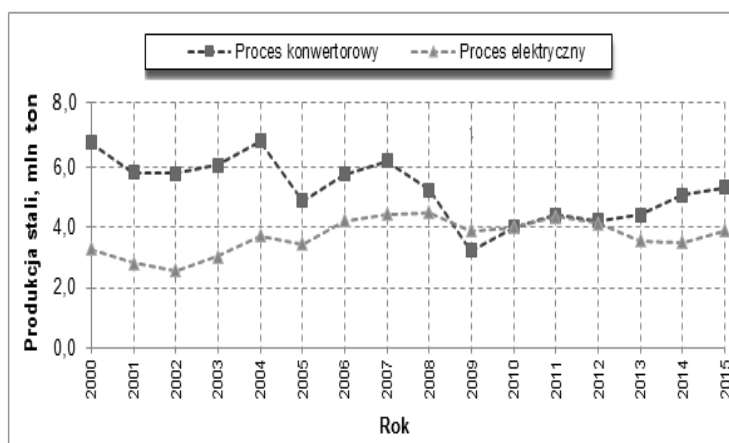
2. Założenia do empirycznej weryfikacji funkcji produkcji w przemyśle hutniczym

Przedmiotem badań, w niniejszym opracowaniu, jest produkcja hutnicza, wykonywana w jednostkach organizacyjno-gospodarczych przemysłu hutniczego. Przemysł hutniczy zaliczany jest do podstawowych działów przemysłu narodowego, w którym procesy produkcyjne realizowane są na dużą skalę. Przyjmuje się, że udział sektora hutniczego w produkcji sprzedanej przemysłu ogółem stanowi około 2,5% [15]. Podstawowym problemem badawczym jest kwestia pomiaru zależności, jakie występują między nakładami pracy żywej, przedmiotów pracy i środków pracy a ilością otrzymanego w procesie produkcji produktu lub wartością produkcji. W celu zbadania zależności między wielkością produkcji hutniczą (rozumianą jako wartość dodana przemysłu hutniczego) a nakładami (zatrudnieniem i wartością majątku trwałego w przemyśle hutniczym) odniesiono się do założeń opracowanych przez Z. Pawłowskiego, co do wymagań opracowanego modelu.

Według Pawłowskiego zastosowanie funkcji produkcji do badań ekonometrycznych w ujęciu gałęziowym (sektorowym) jest możliwe gdy badane przedsiębiorstwa nie zmieniają stosowanej technologii wytwarzania i techniki produkcji w sposób przypadkowy i produkują na przestrzeni dłuższych okresów czasu w oparciu o tę samą technologię. Ponadto w ramach określonej technologii wytwarzania stosunki ilościowe pomiędzy wielkością nakładów poszczególnych czynników produkcji, a wielkością produkcji

zmieniają się nieznacznie (lub pozostają niezmienione) w dłuższych okresach czasu (jeżeli występują zmiany to mają charakter stopniowy, systematyczny). Przyjmując te założenia, statystyczne wyznaczenie funkcji produkcji dla grupy przedsiębiorstw (gałęzi przemysłu) możliwe jest wtedy, gdy stosowana jest, przez badane przedmioty produkcyjne, ta sama technologia produkcji [4].

Odnosząc założenia Pawłowskiego do sytuacji w przemyśle hutniczym stwierdzono ich zgodność. Produkcja stali spełnia założenie jednorodności efektu (w modelu uwzględniono wartość produkcji ogółem). Technologia produkcji stali nie uległa radykalnym zmianom. Do kluczowych technologii wytwarzania stali zalicza się: proces konwertorowy (BOF – *Basic Oxygen Furnace*) i piece elektryczno-lukowe (EAF – *Electric Arc Furnace*). W 2002 roku przemysł hutniczy wycofał technologię martenowską wytwarzania stali. Ponieważ zakresem analizy objęto lata 2000-2015 wówczas to w latach 2000-2002 udział technologii martenowskiej w produkcji stali ogółem był nieznaczny (w 2000 roku 0,4%, w 2001 roku 0,25%, a w 2002 roku 0,09%) [16]. Stosowane w krajowym przemyśle hutniczym technologie produkcji stali są uznawane za rozwojowe (przewidywane do stosowania na najbliższe lata). Zarówno technologia BOF, jak i EAF są kluczowymi technologiami produkcji stali na całym świecie. Proporcje między wyprodukowaną stalą w procesie konwertorowym i elektrycznym w długim okresie czasu pozostają w prawie identycznych relacjach (z niewielką przewagą w ostatnich latach na korzyść produkcji konwertorowej). Przykłady danych: w 2000 roku 67% stali wytworzono w procesie konwertorowym i niecałe 33% w procesie elektrycznym, pięć lat później 59% to stal konwertorowa, a 41% to stal elektryczna, w 2010 roku otrzymano tyle samo stali w procesie konwertorowym co elektrycznym, a w 2015 roku stal konwertorowa stanowiła 58% stali ogółem, a elektryczna 42% [16]. Na rys. 1 przedstawiono wahania wielkości produkcji stali według technologii wytwarzania w krajowym przemyśle hutniczym. Należy również podkreślić, że zapotrzebowanie materiałowe na wyprodukowanie 1 tony stali nie uległo znacznym zmianom. Do wyprodukowania 1 tony stali zużywa się około 1,4 tony rudy żelaza, 1,3 tony węgla (do produkcji tony koksu) – proces konwertorowy, a w procesie elektrycznym podstawowym materiałem wsadowym jest złom stalowy, recyklingowy (poamortyzacyjny).



Rys. 1. Trendy produkcji stali według technologii wytwarzania w Polsce w latach 2000-2015 (opracowano na podstawie: Raportów Hutniczej Izby Przemysłowo-Handlowej w Katowicach, *Polski przemysł hutniczy*, 2000-2015, dział: Produkcja)

3. Empiryczna weryfikacja funkcji produkcji dla danych obejmujących przemysł hutniczy w latach 2000-2015

Dla potrzeb analizy użyto postaci funkcji produkcji zapisanej wzorem:

$$y = b x_1^{a_1} x_2^{a_2} \quad (5)$$

gdzie:

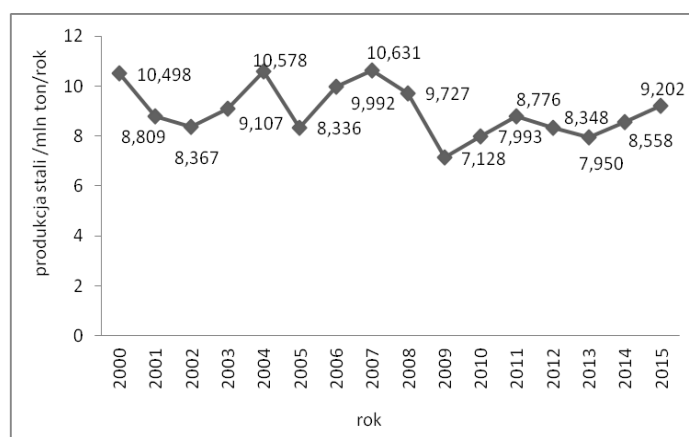
y – wartość dodana wytworzona w przemyśle hutniczym w okresie t (produkcja czysta),

x_1 – majątek trwały przemysłu hutniczego w okresie t ,

x_2 – liczba zatrudnionych w przemyśle hutniczym w okresie t ,

b, a_1, a_2 – parametry funkcji.

Podstawą są dane publikowane przez GUS i HIPH za lata 2000-2015. Do opracowania modelu celowo wybrano za zmienną objaśnianą wartość dodaną wytworzoną w przemyśle hutniczym a nie wielkość produkcji stali, ze względu na zbyt duże wahania skokowe produkcji, wyrażonej w jednostkach naturalnych, jako wielkość produkcji stali (mln ton/rok) – rys. 2.



Rys. 2. Wielkość produkcji stali w przemyśle hutniczym w Polsce w latach 2000-2015 (opracowano na podstawie: Raportów Hutniczej Izby Przemysłowo-Handlowej w Katowicach, *Polski przemysł hutniczy*, 2000-2015, dział: Produkcja)

Dane wyrażone w jednostkach walutowych (mln PLN), tj. wartość dodana wytworzona w przemyśle hutniczym w latach 2000-2015 oraz wartość środków trwałych sprowadzono do cen stałych z roku 2015 za pomocą deflatora PKB [15] (tabeli 1).

Tab. 1. Dane użyte do modelowania funkcji produkcji dla przemysłu hutniczego (model gałęziowy)

Rok	Wartość dodana w przemyśle hutniczym (ceny stałe)	Aktywa trwałe w przemyśle hutniczym (ceny stałe)	Zatrudnienie w przemyśle hutniczym
	y	x_1	x_2
	mln PLN	mln PLN	osoby
2000	2 368,82	4 966,95	48503

2001	2 354,10	5 182,01	41059
2002	2 478,10	5 447,86	37941
2003	2 855,60	5 817,71	35161
2004	3 510,60	6 306,22	30692
2005	3 726,76	6 623,81	28815
2006	4 333,15	8 389,37	30388
2007	5 059,09	10 671,60	28959
2008	5 639,09	12 957,23	29443
2009	6 246,66	13 441,94	26293
2010	6 808,16	14 048,16	25475
2011	7 893,80	14 875,47	25630
2012	8 531,36	15 246,97	23900
2013	8 527,59	15 675,81	22500
2014	9 324,70	16 600,47	22475
2015	10 353,55	17 656,96	20300*

*według deflatora (2015=1), * dane dot. zatrudnienia w 2015 roku są danymi szacunkowymi.

Źródło: Raporty Hutniczej Izby Przemysłowo-Handlowej w Katowicach, *Polski przemysł hutniczy*, 2000-2015; GUS: www.stat.gov.pl (dział gospodarka)

Tab. 2 Wyniki zlogarytmowane danych użytych do opracowania modelu funkcji produkcji dla przemysłu hutniczego

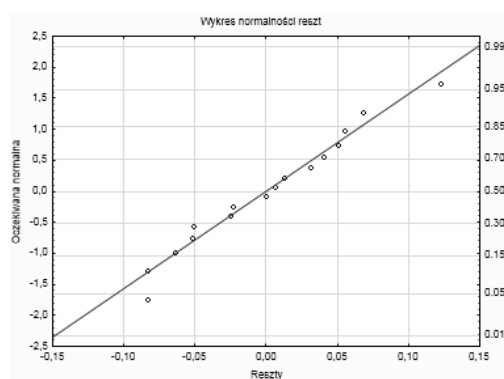
Wyniki zlogarytmowane			MODEL	Reszty
ln(Y)	ln(X1)	ln(X2)		
7,7701	8,5106	10,7894	7,6476	0,1226
7,7639	8,5529	10,6228	7,7893	-0,0254
7,8152	8,6030	10,5438	7,8799	-0,0646
7,9570	8,6687	10,4677	7,9807	-0,0237
8,1635	8,7493	10,3318	8,1323	0,0313
8,2233	8,8134	10,2687	8,2234	-0,0001
8,3740	9,0347	10,3218	8,3614	0,0127
8,5289	9,2753	10,2736	8,5804	-0,0515
8,6375	9,4694	10,2902	8,7210	-0,0835
8,7398	9,5061	10,1771	8,8234	-0,0836
8,8259	9,5502	10,1455	8,8785	-0,0526
8,9738	9,6075	10,1515	8,9191	0,0547
9,0515	9,6321	10,0816	8,9840	0,0676
9,0511	9,6599	10,0213	9,0450	0,0061
9,1404	9,7172	10,0202	9,0904	0,0500
9,2451	9,7789	9,9184	9,2049	0,0402

Parametry funkcji (wzór 5) zostały oszacowane przy użyciu narzędzia *Regressja w Analizie danych*. Na podstawie wyników ze *Statystyki regresji* ustalono, że współczynnik zbieżności 0,02 oznacza, że 2% całkowitej zmienności zmiennej *Y* jest wynikiem oddziaływania czynników przypadkowych. Współczynnik determinacji, wynoszący 0,9869 oznacza, że 98,69% zmiennej endogenicznej zostało wyjaśnione przez model. Model jest dobrze dopasowany do wartości empirycznych. Współczynnik korelacji wielorakiej 0,9934 oznacza występowanie dużej korelacji. Wyniki analizy zaprezentowano w tab. 3.

Tab. 3. Wyniki estymowanej funkcji modelu funkcji produkcji dla przemysłu hutniczego

Funkcja linearyzowana: $\ln(y)=b+a1*\ln(X1)+a2*\ln(X2)$					
Funkcja linearyzowana: $\ln(y)= 8,0481 +(0,7799)*\ln(X1) + (-0,6523)*\ln(X2)$					
Funkcja Cobba-Douglasa: $y= 3127,98*X1^{0,7799}*X2^{-0,6523}$					
		a2	a1	b	
		-0,6523	0,7799	8,0481	Współczynniki
Wsp. korelacji R	Wsp. determinacji	0,1706	0,0849	2,4868	Błąd standardowy wsp.
0,9934	R ² =	0,9869	0,0636		Błąd standardowy modelu
	Statystyka F =	489,968			
	SS Regresja =	3,9680	0,0526		SS Resztkowy
		-3,82339	9,18290	3,23630	t Stat
	Poziom istotności p=	0,0021115	0,0000005	0,0064974	
	Warunek p<0,05	Istotne	Istotne	Istotne	
b* =	3127,98				

Sprawdzanie autokorelacji reszt zrealizowano zgodnie ze statystyką Durбина-Watsona dla n=16, m=2 i obliczono d=1,0043 i przyjęto Ho, o niekorelowaniu składników losowych. Rozkład reszt modelu przedstawiono na rys. 3.



Rys. 3. Rozkład reszt modelu funkcji produkcji dla przemysłu hutniczego

Teoretyczna postać modelu uzyskana na podstawie danych empirycznych:

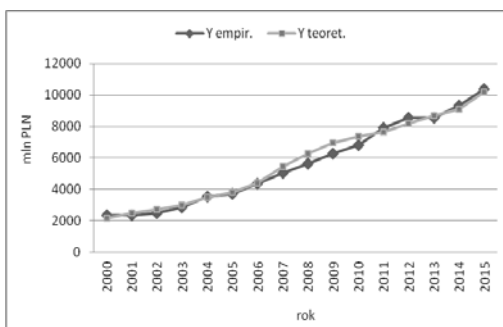
$$\ln(y) = 8,0481 + (0,7799) \cdot \ln(X_1) + (-0,6523) \cdot \ln(X_2) \quad (6)$$

(0,1706) (0,0849) (2,4868)

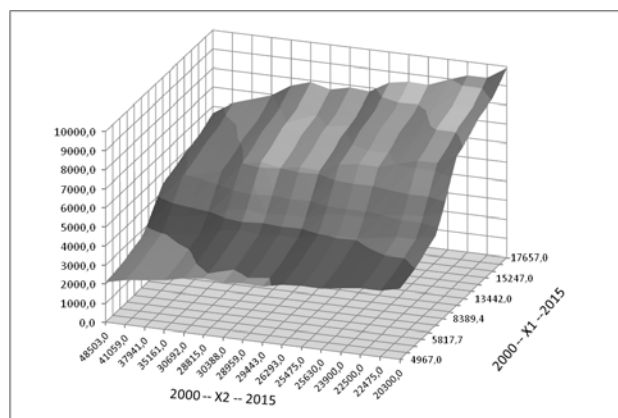
$$Y = 3127,98 X_1^{0,78} X_2^{-0,65} \quad (7)$$

Oszacowane (KMNK – Klasyczną Metodą Najmniejszych Kwadratów) wartości parametrów $a_1=0,78$ i $a_2=-0,65$ świadczą o tym, że wzrost wartości aktywów trwałych w hutnictwie o 1% powoduje wzrost wartości dodanej wytworzonej w przemyśle hutniczym średnio (przeciętnie) o 0,78% przy niezmiennym poziomie zatrudnienia, zaś wzrost liczby zatrudnionych w przemyśle hutniczym o 1% powoduje spadek wartości dodanej wytworzonej w przemyśle hutniczym średnio (przeciętnie) o 0,65% przy niezmiennym poziomie wartości majątku trwałego. Na wartość dodaną przemysłu hutniczego w opracowanym modelu większy wpływ ma doinwestowanie majątku trwałego niż wzrost zatrudnienia. Ponieważ $a_1+a_2 < 1$ to wzrost nakładów (X_1, X_2) jest szybszy niż wzrost efektów (Y) malejąca wydajność czynników produkcji.

Na podstawie równania (7) obliczono wartości teoretyczne funkcji produkcji oraz porównano je z wartościami empirycznymi (rys. 4). Z kolei na rys. 5 przedstawiono postać graficzną opracowanego modelu.



Rys. 4. Wartości teoretyczne i empiryczne funkcji produkcji dla przemysłu hutniczego



Rys. 5. Model statystyczny funkcji produkcji dla przemysłu hutniczego

4. Wnioski

Na podstawie opracowanego modelu $Y=3127,98X_1^{0,78} X_2^{-0,65}$ można sformułować następujące wnioski:

- na wartość dodaną przemysłu hutniczego w opracowanym modelu większy wpływ ma doinwestowanie majątku trwałego niż wzrost zatrudnienia,
- elastyczność czynników produkcji w opracowanym modelu: majątek trwały i zatrudnienie, dotyczy sytuacji, gdy parametr a_1 opisujący wpływ majątku trwałego na wielkość produkcji jest dodatni, a parametr a_2 opisujący wpływ zatrudnienia jest ujemny; ponieważ suma parametrów nie jest równa jedności nie można otrzymać jednej z elastyczności na podstawie drugiej, a zatem nie można przejść do funkcji produktywności środków trwałych albo do funkcji wydajności pracy.

Literatura

1. Perycz E.: Strategiczne prognozowanie, modelowanie i symulacja. Wyd. Wyższej Szkoły Zarządzania i Prawa im. Heleny Chodkowskiej, Warszawa 2009.
2. Dziechciarza J. (red.): Ekonometria, Metody, przykłady, zadania. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wrocław 2003.
3. Snarska A.: Statystyka. Ekonometria. Prognozowanie. Wyd. Placet. Warszawa 2005.
4. Pawłowski Z.: Ekonometria, wyd. 6. PWN, Warszawa 1980.
5. Nowak E.: Metody statystyczne w analizie działalności przedsiębiorstwa. PWE, Warszawa 2001.
6. Borkowski B., Dudek H., Szczęsny W.: Ekonometria, wybrane zagadnienia, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2003.
7. Miczka M.: Strukturalne modelowanie ekonometryczne ewolucji obiektu gospodarczego. „Wiadomości Statystyczne” nr 7, 2008.
8. Pawłowski Z.: Ekonometryczna analiza procesu produkcji. PWN, Warszawa, 1976.
9. Lipiec-Zajchowska M. (red.): Wspomaganie procesów decyzyjnych. Ekonometria. Wyd. C. H. Beck, Warszawa 2003.
10. Grabowski P.: Funkcja produkcji w zarządzaniu przedsiębiorstwem. Kwartalnik Naukowy Organizacja i Zarządzanie, nr 1(17). Politechnika Śląska, Gliwice 2012.
11. Welfe W., Welfe A.: Ekonometria stosowana. PWE, Warszawa 2004.
12. Podgórska M. (red.): Ekonometria. Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 1998.
13. Ostasiewicz W. (red.): Statystyczne metody analizy danych. Wydawnictwo AE we Wrocławiu, Wrocław 1999.
14. Szkutnik W., Balcerowicz-Szkutnik M. : Wstęp do metod ekonometrycznych. Metody zadania. Śląska Wyższa Szkoła Zarządzania im. Gen. J. Ziętka, Katowice 2006.
15. Dane statystyczne: dostęp: www.stat.gov.pl, zakładka: roczne wskaźniki makroekonomiczne.
16. Polski przemysł stalowy, HIPH, Katowice; dostęp:high.org.pl.

Dr n. ekon, inż. Bożena GAJDZIK
Katedra Inżynierii Produkcji
Politechnika Śląska
40-019 Katowice, ul. Krasińskiego 8
tel. 32 603 43 26
e-mail: bozena.gajdzik@polsl.pl