

**EKONOMETRYCZNA ANALIZA
ODPŁYWÓW Z BEZROBOCIA**

W OPARCIU O KONCEPCJĘ FUNKCJI DOPASOWAŃ

Adam Kowol

Wprowadzenie

Celem niniejszego opracowania jest próba określenia determinantów odpływów z bezrobocia do zatrudnienia w oparciu o dane makroekonomiczne.

W literaturze ekonomicznej badającej zagadnienia zasobów i strumieni na rynku pracy istnieje hipoteza, zgodnie z którą zależność pomiędzy wielkością odpływów z bezrobocia, ilością bezrobotnych i wolnych miejsc pracy może być opisana przez tzw. funkcję dopasowań (*matching function*) postaci:

$$O(t) = A(t)F[U(t), V(t)] \quad (1)$$

gdzie:

- O(t) - wielkość odpływów z bezrobocia w czasie t;
- U(t) - wielkość bezrobocia w czasie t;
- V(t) - ilość wolnych miejsc pracy zgłoszonych w urzędach pracy w czasie t;
- A(t) - współczynnik sprawności funkcjonowania rynku pracy w czasie t.

Dziedziną funkcji dopasowań jest zbiór $D = \{(U, V): U \in \mathbb{R}_+ \wedge V \in \mathbb{R}_+\}$. Oznacza to, że argumentami owej funkcji są jedynie nieujemne wielkości bezrobocia i wolnych miejsc pracy.

O wszystkich zmiennych autor zakłada, iż są ciągłymi i różniczkowalnymi funkcjami czasu. Zapis $\dot{x} \equiv \frac{dx}{dt}$ oznaczał będzie dalej pochodną zmiennej x po czasie t czyli (ekonomicznie rzecz biorąc) przyrost wartości tej zmiennej w czasie.

Jeżeli $\dot{A} > 0$ ($\dot{A} < 0$), to w każdym kolejnym okresie ta sama wielkość bezrobocia i wolnych miejsc pracy będzie implikować coraz większe (mniejsze) wielkości odpływów z bezrobocia. Oznacza to, że uzyskanie tej samej wielkości odpływów z bezrobocia będzie możliwe przy coraz mniejszej (większej) liczbie bezrobotnych i wolnych miejsc pracy.

Ponadto jeżeli współczynnik sprawności funkcjonowania rynku pracy A jest w modelu zmienną egzogeniczną, wówczas funkcja dopasowań nazywana jest standardową funkcją dopasowań. Natomiast w przypadku, gdy A zdeterminowane jest również przez pewne inne zmienne makroekonomiczne, wówczas funkcja dopasowań nazywana jest rozszerzoną funkcją dopasowań.

O funkcji F zakłada się między innymi, iż:

- $F(0, V) = F(U, 0) = 0$ dla dowolnych $U, V > 0$, a zatem zarówno istnienie bezrobocia, jak i wolnych miejsc pracy jest niezbędne do uzyskania jakiegokolwiek odpływu z bezrobocia do zatrudnienia.
- $\frac{\partial F}{\partial U} > 0$ i $\frac{\partial F}{\partial V} > 0$ dla dowolnych $U, V > 0$, czyli przyrost wielkości bezrobocia (wolnych miejsc pracy), *ceteris paribus*, prowadzi do wzrostu wielkości odpływów z bezrobocia.

Warstwica funkcji dopasowań na płaszczyźnie \mathbb{R}^2 wyznacza tzw. krzywą A. Beveridge'a, która opisuje różne kombinacje liczby bezrobotnych i wolnych miejsc

pracy prowadzących do powstania danej wielkości odpływów z bezrobocia. Krzywa Beveridge'a może być interpretowana ekonomicznie jako krzywa jednakowego odpływu z bezrobocia.

Można stwierdzić, że im bliżej początku układu współrzędnych znajdować się będzie krzywa Beveridge'a, tym wyższe będą odpływy z bezrobocia odpowiadające tym samym wielkościom U i V . Stąd oraz ze wzoru (1) można wnosić, iż im wyższy będzie współczynnik A , tym bliżej początku układu współrzędnych położona jest owa krzywa.

Koncepcja krzywej Beveridge'a została omówiona szerzej np. w pozycji [5].

Specyfikacja modelu

W dalszej części opracowania prezentowane będą szacunki funkcji dopasowań typu Cobba-Douglasa danej następującym wzorem¹:

$$O(t) = A(t)[U(t)]^{\beta_U} [V(t)]^{\beta_V} \quad (2)$$

gdzie $O(t)$, $A(t)$, $U(t)$ i $V(t)$ interpretuje się analogicznie jak w funkcji (1), zaś parametry β_U , β_V są elastycznościami tej funkcji względem (odpowiednio) bezrobocia i wolnych miejsc pracy. Ponadto suma elastyczności wyznacza stopień jednorodności funkcji Cobba-Douglasa.

O współczynniku A w funkcji dopasowań (2) zakłada się, iż jest on postaci:

$$\ln(A) = \alpha_0 + \alpha_1 p + \alpha_2 t \quad (3)$$

gdzie $\alpha_0 \in \mathfrak{R}$; $\alpha_1, \alpha_2 > 0$ oraz:

- α_1 jest stopą wzrostu współczynnika sprawności funkcjonowania rynku pracy A wynikającą z podniesienia stopy wzrostu gospodarczego p o jeden punkt procentowy;
- α_2 jest stopą wzrostu współczynnika sprawności funkcjonowania rynku pracy A wynikającą z działania czynników nie uwzględnionych w modelu.

Równanie (2) jest liniowe względem parametrów ponieważ można je przedstawić w postaci zlinearyzowanej dokonując transformacji logarytmicznej. Z równań (2) i (3) otrzymuje się:

$$\ln(O) = \alpha_0 + \alpha_1 p + \alpha_2 t + \beta_U \ln(U) + \beta_V \ln(V) \quad (4)$$

W celu określenia wpływu poszczególnych czynników na wielkość odpływów bezrobotnych do zatrudnienia oszacowano parametry powyższej rozszerzonej funkcji dopasowań. Estymacji dokonano metodą najmniejszych kwadratów (MNK) przy pomocy programu komputerowego *EViews 3.1* w oparciu o dane kwartalne z okresu od stycznia 1992 r. do września 1999 r.

Proces poszukiwania właściwej specyfikacji modelu rozpoczęto od wprowadzenia odpowiednich danych statystycznych w postaci szeregów czasowych oraz listy zmiennych w formie akceptowanej przez program:

¹ Formalnie funkcję dopasowań (2) i dalsze powinno się zapisywać uwzględniając oddziaływanie składnika losowego. W celu uproszczenia prezentowanych wzorów autor pomija składnik losowy.

Estimation Command:

=====

LS LOG(O) C P T LOG(U) LOG(V)

W rezultacie otrzymano następujące wyniki:

Dependent Variable: LOG(O)

Method: Least Squares

Sample: 1992:1 1999:3

Included observations: 31

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.509503	1.320116	-1.143462	0.2633
P	0.010229	0.009140	1.119179	0.2733
T	0.006600	0.003468	1.903155	0.0681
LOG(U)	0.230011	0.158958	1.446998	0.1598
LOG(V)	0.784708	0.088711	8.845700	0.0000
R-squared	0.887028	Mean dependent var	5.532461	
Adjusted R-squared	0.869647	S.D. dependent var	0.287784	
S.E. of regression	0.103903	Akaike info criterion	-1.544033	
Sum squared resid	0.280690	Schwarz criterion	-1.312745	
Log likelihood	28.93252	F-statistic	51.03625	
Durbin-Watson stat	3.130795	Prob(F-statistic)	0.000000	

Jarque-Bera 0.777222

Probability 0.677998

Ze względu na szczególnie wysoką wartość statystyki Durbina-Watsona analizę wyników rozpoczęto od weryfikacji istnienia autokorelacji zakłóceń.

Warunki stosowalności testu Durbina-Watsona są spełnione ponieważ:

- w równaniu obecny jest wyraz wolny,
- zakłócenia mają rozkład normalny (niska wartość sprawdzianu Jarque-Bera oraz wysoka wartość *Probability* wskazuje, że nie mamy podstaw do odrzucenia hipotezy o normalności rozkładu badanej zmiennej),
- w równaniu nie występuje opóźniona zmienna objaśniana w charakterze zmiennej objaśniającej.

Zatem wysoka wartość statystyki Durbina-Watsona pozwala wnioskować o istnieniu autokorelacji ujemnej.

Aby temu zaradzić, zgodnie z sugestią zawartą w pozycji [3] wprowadzono do modelu zmienną endogeniczną opóźnioną (o cztery okresy czyli rok) w charakterze zmiennej objaśniającej:

Estimation Command:

=====

LS LOG(O) C P T LOG(U) LOG(V) LOG(O(-4))

Otrzymano następujące wyniki:

Dependent Variable: LOG(O)
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 1993:1 1999:3
 Included observations: 27 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.515330	1.597767	-2.200152	0.0391
P	0.006743	0.009193	0.733495	0.4714
T	0.001166	0.003765	0.309772	0.7598
LOG(U)	0.407486	0.149985	2.716844	0.0129
LOG(V)	0.569575	0.092741	6.141555	0.0000
LOG(O(-4))	0.401553	0.104932	3.826792	0.0010
R-squared	0.931396	Mean dependent var		5.597650
Adjusted R-squared	0.915062	S.D. dependent var		0.243077
S.E. of regression	0.070843	Akaike info criterion		-2.263579
Sum squared resid	0.105393	Schwarz criterion		-1.975615
Log likelihood	36.55832	F-statistic		57.02108
Durbin-Watson stat	2.447033	Prob(F-statistic)		0.000000

Wartości *t-Statistic* oraz odpowiadające wielkości *Prob.* nie dają podstaw do odrzucenia hipotez, że wartości parametrów stojących przy zmiennych p oraz t są zerowe. Nie udało się zatem potwierdzić istotnego statystycznie wpływu stopy wzrostu gospodarczego p (tempa wzrostu PKB) oraz zmiennej czasowej t na wielkość odpływów z bezrobocia do zatrudnienia. Skłoniło to autora do usunięcia owych zmiennych z modelu:

Estimation Command:

=====

LS LOG(O) C LOG(U) LOG(V) LOG(O(-4))

Dla powyższego równania otrzymano następujące wyniki:

Dependent Variable: LOG(O)
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 1993:1 1999:3
 Included observations: 27 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.758101	1.050765	-2.624851	0.0151
LOG(U)	0.382345	0.109796	3.482322	0.0020
LOG(V)	0.586956	0.085860	6.836206	0.0000
LOG(O(-4))	0.415690	0.094759	4.386824	0.0002
R-squared	0.929620	Mean dependent var		5.597650
Adjusted R-squared	0.920440	S.D. dependent var		0.243077
S.E. of regression	0.068563	Akaike info criterion		-2.386160
Sum squared resid	0.108122	Schwarz criterion		-2.194185
Log likelihood	36.21317	F-statistic		101.2652
Durbin-Watson stat	2.315698	Prob(F-statistic)		0.000000

Ponieważ w tym wypadku nie jest spełniony trzeci warunek stosowalności testu Durбина-Watsona (w równaniu występuje opóźniona zmienna objaśniana w charakterze zmiennej objaśniającej), w celu weryfikacji istnienia autokorelacji zakłóceń posłużono się bardziej uniwersalnym testem (*Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test*):

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.829868	Probability	0.372185
Obs*R-squared	0.981452	Probability	0.321841

Wysokie wartości *Probability* nie dają podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku autokorelacji.

Ponieważ rezultaty ostatniej estymacji można uznać za zadowalające, autor zdecydował się przyjąć obecną specyfikację modelu jako ostateczną.

Analiza wyników

Dla ostatecznej wersji modelu przeprowadzono dodatkowo estymację przy użyciu programu **G**. Jej wyniki przedstawione zostały poniżej:

SEE =	0.06	RSQ =	0.9296	RHO =	-0.16	Obser =	27
SEE+1 =	0.06	RBSQ =	0.9204	DW =	2.32	DoFree =	23
MAPE =	0.88						
Variable name	Reg-Coeff	Mexval	t-value	Elas	Beta	Mean	
0 lo	-	-	-	-	-	-	5.60
1 intercept	-2.75810	14.0	-2.625	-0.49	0.000	1.00	
2 lu	0.38235	23.6	3.482	0.53	0.294	7.77	
3 lv	0.58696	74.1	6.836	0.55	0.622	5.25	
4 l4	0.41569	35.5	4.387	0.41	0.513	5.54	

Wyniki estymacji uzyskane w obydwu programach są zgodne i pozwalają wyciągnąć następujące wnioski:

- Wahania zmiennej endogenicznej udało się za pomocą równania objaśnić w 92,04%. Wskazuje to na wysokie dopasowanie równania do danych empirycznych.
- Oszacowane równanie myli się średnio w próbie tylko o 0,88% wartości zmiennej objaśnianej.
- Wszystkie zmienne objaśniające są istotne statystycznie, przy czym najważniejsza wydaje się być zmienna V (oferty pracy).
- Elastyczności odpływów z bezrobocia do zatrudnienia względem wielkości bezrobocia oraz ilości wolnych miejsc pracy wynoszą odpowiednio ok. 0,38 i 0,59.
- Stopień jednorodności oszacowanej funkcji dopasowań (równy sumie powyższych elastyczności) jest bliski jedności.

Bibliografia

- [1] *Bezrobocie rejestrowane w Polsce*, GUS, Warszawa, wydania z lat 1992-1999.
- [2] *Biuletyn Statystyczny*, GUS, Warszawa, wydania z lat 1992-1999.
- [3] **Gajda J.**, *Ekonometria praktyczna*, Absolwent, Łódź 1998.
- [4] **Kelm R.**, *Kwartalny szacunek produktu krajowego brutto i popytu finalnego dla lat 1990-1997*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 1999.
- [5] **Kwiatkowski E.** (red.), *Makroekonomia*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 1994, s. 170-172.
- [6] **Łapińska-Sobczak N.** (red.), *Opisowe modele ekonometryczne*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 1998.
- [7] **Tokarski T., Rogut A.**, *Zróżnicowanie struktury pracujących a odpływy z bezrobocia*, „Wiadomości Statystyczne” 2000, nr 3, s. 51-68.
- [8] **Tokarski T., Stasiak J.**, *Analiza odpływów z bezrobocia. Funkcja dopasowań*. [w:] **Kwiatkowski E.** (red.), *Przepływy siły roboczej a efekty aktywnej polityki państwa na rynku pracy w Polsce*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 1998, s. 74-92.