

Mariusz Doszyń

Uniwersytet Szczeciński

Beata Antoniewicz-Nogaj

Cicero SC

**EKONOMETRYCZNA ANALIZA WPŁYWU CZYNNIKÓW SUBIEKTYWNYCH
NA DZIAŁALNOŚĆ SPÓŁEK NOTOWANYCH
NA GIEŁDZIE PAPIERÓW WARTOŚCIOWYCH
W WARSZAWIE**

Streszczenie

Celem artykułu jest prezentacja możliwości uwzględniania czynników subiektywnych (czynników o charakterze psychologicznym i socjologicznym) na procesy gospodarcze. Zaprezentowano ekonometryczny sposób uwzględniania tego typu wpływu. Opisywana procedura ekonometryczna opiera się na sztucznych zmiennych zero-jedynkowych.

W przykładzie empirycznym wpływ czynników subiektywnych przeanalizowano dla spółek sektora elektromechanicznego notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Wpływ ten okazał się istotny w przypadku dwóch spółek (Amica Wronki SA, Kopex SA). Wykazano również, że uwzględnianie wpływu czynników subiektywnych w proponowany sposób poprawia jakość modeli ekonometrycznych.

Słowa kluczowe: ekonometryczna analiza wpływu czynników subiektywnych, zmienne sztuczne.

Na działalność podmiotów gospodarczych wpływają zarówno czynniki, które można określić mianem obiektywnych, jak i czynniki subiektywne. Podział ten jest intuicyjnie zrozumiały, aczkolwiek nie w każdym przypadku musi być jednoznaczny. Przez czynniki subiektywne należy rozumieć zjawiska i procesy o charakterze psychologicznym lub socjologicznym. Czynniki te mają wpływ na stopień realizacji wyznaczonych celów i determinują gospodarność przedsiębiorstw [3]. Takim samym nakładom produkcyjnym mogą odpowiadać różne wyniki w zależności od efektywności wykorzystania szeroko rozumianych czynników produkcji. Efektywność ta często zależy od czynników, które można określić mianem subiektywnych, które z kolei składają się na szeroko pojmowany kapitał ludzki.

Wpływ czynników subiektywnych na procesy społeczno-ekonomiczne jest relatywnie rzadko analizowany w literaturze ekonomicznej. Czynniki subiektywne są przedmiotem zainteresowania głównie psychologów i socjologów. Jednak ich wpływ na procesy gospodarcze jest na tyle istotny, że pomijanie ich daje niekompletny obraz procesów gospodarczych. Świadczy o tym chociażby dynamiczny rozwój w ostatnich latach tak zwanej ekonomii behawioralnej.

Na czynniki subiektywne składają się różnego rodzaju cechy osobowości, postawy, skłonności, emocje, powiązania międzyludzkie *ect.* W wielu przypadkach elementy te mają bardzo duży wpływ na przebieg procesów gospodarczych przez na przykład dyscyplinę pracy, sposób zarządzania, jakość komunikacji w przedsiębiorstwie, motywację pracowników, relacje interpersonalne.

W artykule zaproponowano sposób ustalania wpływu tak rozumianych czynników subiektywnych na działalność przedsiębiorstw, który polega na dodawaniu sztucznych zmiennych zero-jedynkowych do modelu ekonometrycznego (dla danych przekrojowych), z założeniem, że w modelu uwzględniono wszystkie istotne zmienne o charakterze obiektywnym.

W przykładzie empirycznym podjęto próbę określenia wpływu czynników subiektywnych (memów) na wartość przychodów netto spółek przemysłu elektromaszynowego w 2004 roku notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Dane zaczerpnięto z serwisu Notoria. Po pominięciu obserwacji z brakującymi danymi otrzymano dane dla 18 spółek. Zmienne wyrażono w cenach z 2008 roku. Do uwzględnienia wpływu zmian cen wykorzystano indeks HICP. Przyjęte do obliczeń dane wraz z wykazem spółek przedstawiono w załączniku 1.

Wpływ czynników subiektywnych ustalano na podstawie modeli o następującej postaci:

$$p_i = \beta_0 a_i^{\beta_1} z_i^{\beta_2} e^{\beta_3 d_i} e^{u_i} \quad (1)$$

gdzie:

- p_i – przychody netto ze sprzedaży produktów, towarów i materiałów (zł) w i -tej spółce,
- a_i – aktywa trwałe (zł) w i -tej spółce,
- z_i – liczba zatrudnionych osób w i -tej spółce,
- d_i – zmienna zero-jedynkowa przyjmująca wartość 1 w i -tej spółce oraz 0 – w pozostałych spółkach,
- u_i – składnik losowy,
- $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ – parametry modelu.

Model (1) jest modyfikacją często stosowanej w badaniach empirycznych funkcji Cobba-Douglasa z przychodami netto zamiast wielkości produkcji. Efekt wpływu czynników subiektywnych można określić na podstawie wielkości $e^{\beta_3 d_i}$. Po zlogarytmowaniu model (1) ma następującą postać:

$$\ln p_i = \ln \beta_0 + \beta_1 \ln a_i + \beta_2 \ln z_i + \beta_3 d_i + u_i \quad (2)$$

W pierwszym etapie badania oszacowano modele o postaci (2), a więc modele dla zmiennych zlogarytmowanych, wprowadzając dla każdej spółki zmienną zero-jedynkową, której wartość wynosi 1 dla danej spółki oraz 0 – dla pozostałych spółek. Wyniki obliczeń zostały przedstawione w załączniku 2.

Model bez zmiennych zero-jedynkowych po oszacowaniu przedstawia się następująco:

$$\hat{p}_i = 20,553 a_i^{0,395} z_i^{0,684} \quad (3)$$

Po przyjęciu poziomu istotności $\alpha = 0,1$ zmienne zero-jedynkowe okazały się istotne w przypadku spółki Amica Wronki SA oraz Kopex SA. Modele te po oszacowaniu mają następującą postać:

– Amica Wronki SA:

$$\hat{p}_i = 121,913 z_i^{1,047} 3,300^{d_i} \quad (4)$$

– Kopex SA:

$$\hat{p}_i = 21,514a_i^{0,482}z_i^{0,522}2,307^{d_i} \quad (5)$$

Oceny parametrów przy zmiennych a_i oraz z_i to elastyczności punktowe przychodów netto względem aktywów trwałych oraz liczby zatrudnionych osób.

Na podstawie modelu bez zmiennych zero-jedynkowych (3) można stwierdzić, że wzrost aktywów trwałych o 1% powodował wzrost przychodów netto średnio o 0,395%, *ceteris paribus*. Wzrost zatrudnienia o 1% przyczyniał się do wzrostu przychodów netto przeciętnie o 0,684%, *ceteris paribus*.

W modelu (4), w którym istotna była zmienna d_i dla spółki Amica Wronki SA, wzrost zatrudnienia o 1% współlistniał ze wzrostem przychodów netto średnio o 1,047%, natomiast wpływ aktywów trwałych nie był istotny statystycznie. Jeżeli w modelu uwzględniono wszystkie istotne czynniki o charakterze obiektywnym, to w przypadku spółki Amica Wronki SA wpływ czynników subiektywnych przyczyniał się do wzrostu przychodów średnio o 230%. Zakładając poprawność specyfikacji modelu, wpływ ten był bardzo duży.

W modelu (5) wzrost aktywów trwałych powodował wzrost przychodów netto średnio o 0,482% (*ceteris paribus*), natomiast wzrost zatrudnienia – przeciętnie o 0,522% (*ceteris paribus*). W przypadku spółki Kopex SA wpływ czynników subiektywnych powodował wzrost przychodów netto średnio o 130,7%.

Uwzględnienie zmiennych mających obrazować wpływ czynników subiektywnych poprawia własności otrzymywanych modeli ekonometrycznych. Wybrane kryteria opisujące omawiane modele przedstawiono w tabeli 1. Pod uwagę wzięto następujące kryteria: sumę kwadratów reszt, błąd standardowy reszt S_e , współczynnik determinacji R^2 , skorygowany współczynnik determinacji \bar{R}^2 , logarytm wiarygodności, kryterium informacyjne Akaike'a, kryterium bayesowskie Schwarz'a oraz kryterium Hannana-Quinna. Przedstawiono również wyniki testu Doornika-Hansena na normalność rozkładu reszt oraz wyniki testu White'a na heteroskedastyczność reszt.

Tabela 1. Porównanie modeli z istotnymi zmiennymi zero-jedynkowymi (modele (4) i (5)) z modelem bez zmiennych zero-jedynkowych (3)

Kryterium	Model bez zmiennych zero-jedynkowych sztucznych (3)	Model (4)	Model (5)
Suma kwadratów reszt	2,847	2,432	2,267
S_e	0,436	0,403	0,402
R^2	0,884	0,901	0,908
\bar{R}^2	0,868	0,888	0,888
Logarytm wiarygodności	-8,943	-7,525	-6,895
Kryterium informacyjne Akaike'a	23,885	21,049	21,791
Kryterium bayerowskie Schwarza	26,557	23,720	25,352
Kryterium Hannana-Quinna	24,254	21,418	22,282
Test Doornika-Hansena (p_{emp})	0,753	0,901	0,971
Test White'a (p_{emp})	0,881	0,696	0,414

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie wyników przedstawionych w tabeli 1 można stwierdzić, że uwzględnienie zmiennych zero-jedynkowych przyczynia się do poprawy własności modeli. Hipotezę tę potwierdzają wartości przedstawionych kryteriów. W modelu ze zmiennymi zero-jedynkowymi niższa jest suma kwadratów reszt i błąd standardowy reszt. Modele (4) i (5) cechują się ponadto większym stopniem dopasowania, o czym świadczą wyższe wartości współczynnika determinacji oraz skorygowanego współczynnika determinacji.

O lepszych własnościach modeli uwzględniających wpływ czynników subiektywnych świadczy również wartość logarytmu funkcji wiarygodności oraz oparte na tej wartości kryteria informacyjne Akaike'a, Schwarza i Hannana-Quinna. Wartość funkcji wiarygodności była większa w modelach ze zmiennymi sztucznymi d_i .

Kryterium informacyjne Akaike'a wyznacza się z zależności

$$AIC = -2l(\hat{\theta}) + 2k \quad (6)$$

gdzie:

$l(\hat{\theta})$ – logarytm funkcji wiarygodności,

k – liczba parametrów modelu.

Wartość kryterium bayesowskiego Schwarza obliczana jest następująco:

$$BIC = -2l(\hat{\theta}) + k \log n \quad (7)$$

gdzie n – liczba obserwacji.

W przypadku tego kryterium dodawanie kolejnych parametrów do modelu wywołuje większą zmianę wartości kryterium dla większej liczebności próby losowej.

Do obliczenia kryterium Hannana-Quinna korzysta się ze wzoru:

$$HQC = -2l(\hat{\theta}) + k \log \log n \quad (8)$$

Lepszy jest model, który ma niższą wartość powyższych kryteriów. W modelach (4) i (5) wartości kryteriów informacyjnych kształtują się na niższym poziomie niż w modelu (3).

Na podstawie wyników testu Doornika-Hansena można stwierdzić, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o normalności rozkładu reszt zarówno w modelu (3), jak i w modelach (4) i (5). Empiryczne poziomy istotności są wyższe w modelach (4) i (5), co wskazuje na to, że rozkłady reszt są bardziej zbliżone do rozkładu normalnego.

Wyniki testu White'a wskazują na to, że w modelach (3)–(5) nie można odrzucić hipotezy, iż reszty są homoskedastyczne (cechują się stałą wariancją). Empiryczny poziom istotności jest wyższy w modelu (3), a więc bez zmiennych sztucznych¹.

Do określania, czy uwzględnianie zmiennych zero-jedynkowych obrazujących wpływ czynników subiektywnych poprawia własności modelu, zastosowano również test oparty na rozkładzie F :

$$F = \frac{(ess - ess_d) / j}{ess_d / (n - k)} \quad (9)$$

gdzie:

- ess – suma kwadratów reszt w modelu bez zmiennych zero-jedynkowych,
- ess_d – suma kwadratów reszt w modelu ze zmiennymi zero-jedynkowymi,
- J – liczba restrykcji,
- $n - k$ – liczba stopni swobody.

¹ Wynika to prawdopodobnie po części z tego, iż w modelu tym jest mniej zmiennych objaśniających.

Statystyka testowa (9) pozwala na porównywanie modeli z restrykcjami z modelami bez restrykcji. W przypadku analizowanych modeli hipotezy można przedstawić następująco:

$$H_0 : \ln p_i = \ln \beta_0 + \beta_1 \ln a_i + \beta_2 \ln z_i + u_i \quad (10)$$

$$H_1 : \ln p_i = \ln \beta_0 + \beta_1 \ln a_i + \beta_2 \ln z_i + \beta_3 d_i + u_i \quad (11)$$

W hipotezie zerowej zakłada się, że $\beta_3 = 0$, a więc jeżeli nie ma podstaw do jej odrzucenia, lepszy jest model bez zmiennej zero-jedynkowej. Model (10) jest zatem modelem z restrykcjami, a model (11) – bez restrykcji (model ze zmiennymi zero-jedynkowymi). Liczba restrykcji jest równa jeden ($j = 1$).

Modele (4) i (5) porównano z modelem (3). Modele (4) i (5) są bez restrykcji, a model (3) – z restrykcją, oznaczającą, że nie jest istotna zmienna zero-jedynkowa. Empiryczne poziomy istotności po zastosowaniu testu (9) są równe odpowiednio 0,130 oraz 0,079. Przy poziomie istotności $\alpha = 0,1$ nie ma zatem podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, w której zakłada się nieistotność wpływu zmiennej zero-jedynkowej w modelu (4), ponieważ $p_{emp} = 0,130 > \alpha$.

Hipotezę zerową należy natomiast odrzucić w przypadku modelu (5), w którym $p_{emp} = 0,079 < \alpha$, a więc lepszy okazał się model ze zmienną zero-jedynkową.

Reasumując, zjawiska gospodarcze są wypadkową oddziaływania nie tylko czynników obiektywnych. Duże znaczenie mają również czynniki subiektywne, związane z oddziaływaniem przyczyn o charakterze psychologicznym i socjologicznym. Jednym ze sposobów określania wpływu czynników subiektywnych jest wprowadzanie do modelu ekonometrycznego (uwzględniającego wszystkie istotne zmienne o charakterze obiektywnym) zmiennych zero-jedynkowych. Taką też procedurę zaproponowano w niniejszym artykule.

W przykładzie empirycznym podjęto próbę określenia wpływu czynników subiektywnych na wartość przychodów netto spółek przemysłu elektromaszynowego notowanych na GPW w Warszawie w 2004 roku. Po zastosowaniu omawianego podejścia okazało się, że wpływ taki był istotny statystycznie w spółkach Amica Wronki SA oraz Kopex SA. Wprowadzenie sztucznych zmiennych przyczyniło się również do poprawy własności otrzymanych modeli.

Załącznik 1

Tabela Z.1. Wartość przychodów netto, aktywów trwałych (w cenach z 2008 roku) oraz liczba osób zatrudnionych w spółkach przemysłu elektromaszynowego notowanych na GPW w Warszawie w 2004 roku

Lp.	Spółki	p_i	a_i	z_i
1.	Amica Wronki SA	1 222 045	435 315,6	2115
2.	Hydrotor SA	35 393	29 002,3	372
3.	Ponar Wadowice SA	37 778	13 484,9	381
4.	ZEG SA	37 375	16 722,8	232
5.	ZPUE SA	128 499	34 132,4	581
6.	Rafako SA	313 564	154 834,9	1600
7.	Kopex SA	410 663	62 149,4	1198
8.	Repol SA	103 492	45 843,5	604
9.	Polna SA	31 789	19 057,3	354
10.	Zelmer SA	307 688	145 234,9	2369
11.	Lena Lighting SA	51 865	18 196,9	166
12.	Apator SA	92 649	60 266,1	465
13.	Remak SA	107 350	21 408,4	474
14.	Rafamet SA	48 703	39 675,0	404
15.	MOJ SA	14 428	2 190,7	92
16.	Makrum SA	42 212	21 470,3	258
17.	Zremb-Chojnice SA	30 888	6 366,4	286
18.	Sonel SA	13 943	5 044,9	83

Źródło: Notoria Serwis.

Załącznik 2

Tabela Z.2. Wyniki estymacji modeli typu (2) dla spółek przemysłu elektromaszynowego notowanych na GPW w Warszawie w 2004 roku

Lp.	Spółka	Zmienna	Ocena parametru	Test t-Studenta (p_{emp})
1	2	3	4	5
0.	0	Stała	3,023	0,004
		$\ln a_i$	0,395	0,074
		$\ln z_i$	0,684	0,026
1.	Amica Wronki SA	Stała	4,803	0,000
		$\ln z_i$	1,047	0,000
		d_i	1,194	0,0193
2.	Hydrotor SA	Stała	3,015	0,003
		$\ln a_i$	0,428	0,047
		$\ln z_i$	0,637	0,030
		d_i	-0,704	0,122

1	2	3	4	5
3.	Ponar Wadowice SA	Stała	3,190	0,004
		$\ln a_i$	0,349	0,132
		$\ln z_i$	0,738	0,023
		d_i	-0,353	0,470
4.	ZEG SA	Stała	3,034	0,006
		$\ln a_i$	0,399	0,084
		$\ln z_i$	0,677	0,035
		d_i	-0,069	0,887

Źródło: opracowanie własne.

Tabela Z.3. Wyniki estymacji modeli typu (2)
 dla spółek przemysłu elektromaszynowego notowanych na GPW
 w Warszawie w 2004 roku

Lp.	Spółka	Zmienna	Ocena parametru	Test t-Studenta (p_{emp})
5.	ZPUE SA	Stała	3,008	0,005
		$\ln a_i$	0,406	0,075
		$\ln z_i$	0,665	0,035
		d_i	0,282	0,550
6.	Rafako SA	Stała	2,939	0,008
		$\ln a_i$	0,398	0,082
		$\ln z_i$	0,694	0,030
		d_i	-0,163	0,746
7.	Kopex SA	Stała	3,069	0,002
		$\ln a_i$	0,482	0,027
		$\ln z_i$	0,522	0,073
		d_i	0,836	0,080
8.	Relpol SA	Stała	3,011	0,006
		$\ln a_i$	0,397	0,083
		$\ln z_i$	0,685	0,031
		d_i	-0,103	0,828
9.	Polna SA	Stała	3,163	0,003
		$\ln a_i$	0,375	0,083
		$\ln z_i$	0,701	0,021
		d_i	-0,603	0,190

Źródło: opracowanie własne.

Tabela Z.4. Wyniki estymacji modeli typu (2)
dla spółek przemysłu elektromaszynowego notowanych na GPW
w Warszawie w 2004 roku

Lp.	Spółka	Zmienna	Ocena parametru	Test t-Studenta (p_{emp})
10.	Zelmer SA	Stała	2,838	0,007
		$\ln a_i$	0,338	0,132
		$\ln z_i$	0,817	0,017
		d_i	-0,560	0,294
11.	Lena Lighting SA	Stała	3,034	0,004
		$\ln a_i$	0,296	0,196
		$\ln z_i$	0,845	0,014
		d_i	0,605	0,238
12.	Aparator SA	Stała	2,961	0,007
		$\ln a_i$	0,419	0,083
		$\ln z_i$	0,656	0,045
		d_i	-0,161	0,746
13.	Remak SA	Stała	2,904	0,006
		$\ln a_i$	0,434	0,058
		$\ln z_i$	0,634	0,041
		d_i	0,447	0,345
14.	Rafamet SA	Stała	2,923	0,005
		$\ln a_i$	0,449	0,047
		$\ln z_i$	0,615	0,043
		d_i	-0,573	0,223

Źródło: opracowanie własne.

Tabela Z.5. Wyniki estymacji modeli typu (2)
dla spółek przemysłu elektromaszynowego notowanych na GPW
w Warszawie w 2004 roku

Lp.	Spółka	Zmienna	Ocena parametru	Test t-Studenta (p_{emp})
15.	MOJ SA	Stała	2,36	0,040
		$\ln a_i$	0,484	0,042
		$\ln z_i$	0,637	0,037
		d_i	0,611	0,2575
16.	Makrum SA	Stała	3,028	0,005
		$\ln a_i$	0,405	0,082
		$\ln z_i$	0,668	0,039
		d_i	-0,124	0,797
17.	Zremb-Chojnice SA	Stała	3,040	0,010
		$\ln a_i$	0,391	0,130
		$\ln z_i$	0,690	0,046
		d_i	-0,020	0,970
18.	Sonel SA	Stała	2,932	0,009
		$\ln a_i$	0,383	0,0967
		$\ln z_i$	0,718	0,032
		d_i	0,173	0,745

Źródło: opracowanie własne.

Literatura

1. *Ekonometria*, red. J. Hozer, KEiS US, Szczecin 1977.
2. Greene W., *Econometric Analysis*, fifth edit., Prentice Hall, New Jersey 2003.
3. Hozer J., *Mikroekonometria. Analizy, diagnozy, prognozy*, PWE, Warszawa 1993.
4. Hozer J., Doszyń M., *Ekonometria skłonności*, PWE, Warszawa 2004.
5. Maddala G.S., *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2006.
6. Tarczyński W., *Rynki kapitałowe*, cz. I, Wydawnictwo Placet, Warszawa 2001.
7. Tarczyński W., *Rynki kapitałowe*, cz. II, Wydawnictwo Placet, Warszawa 1997.

ECONOMETRIC ANALYSIS OF SUBJECTIVE FACTORS' IMPACT IN CHOSEN COMPANIES REGISTERED ON WARSAW STOCK EXCHANGE

Summary

In the article impact of subjective (psychological and sociological) factors on economic phenomena was discussed and emphasized. Econometric methods enabling taking such impact into account were presented. Proposed procedures are based mostly on the concept that presence of subjective factors could be accounted by means of dummy variables.

In empirical example impact of subjective factors on economic activities was analyzed for companies of electromechanical industry recorded on Warsaw Stock Exchange. Such impact seemed to be important in case of two companies (Amica Wronki S.A., Kopex S.A.). It was also showed that taking into account impact of subjective factors improves quality of econometric estimation.

Keywords: econometric analysis of subjective factor's impact, dummy variables.

Translated by Mariusz Doszyń

