

ZRÓŻNICOWANIE BEZROBOCIA I ZATRUDNIENIA A ZMIANY PKB W KRAJACH EUROPEJSKICH

(PAWEŁ DYKAS, TOMASZ MISIAK)

Rynek pracy to jeden z ciekawszych obszarów badań w makroekonomii, zaś problematyka bezrobocia oraz zatrudnienia stanowi jeden z najistotniejszych (jeśli nie najistotniejszy) problemów społeczno-ekonomicznych, z którymi boryka się wiele gospodarek europejskich. W Europie problem bezrobocia – szczególnie w latach 90. XX w. – dotyczy w dużej mierze gospodarek Europy Środkowo-Wschodniej przechodzących proces transformacji systemowej. W niektórych z tych krajów ukształtowany w początkowej fazie przemian wysoki poziom stopy bezrobocia (często o charakterze strukturalnym) nadal się utrzymuje.

Problem wysokiego bezrobocia w Europie dotyka także gospodarek o ugruntowanych systemach rynkowych, czego dobrym przykładem jest sytuacja na rynku pracy w Hiszpanii, Portugalii czy Grecji. Gospodarki te szczególnie silnie odczuwają skutki kryzysu gospodarczego z 2008 r., co w zasadzie jest potwierdzeniem tezy, że sytuacja na rynku pracy jest swego rodzaju pochodną sytuacji koniunkturalnej na rynku towarowym. Taki kontekst prowadzi do sformułowania podstawowego pytania badawczego o wpływie sytuacji koniunkturalnej rynku towarowego na główne komponenty rynku pracy – bezrobocie oraz zatrudnienie.

Główny cel rozdziału to statystyczna analiza wpływu stóp wzrostu PKB (zmian koniunkturalnych na rynku towarowym) na stopy wzrostu liczby pracujących i stopy bezrobocia w gospodarkach europejskich. W celu weryfikacji założeń, wynikających z teoretycznych modeli, przeprowadzono analizę empiryczną na podstawie danych przekrojowo-czasowych dla 44 krajów Europy z lat 2000–2013 pochodzących z zasobów Europejskiej Komisji Gospodarczej ONZ (United Nations Economic Commission for Europe – UNECE)¹.

Wpływ wzrostu gospodarczego na zmienne rynku pracy (stopę bezrobocia, stopę wzrostu pracujących) jest przedmiotem wielu analiz empirycznych.

¹ <http://w3.unece.org/pxweb/database/STAT/20-ME/3-MELF/?lang=1> (dostęp: 3.07.2014).

Zależność między stopą wzrostu gospodarczego a bezrobociem nie budzi większych kontrowersji. Relacja ta po raz pierwszy została zweryfikowana w 1962 r. przez Arthura Okuna, który opublikował badania dotyczące wpływu produkcji na stopę bezrobocia w gospodarce amerykańskiej w latach 50. XX w. (OKUN 1962). Od momentu ukazania się artykułu Okuna większość analiz empirycznych opiera się na weryfikacji dla różnych krajów, bądź grupy krajów, siły wpływu zmian w produkcji na zmiany bezrobocia. Warto wymienić tu pracę Edwarda S. Knoteka z 2007 r., który, oprócz badania współzależności między wzrostem gospodarczym a bezrobociem w gospodarce USA, zwraca uwagę na pewną zachodzącą tu asymetrię. Stwierdza, że siła zależności jest przeciętnie niższa (co do wartości bezwzględnej) w okresach dobrej koniunktury niż w okresach recesji (KNOTEK 2007: 85–87). Do podobnych wniosków dochodzą Kimberly Beaton (BEATON 2010) na podstawie badań gospodarki USA i Kanady, a także Michael T. Owyang i Tatevik Sekhposyan (OWYANG, SEKHPOSYAN 2012), również badając gospodarkę USA.

W literaturze przedmiotu zwraca się uwagę na różnice w sile zależności między poszczególnymi krajami. Imad A. Moosa w badaniach z 1997 r. analizuje siłę wpływu zmian w PKB na stopę bezrobocia w grupie krajów G7 i dochodzi do wniosku, że najwyższą siłą zależności charakteryzuje się Ameryka Północna, najniższą zaś Japonia, co tłumaczy różną sztywnością rynków pracy (Moosa 1997). Donald G. Freeman, na podstawie badań panelowych prowadzonych dla dziesięciu wysoko uprzemysłowionych krajów, dochodzi do wniosku, że w grupie państw europejskich siła zależności jest niższa niż w pozostałych krajach (FREEMAN 2001). Oliver Hutengs i Georg Stadtmann, badając siłę zależności dla krajów strefy euro pod względem wieku bezrobotnych, dochodzą do wniosku, że siła wpływu stopy wzrostu gospodarczego na zmianę stopy bezrobocia jest najwyższa w grupie najmłodszych bezrobotnych i maleje w starszych grupach wiekowych (HUTENGs, STADTMANN 2013).

W niniejszym rozdziale autorzy, oprócz szacowania siły wpływu zmian PKB na zmianę stopy bezrobocia, uwzględniają również wpływ opóźnionej stopy bezrobocia na przyrost bieżącej stopy bezrobocia. Badaniom poddaje się również siłę wpływu wzrostu gospodarczego na stopę wzrostu pracujących. Analizy o podobnym charakterze można odnaleźć w pracach takich badaczy jak: Swati Basu, Saul Estrin, Jan Svejnar (2005) dla krajów Europy Centralnej oraz Steven Kapsos (2005) dla krajów wysoko rozwiniętych oraz przechodzących proces transformacji systemowej. Podobne badania dla krajów Unii Europejskiej prowadzą Emilia Herman (2011), Tomasz Misiak i Tomasz Tokarski (2011).

W przeprowadzonej w rozdziale analizie stosowano proste modele teoretyczne stóp wzrostu pracujących i przyrostu stóp bezrobocia. Dokonano empirycznych oszacowań parametrów teoretycznych modeli dla poszczególnych grup krajów z wykorzystaniem dwóch metod: modelu pozornie niepowiązanych równań (*Seemingly Unrelated Regression* – SUR) oraz uogólnionej metody najmniejszych kwadratów (*Generalized Least Squares* – GLS) z zastosowaniem efektów

ustalonych (*Fixed Effect*). Zastosowanie wyżej wymienionych metod estymacji wynika przede wszystkim z dwóch kwestii. Po pierwsze, z przestrzennego zróżnicowania analizowanych w rozdziale zmiennych, stąd próba uwzględnienia heterogeniczności zmiennych z wykorzystaniem efektów ustalonych typu *fixed*. Po drugie, rynek pracy, szczególnie w krajach Unii Europejskiej, charakteryzuje się swobodą przepływu pracujących między krajami oraz efektem migracji zarobkowej, co oznacza, że efekty losowe dla poszczególnych krajów w panelu w tym samym okresie mogą być skorelowane, zaś model SUR odpuszcza takie skorelowanie (*contemporaneous correlation*). Opracowanie kończy podsumowanie oraz zestawienie ważniejszych wniosków wynikających z prowadzonych rozważań.

■ Zmiany PKB a zatrudnienie

Jedno z kluczowych założeń dotyczących kształtowania się popytu na pracę wynika z sytuacji koniunkturalnej rynku towarowego. Popyt na pracę jest „pochodną” popytu na rynku towarowym. Analiza przeprowadzona w tym kontekście prowadzi do wniosku, że kluczowym czynnikiem kształtowania się zarówno bezrobocia, jak i zatrudnienia jest stopa wzrostu gospodarczego. Wynika z powyższego założenia, że w okresie dobrej koniunktury gospodarczej popyt na pracę rośnie, a to prowadzi do spadku stóp bezrobocia oraz wzrostu liczby pracujących. W czasie spowolnienia gospodarczego popyt na pracę spada, a co za tym idzie rośnie stopa bezrobocia, zaś spada liczba pracujących. Powyższe zależności między stopą bezrobocia, stopą zatrudnienia a stopą wzrostu gospodarczego warto rozważyć w ujęciu modelowym.

Analiza teoretycznych czynników determinujących stopy wzrostu pracujących może być przeprowadzona z zastosowaniem potęgowej neoklasycznej funkcji produkcji typu Cobb-Douglasa danej wzorem:

$$Y_{it} = f(K_{it}, L_{it}) = Ae_{gt} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta}, \quad (10.1)$$

przy czym:

Y_{it} – wielkość produkcji w i -tym państwie ($i = 1, 2, 3 \dots M$) w okresie t ($t = 1, 2, 3 \dots T$), gdzie $M, T \in \mathbb{N}$;

$Ae_{gt} > 0$ – łączna produktywność czynników produkcji w okresie t , wyrażenie może mierzyć poziom zaawansowania technicznego²;

² Parametr $A > 0$ oznacza łączną produktywność czynników produkcji w roku $t = 0$; wynika to stąd, że jeżeli łączna produktywność czynników produkcji definiowana jest jako produkt, który mógłby być wytworzony przy jednostkowych nakładach kapitału oraz pracy w roku t , to $Y_{i0} = f(1, 1) = Ae^0 = A$. Szerzej na temat całkowitej produktywności czynników produkcji, jej właściwości oraz sposobów mierzenia zob. np.: WELFE 2007.

K_{it} – nakłady kapitału rzeczowego w i -tym państwie w okresie t ;

L_{it} – liczba pracujących w i -tym państwie w okresie t ;

g – stopa postępu technicznego będąca stopą wzrostu łącznej produktywności czynników produkcji³;

α – elastyczność produkcji względem kapitału K w i -tym państwie w okresie t ;

β – elastyczność produkcji względem nakładów pracy L w i -tym państwie w okresie t (por.: TOKARSKI 2008: 44–45).

Rugując liczbę pracujących L z funkcji produkcji Cobba-Douglasa opisanej wzorem (10.1), można otrzymać równanie:

$$L_{it} = \frac{Y_{it}^{\frac{1}{\beta}}}{A^{\frac{1}{\beta}} e^{\frac{g}{\beta} t} K_{it}^{\frac{\alpha}{\beta}}}, \quad (10.2)$$

stąd, dokonując elementarnych przekształceń, można dojść do równania stopy wzrostu pracujących opisanego zależnością:

$$\frac{\dot{L}_{it}}{L_{it}} = \frac{1}{\beta} \frac{\dot{Y}_{it}}{Y_{it}} - \left(\frac{g}{\beta} + \frac{\alpha}{\beta} \frac{\dot{K}_{it}}{K_{it}} \right). \quad (10.3)$$

Z równania (10.3) wynika, że stopa wzrostu liczby pracujących jest rosnącą funkcją stopy wzrostu produktu oraz malejącą funkcją stopy wzrostu kapitału oraz stopy postępu technicznego. Z powyższego równania (10.3) wynika również, że uzależnia się stopę wzrostu pracujących od stopy wzrostu gospodarczego, czyli

$\frac{\dot{L}_{it}}{L_{it}} = f(h)$, gdzie $h = \frac{\dot{Y}_{it}}{Y_{it}}$. Ponadto, podstawiając do równania (10.3) odpo-

wiednio $\gamma = \frac{1}{\beta}$ oraz $\frac{g}{\beta} + \frac{\alpha}{\beta} \frac{\dot{K}_{it}}{K_{it}} = \lambda$, otrzymuje się:

$$\frac{\dot{L}_{it}}{L_{it}} = -\lambda + \gamma \frac{\dot{Y}_{it}}{Y_{it}}, \quad (10.4)$$

przy czym λ można interpretować jako stopę spadku liczby pracujących, która wystąpiłaby przy zerowej stopie wzrostu produktu. Stopa ta wynika ze wzrostu wydajności pracy będącego rezultatem zarówno stopy postępu technicznego, jak i efektu substytucji nakładów pracy nakładami kapitału rzeczowego. Wynika stąd, że stopa λ może być skutkiem akumulacji zarówno kapitału rzeczowego, jak i ludzkiego. Uzyskane równanie (10.4) nawiązuje do założeń keynesistowskich modeli rynku pracy (por.: LEVACIĆ, REBMANN 1982: 70–76; TOKARSKI 2005: rozdz. 3), w których przyjmuje się, że stopa wzrostu liczby pracujących

³ Analizowaną w opracowaniu stopę postępu technicznego należy rozumieć jako stopę postępu w sensie Hicksa, a więc jako stopę wzrostu produkcji, którą uzyskano przy stałych nakładach kapitału rzeczowego (np. środków trwałych brutto) oraz przy stałych nakładach pracy.

(utożsamiana ze stopą wzrostu popytu na pracę) jest rosnącą funkcją stopy wzrostu strumienia produktu (wytworzonego PKB) oraz malejącą funkcją względem stopy wzrostu wydajności pracy (na skutek działania postępu technicznego oraz nakładów kapitału rzeczowego).

■ Zmiany PKB a bezrobocie

Analiza wpływu wzrostu gospodarczego (mierzonego stopą wzrostu produktu) może się opierać na założeniu, że stopa wzrostu liczby pracujących $\dot{L}/L$ jest rosnącą funkcją stopy wzrostu produktu $h \equiv \dot{Y}/Y$, czyli:

$$\dot{L}/L = f\left(\overset{+}{h}\right), \quad (10.5)$$

a także, z definicji stopy bezrobocia, z której wynika, że zachodzi związek⁴:

$$u \equiv \frac{U}{U+L} \equiv 1 - \frac{L}{N}, \quad (10.6)$$

gdzie u to stopa bezrobocia, U – liczba bezrobotnych, L – liczba pracujących, zaś $N \equiv U+L$ jest podażą pracy (utożsamianą z liczbą aktywnych zawodowo).

Różniczkując po czasie t tożsamość (10.6), uzyskuje się:

$$\dot{u} = \frac{L}{N} \left(\frac{\dot{N}}{N} - \frac{\dot{L}}{L} \right),$$

a stąd oraz z równania (10.6) wynika, że:

$$\dot{u} = (1-u) \left(\frac{\dot{N}}{N} - \frac{\dot{L}}{L} \right). \quad (10.7)$$

Ze związku (10.7) płynie wniosek, że jeśli stopa wzrostu podaży pracy $\dot{N}/N$ jest wyższa/niższa od stopy wzrostu liczby pracujących $\dot{L}/L$, to przyrosty stopy bezrobocia $\dot{u}$ są tym niższe/wyższe, im wyższa jest stopa bezrobocia u .

Wstawiając związek (10.5) do równania (10.7), okazuje się, że:

$$\dot{u} = (1-u) \left(\frac{\dot{N}}{N} - f\left(\overset{+}{h}\right) \right). \quad (10.8)$$

⁴ O wszystkich występujących w punkcie 10.2 zmiennych makroekonomicznych *implicitie* przyjmuje się założenie, że są różniczkowalnymi funkcjami czasu $t \in [0; +\infty)$. Zapis $\dot{x} \equiv dx/dt$ oznacza pochodną zmiennej x po czasie t , czyli, ekonomicznie rzecz biorąc, przyrost wartości zmiennej x w momencie t .

Z równania (10.8) można wyciągnąć wniosek, że przyrosty stopy bezrobocia $\dot{u}$ są malejącymi funkcjami stopy wzrostu strumienia produktu h oraz (w zależności od znaku różnicy $\dot{N}/N - \dot{L}/L$) mogą być malejącymi bądź rosnącymi funkcjami stóp bezrobocia u .

■ Wpływ wzrostu PKB na zatrudnienie i bezrobocie

Statystyczne analizy wpływu stopy wzrostu realnego PKB na stopę wzrostu zatrudnienia oraz na stopę bezrobocia w latach 2000–2013 prowadzono w grupach wyodrębnionych na podstawie przynależności do struktur Unii Europejskiej oraz w przypadku pozostałych krajów na podstawie klucza geograficznego. Z 44 krajów wyodrębniono 4 podstawowe grupy:

- Stara Europa – 18 krajów, w tym 15 krajów tzw. starej UE oraz Islandia, Norwegia i Szwajcaria (UE15+3);
- Nowa Europa – 13 krajów, które po 2004 r. dołączyły do UE (UE13);
- państwa bałkańskie aspirujące do UE – 6 krajów: Albania, Bośnia i Hercegowina, Czarnogóra, Serbia, Macedonia oraz Turcja (B6);
- Europa Wschodnia – 7 krajów: Armenia, Azerbejdżan, Gruzja, Mołdawia, Rosja, Ukraina i Białoruś (EW7).

Z przedstawionych w punkcie 10.2 prostych modeli teoretycznych wynika, że wpływ stopy wzrostu PKB na przyrosty stóp bezrobocia oraz stopę wzrostu zatrudnienia można zapisać za pomocą następujących równań:

$$\Delta u_{it} = \beta_0 - \beta_1 u_{it-1} + \beta_2 d_{\Delta u} u_{it-1} - \beta_3 \Delta \ln(Y_{it}) \quad (10.9)$$

oraz:

$$\Delta \ln(L_{it}) = -\lambda + \gamma \Delta \ln(Y_{it}) \quad (10.10)$$

gdzie:

u_{it} – stopa bezrobocia w gospodarce i w roku t ($t = 0, 1, \dots, 14$ dla okresu 2000–2013);

$\Delta u_{it} = u_{it} - u_{it-1}$ – zmiana stopy bezrobocia, $d_{\Delta u}$ to zmienna zerojedynkowa przyjmująca wartość 1 wówczas, gdy stopa bezrobocia w gospodarce i w roku t wzrosła, 0 w pozostałych przypadkach;

$\Delta \ln(Y_{it})$ – stopa wzrostu realnego PKB w gospodarce i w roku t ;

β_0 – stała interpretowana jako wzrost stopy bezrobocia, przy założeniu zerowych stóp bezrobocia w poprzednim okresie oraz przy zerowej stopie wzrostu realnego PKB;

$\beta_1 > 0$ – mierzy siłę oddziaływania stopy bezrobocia na przyrost stopy bezrobocia wówczas, gdy stopa ta nie rośnie;

$\beta_2 > 0$ – mierzy siłę oddziaływania stopy bezrobocia na wzrost tej stopy, gdy stopa bezrobocia rośnie;

β_3 – opisuje wpływ stopy wzrostu realnego PKB na przyrost stopy bezrobocia. Interpretacja parametrów β_1 i β_2 wynika stąd, że zmienna zerojedynkowa $d_{\Delta u}$ w powyższym równaniu pełni rolę zmiennej przełącznikowej korygującej oddziaływanie stopy bezrobocia z poprzedniego okresu na przyrost bieżącej stopy bezrobocia i zależy od tego, czy przyrost tej stopy jest dodatni, czy ujemny;

$\Delta \ln(L_{it})$ – stopa wzrostu pracujących w gospodarce i w roku t ;

λ – stała mierząca spadek stopy pracujących przy zerowej stopie wzrostu realnego PKB;

γ – parametr mierzący siłę wpływu stopy wzrostu realnego PKB na stopę wzrostu zatrudnienia.

Z równania (10.9) wynika, że gdyby stopy bezrobocia z poprzedniego okresu oraz stopa wzrostu realnego PKB były równe zero, to wówczas wszystkie kraje danej grupy charakteryzowałyby się takimi samymi przyrostami stóp bezrobocia. Analogicznie równanie (10.10) implikuje, że stopy spadku liczby pracujących (czyli λ) wynikające ze wzrostu wydajności pracy we wszystkich krajach danej grupy są takie same. Założenia te wydają się zbyt restrykcyjne, biorąc pod uwagę przestrzenne zróżnicowanie analizowanych w opracowaniu zmiennych. W celu uchwycenia przestrzennej heterogeniczności zastosowano procedurę opartą na efektach ustalonych (*fixed effect*) (PINDYCK, RUBINFELD 1991: 223–226). Wprowadzając do zależności (10.9) i (10.10) efekty ustalone, równania te można rozszerzyć następująco:

$$\Delta u_{it} = \beta_0 + \sum_j^n \phi_j d_j - \beta_1 u_{it-1} + \beta_2 d_{\Delta u} u_{it-1} - \beta_3 \Delta \ln(Y_{it}) \quad (10.11)$$

oraz:

$$\Delta \ln(L_{it}) = -\lambda + \sum_j^n \phi_j d_j + \gamma \Delta \ln(Y_{it}) \quad (10.12)$$

gdzie:

β_0 oraz λ – stałe charakteryzujące gospodarkę bazową, które interpretuje się analogicznie jak w równaniach (10.9–10.10), ale jedynie dla gospodarki bazowej (MISIAK, TOKARSKI 2011: 183; DYKAS, MISIAK, TOKARSKI 2013: 17; DYKAS, MISIAK 2014: 66–74);

d_j – zmienna zerojedynkowa dla j -tej gospodarki niebazowej, natomiast oszacowane parametry ϕ_j pozwalają ustalić, o ile badana gospodarka osiągałaby *ceteris paribus* wyższe (niższe) przyrosty bezrobocia czy też stopy wzrostu pracujących od gospodarki bazowej, gdyby w rozważanym równaniu analizowana gospodarka charakteryzowała się takimi samymi wartościami zmiennych objaśniających jak gospodarka bazowa. Pozostałe parametry interpretuje się analogicznie jak w równaniach (10.9–10.10).

Powyższe równania poddano estymacji w dwóch wariantach:

- I. W wariancie I równania (10.9) i (10.10) oszacowano, wykorzystując model pozornie niepowiązanych równań – SUR, który po raz pierwszy zaprezentował Arnold Zellner w 1962 r. (ZELLNER 1962). W modelu tym dopuszcza się, że te same zmienne z różnych jednostek mogą być z sobą skorelowane⁵. W przypadku zmiennych rynku pracy, uwzględniając efekt migracji zarobkowych oraz swobodę przepływu pracowników w ramach krajów, np. Unii Europejskiej, można zakładać, iż takie skorelowanie występuje.
- II. W wariancie II dokonano oszacowań równań (10.10–10.11), wykorzystując uogólnioną metodę najmniejszych kwadratów – GLS z zastosowaniem efektów ustalonych (*fixed effect*), które mają na celu uchwycenie przestrzennej heterogeniczności analizowanych w opracowaniu zmiennych.

Wyniki estymacji parametrów równań dla wariantu I zestawiono w tabelach 10.1–10.2, zaś dla wariantu II – w tabelach 10.3–10.4. Z wyników estymacji parametrów równań dla wariantu I można wyciągnąć następujące wnioski natury ekonomicznej:

- W grupach UE15+3 oraz UE13 otrzymano wyniki zgodne z wnioskami płynącymi z analiz teoretycznych. Estymacje z wykorzystaniem modelu SUR wskazują, że w analizowanych grupach przyrosty stóp bezrobocia objaśniają stopy wzrostu PKB oraz poziom owej stopy bezrobocia w poprzednim okresie w ok. 50% (UE15+3) oraz w ok. 57% (UE13), zaś stopy wzrostu liczby pracujących są objaśniane przez stopę wzrostu gospodarczego w ok. 50% (UE15+3) oraz w ok. 34% (UE13). W pozostałych grupach krajów, tj. EW7 oraz B6, otrzymane wyniki nie są satysfakcjonujące statystycznie, gdyż albo główna zmienna objaśniająca (stopa wzrostu PKB) jest nieistotna statystycznie, albo – jak w przypadku równań stóp wzrostu pracujących – otrzymane współczynniki determinacji są na bardzo niskim poziomie (ok. 8% dla EW7 oraz 0,5% dla B6).
- W grupie najbardziej rozwiniętych krajów Europy (UE15+3) parametr opisujący siłę wpływu stopy wzrostu PKB na przyrosty stóp bezrobocia wynosi ok. $-0,268$, zaś elastyczność liczby pracujących względem PKB – ok. $0,512$. Oznacza to, że gdyby stopa wzrostu PKB wzrosła o 1 punkt procentowy, to w grupie tej spowodowałoby to spadek przyrostu stóp bezrobocia o ok. $0,27$ punktu procentowego, a także wzrost stopy wzrostu liczby pracujących o ponad $0,5$ punktu procentowego.

⁵ Standardowe założenie modeli panelowych implikuje, że składniki losowe dla różnych jednostek są od siebie niezależne, zaś jedno z założeń modelu SUR dopuszcza kwestię skorelowania składników losowych pochodzących z różnych jednostek, ale z tego samego okresu (tzw. *contemporaneous correlation*) (MAJEROWSKA, NOWAK 2008). Ewentualne skorelowanie składników losowych między różnymi jednostkami w tym samym okresie można określić za pomocą testu Breuscha-Pagana. Wyniki testu w przypadku estymacji SUR są zaprezentowane wraz z wynikami oszacowań w tabelach 10.1–10.2 i wskazują na istotnie statystyczną korelację składników losowych dla różnych jednostek z tego samego okresu.

Tabela 10.1. Wyniki estymacji z wykorzystaniem modelu SUR (*Seemingly Unrelated Regression*)

Grupa krajów	UE15+3			UE13		
RÓWNANIE 1.	PRZYROST STOPY BEZROBOCIA			PRZYROST STOPY BEZROBOCIA		
Zmienna objaśniająca	Współczynnik	t-Studenta	Wartość p	Współczynnik	t-Studenta	Wartość p
Stała	0,00820114	7,310	0,0000	0,0160625	7,946	0,0000
$\Delta \ln(Y_{it})$	-0,267825	-14,36	0,0000	-0,290576	-13,05	0,0000
u_{it-1}	-0,0526095	-3,257	0,0000	-0,0969976	-4,583	0,0000
$d_{bu} u_{it-1}$	0,0538743	4,355	0,0001	0,0557172	3,897	0,0001
Skor. R^2	0,499			0,567		
Liczba obserwacji	252			182		
RÓWNANIE 2.	STOPA WZROSTU LICZBY PRACUJĄCYCH			STOPA WZROSTU LICZBY PRACUJĄCYCH		
Zmienna objaśniająca	Współczynnik	t-Studenta	Wartość p	Współczynnik	t-Studenta	Wartość p
Stałą	-0,000331	-0,3206	0,7488	-0,0101548	-4,905	0,0000
$\Delta \ln(Y_{it})$	0,512879	15,83	0,0000	0,378910	9,735	0,0000
Skor. R^2	0,497			0,339		
Liczba obserwacji	252			182		
Próba	2001–2013			2001–2013		
Test Breuscha-Pagana	73,33 (0,0000)			74,98 (0,0000)		

Skor. R^2 – skorygowany współczynnik determinacji

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych dostępnych na stronie: <http://w3.unece.org/pxweb/database/STAT/20-ME/3-MELF/?lang=1> (dostęp: 3.07.2014)

Tabela 10.2. Wyniki estymacji z wykorzystaniem modelu SUR (*Seemingly Unrelated Regression*)

Grupa krajów	EW7			B6		
RÓWNANIE 1.	PRZYRÓST STOPY BEZROBOCIA			PRZYRÓST STOPY BEZROBOCIA		
Zmienna objaśniająca	Współczynnik	t-Studenta	Wartość p	Współczynnik	t-Studenta	Wartość p
Stała	0,0080229	2,841	0,0057	0,0185670	3,402	0,0012
$\Delta \ln(Y_{it})$	-0,025356	-1,206	0,2314	-0,2688440	-4,573	0,0000
u_{it-1}	-0,170212	-6,651	0,0000	-0,0894875	-3,647	0,0005
$d_{bu} u_{it-1}$	0,191967	6,121	0,0000	0,0750299	3,870	0,0003
Skor. R^2	0,464			0,352		
Liczba obserwacji	84			66		
RÓWNANIE 2.	STOPA WZROSTU LICZBY PRACUJĄCYCH			STOPA WZROSTU LICZBY PRACUJĄCYCH		
Zmienna objaśniająca	Współczynnik	t-Studenta	Wartość p	Współczynnik	t-Studenta	Wartość p
Stała	-0,0053091	-1,470	0,1453	-0,0111870	-1,658	0,1021
$\Delta \ln(Y_{it})$	0,121832	2,961	0,0000	0,378910	1,177	0,2436
Skor. R^2	0,084			0,0053		
Liczba obserwacji	84			66		
Próba	2001–2013			2001–2013		
Test Breuscha-Pagana	6,18 (0,0129)			4,962 (0,0247)		

Skor. R^2 – skorygowany współczynnik determinacji

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych na stronie: <http://w3.unece.org/pxweb/database/STAT/20-ME/3-MELF/?lang=1> (dostęp: 3.07.2014)

- W grupie ugruntowanych gospodarek rynkowych (UE15+3) poziom stopy bezrobocia z poprzedniego roku istotnie statystycznie determinuje przyrost bieżących stóp bezrobocia, przy czym należy zauważyć, iż siła wpływu jest na podobnym poziomie zarówno w sytuacji, gdy te stopy rosną, jak i w warunkach, gdy spadają.
- W grupie krajów, które po 2004 r. przystąpiły do struktur unijnych (UE13), parametr opisujący siłę wpływu stopy wzrostu gospodarczego na przyrosty stóp bezrobocia jest nieco wyższy niż w grupie UE15+3 i wynosi $-0,291$, zaś elastyczność pracujących względem PKB – ok. $0,38$. Oznacza to, że stopy bezrobocia silniej w tej grupie reagują na zmiany koniunkturalne niż w grupie UE15+3, ale elastyczność pracujących względem PKB jest na niższym poziomie. Można przyjąć, że gdyby stopa wzrostu PKB zwiększyła się o 1 punkt procentowy, to przyrost stóp bezrobocia zmniejszyłby się o ok. $0,3$ punktu procentowego, zaś stopa wzrostu liczby bezrobotnych wzrosłaby o ok. $0,38$ punktu procentowego. W grupie tej wyższy wpływ zmian koniunkturalnych na zmianę stóp bezrobocia oraz niższy wpływ na stopę wzrostu liczby pracujących można tłumaczyć zarówno większym udziałem szarej strefy, jak też większą skłonnością do migracji zarobkowej do krajów UE15+3, przez co elastyczność pracujących względem PKB jest tam wyższa.
- W grupie krajów UE13 parametry opisujące wpływ poziomu stóp bezrobocia z poprzedniego okresu na przyrosty bieżących stóp bezrobocia nie są tak symetryczne, jak w grupie krajów UE15+3. Silniejszy wpływ poziomu stopy bezrobocia na przyrost tej stopy odnotowano w warunkach, gdy one spadały.
- Parametr określający spadek stopy wzrostu liczby pracujących pod wpływem wzrostu wydajności pracy, wywołanej przez postęp techniczny oraz substytucję pracy ludzkiej kapitałem rzeczowym, w grupie krajów UE15+3 był zbliżony do zera, a przez to nieistotny statystycznie. Natomiast gdyby w grupie krajów UE13 stopa wzrostu gospodarczego wyniosła zero, to stopa spadku liczby pracujących ze względu na wzrost wydajności pracy wyniosłaby ok. 1% .

Analiza wyników oszacowań równań (10.11–10.12) w wariancie II, które zestawiono w tabelach 10.3–10.4, pozwala przyjąć następujące wnioski⁶:

- Uwzględnienie przestrzennego zróżnicowania zmiennych za pomocą efektów ustalonych daje satysfakcjonujące statystycznie wyniki w trzech z czterech rozpatrywanych grup. W grupach krajów UE15+3 oraz UE13 wzrost gospodarczy oraz poziom stóp bezrobocia z poprzedniego okresu

⁶ W tabelach 10.3 i 10.4 pominięto oszacowania parametrów ϕ_j dla zmiennych zerojedynkowych d_j j -tych gospodarek niebazowych w poszczególnych grupach, co wynikało przede wszystkim z liczby krajów w grupach oraz wielkości tabel po ich uwzględnieniu. W tabelach zestawiono natomiast test F-Walda, który wskazuje na zasadność zastosowania efektów ustalonych (*fixed effect*) w estymowanych równaniach.

Tabela 10.3. Wyniki estymacji GLS z wykorzystaniem procedury *fixed effect*

Grupa krajów	UE15+3			UE13		
RÓWNANIE 1.	PRZYROST STOPY BEZROBOCIA			PRZYROST STOPY BEZROBOCIA		
Zmienna objaśniająca	Współczynnik	t-Studenta	Wartość p	Współczynnik	t-Studenta	Wartość p
Stała	0,013055	8,776	0,0000	0,01903	4,670	0,0000
$\Delta \ln(Y_{it})$	-0,23286	-12,869	0,0000	-0,24258	-19,382	0,0000
u_{it-1}	-0,14548	-7,314	0,0000	-0,16214	-4,022	0,0001
$d_{it} u_{it-1}$	0,08344	4,937	0,0000	0,0971	4,034	0,0001
Skor. R^2	0,57			0,55		
Liczba obserwacji	252			182		
DW	1,904			1,894		
TEST FE (F-Walda)	2,690 (0,0005)			1,28 (0,2318)		
RÓWNANIE 2.	STOPA WZROSTU LICZBY PRACUJĄCYCH			STOPA WZROSTU LICZBY PRACUJĄCYCH		
Zmienna objaśniająca	Współczynnik	t-Studenta	Wartość p	Współczynnik	t-Studenta	Wartość p
Stała	0,00158	1,187	0,2366	-0,0102	-4,416	0,0000
$\Delta \ln(Y_{it})$	0,38723	10,219	0,0000	0,3807	14,468	0,0000
Skor. R^2	0,517			0,45		
Liczba obserwacji	252			182		
DW	1,27			1,662		
TEST FE (F-Walda)	2,800 (0,0003)			4,848 (0,0000)		
Próba	2001–2013			2001–2013		

Skor. R^2 – skorygowany współczynnik determinacji, DW – statystyka Durбина-Watsona

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych dostępnych na stronie: <http://w3.unece.org/pxweb/database/STAT/20-ME/3-MELF/?lang=1> (dostęp: 3.07.2014)

Tabela 10.4. Wyniki estymacji GLS z wykorzystaniem procedury *fixed effect*

Grupa krajów	EW7			B6		
RÓWNANIE 1.	PRZYRÓST STOPY BEZROBOCIA			PRZYRÓST STOPY BEZROBOCIA		
Zmienna objaśniająca	Współczynnik	t-Studenta	Wartość p	Współczynnik	t-Studenta	Wartość p
Stała	0,01207	2,487	0,0150	0,09445	7,595	0,0000
$\Delta \ln(Y_{it})$	-0,0048	-1,274	0,2064	-0,14615	-2,015	0,0486
u_{it-1}	-0,2182	-4,374	0,0000	-0,51241	-7,594	0,0000
$d_{bu} u_{it-1}$	0,2127	9,322	0,0000	0,10871	6,776	0,0000
Skor. R^2	0,63			0,60		
Liczba obserwacji	84			66		
DW	1,82			1,7		
TEST FE (F-Walda)	5,724 (0,0001)			8,906 (0,0000)		
RÓWNANIE 2.	STOPA WZROSTU LICZBY PRACUJĄCYCH			STOPA WZROSTU LICZBY PRACUJĄCYCH		
Zmienna objaśniająca	Współczynnik	t-Studenta	Wartość p	Współczynnik	t-Studenta	Wartość p
Stała	-0,0012	-0,572	0,5688	-0,0056	-7,171	0,0000
$\Delta \ln(Y_{it})$	0,1360	3,916	0,0002	0,08083	2,065	0,0423
Skor. R^2	0,32			0,80		
Liczba obserwacji	84			66		
DW	1,8			1,3		
TEST FE (F-Walda)	3,745 (0,0024)			68,977 (0,0000)		
Próba	2001–2013			2001–2013		

Skor. R^2 – skorygowany współczynnik determinacji, DW – statystyka Durбина-Watsona

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych dostępnych na stronie: <http://w3.unece.org/pxweb/database/STAT/20-ME/3-MELF/?lang=1> (dostęp: 3.07.2014)

wyjaśniają zmienność bieżących stóp bezrobocia, odpowiednio w 57% i 55%. Natomiast w tych grupach stopa wzrostu pracujących jest objaśniana przez stopę wzrostu PKB w ok. 52% (UE15+3) i w ok. 45% (UE13). Ponadto, w odróżnieniu od wariantu I estymacji, w wariancie II otrzymano satysfakcjonujące statystycznie wyniki w grupie B6. W grupie tej zmienność stóp bezrobocia w ok. 60% objaśniają stopy wzrostu gospodarczego oraz poziom bezrobocia w poprzednim roku, zaś stopy wzrostu liczby pracujących objaśnia w ok. 80% wzrost gospodarczy.

- W krajach UE15+3 oraz UE13 otrzymano istotne statystycznie oszacowania dla parametrów określających siłę wpływu stóp wzrostu PKB na przyrost stóp bezrobocia. Nieznacznie wyższy parametr uzyskano w grupie krajów UE13 ($-0,243$; analogiczne różnice zaobserwowano również w wariancie I estymacji). Na zbliżonym poziomie w tych grupach kształtuje się współczynnik elastyczności pracujących względem PKB i wynosi on ok. $0,38$ (na takim samym poziomie kształtuje się elastyczność pracujących względem PKB w wariancie I estymacji w grupie UE13, zaś w krajach UE15+3 elastyczność ta jest o ok. $0,13$ wyższa).
- Parametry określające spadek stopy zatrudnienia ze względu na wzrost wydajności pracy przy założeniu zerowych stóp wzrostu gospodarczego kształtują się podobnie. W grupie UE15+3, podobnie jak to ma miejsce w wariancie I estymacji, parametr ten jest nieistotny statystycznie, zaś gdyby w grupie UE13 PKB z roku na rok nie ulegał zmianie, to stopa spadku liczby pracujących wyniosłaby ok. 1% rocznie.
- W grupie B6 parametry określające wpływ wzrostu gospodarczego, zarówno na zmiany stóp bezrobocia, jak i na zmiany liczby pracujących, są istotne statystycznie na 5-procentowym poziomie istotności.
- Oszacowany parametr opisujący siłę wpływu zmian PKB na zmiany stóp bezrobocia wynosi $-0,146$ i jest zdecydowanie niższy niż w grupach UE15+3 oraz UE13. Na zdecydowanie niższym poziomie kształtuje się w tej grupie także elastyczność pracujących względem PKB i wynosi ona zaledwie $0,08$. W grupie krajów bałkańskich nienależących do Unii Europejskiej zaobserwowano również, że gdyby PKB nie zmieniał się w czasie, to stopa spadku pracujących wyniosłaby ok. $0,5\%$.

■ Podsumowanie

W wielu gospodarkach europejskich kwestia występowania wysokiego poziomu bezrobocia była i nadal jest jednym z istotniejszych problemów społecznych, których nie rozwiązuje prowadzona polityka na rynku pracy. Okazuje się, że jedynie w 17 z 44 analizowanych krajów stopy bezrobocia w 2013 r. są niższe niż

te notowane w 2000 r. Warto nadmienić, że gospodarki, takie jak np. estońska, polska czy słowacka⁷, notują spadek stopy bezrobocia w badanym okresie o ok. 6 punktów procentowych, ale w większości gospodarek notowana stopa bezrobocia w 2013 r. znalazła się na wyższym poziomie niż w 2000 r. Co ciekawe, jedne z wyższych stóp bezrobocia w 2013 r. odnotowano w gospodarkach o ugruntowanych systemach rynkowych, tj.: portugalskiej (16,5%), hiszpańskiej (26,1%) oraz greckiej (27,3%), przy czym charakteryzują się one najwyższym przyrostem stóp bezrobocia w badanym okresie 2000–2013 (stopy bezrobocia rosły odpowiednio o 12 [Portugalia], 14,2 [Hiszpania] oraz 16,1 [Grecja] punktów procentowych).

Z przeprowadzonych analiz wynika, że zmiany PKB istotnie determinują zarówno stopy wzrostu liczby pracujących, jak i przyrosty stóp bezrobocia w dwóch wariantach estymacji, ale jedynie w grupach krajów o ugruntowanych gospodarkach rynkowych (UE15+3 oraz UE13). Estymacja w wariancie II wskazuje, że na 5-procentowym poziomie istotności zmiany koniunkturalne w PKB istotnie wpływają zarówno na wzrost liczby pracujących, jak i na przyrost stóp bezrobocia w grupie B6. W żadnym wariancie estymacji nie udaje się potwierdzić istotnego wpływu zmian PKB na pracujących i bezrobotnych w grupie krajów Europy Wschodniej.

Na podstawie przeprowadzonych analiz można stwierdzić, że istotny wpływ na przyrost stóp bezrobocia mają, w grupie badanych państw, opóźnione o rok wartości owych stóp, przy czym najniższe parametry otrzymano w grupie krajów UE15+3 (w 15 na 18 gospodarek tej grupy średnie stopy bezrobocia w latach 2000–2013 nie przekraczają poziomu jednocyfrowego), zaś silniejszy wpływ odnotowuje się w grupach o wyższych poziomach stóp bezrobocia. Ta zależność może wynikać z faktu, że odchylenia, ze względu na cykliczne zmiany PKB przy niskich stopach bezrobocia, są względnie słabsze niż w grupach, gdzie gospodarki charakteryzują się wysokimi stopami bezrobocia.

Estymacje z wykorzystaniem modelu SUR przynoszą lepsze rezultaty, szczególnie w grupach UE15+3 oraz UE13. W krajach UE swoboda przepływu pracujących oraz migracje zarobkowe odgrywają większą rolę niż w grupach EW7 czy B6. O większym znaczeniu przepływu pracujących w ramach krajów należących do UE świadczą otrzymane wartości oraz poziomy istotności testu Breusch-Pagana w analizowanych grupach. W wariancie estymacji z wykorzystaniem efektów ustalonych typu *fixed* uzyskano niższe wartości określające siłę wpływu stopy wzrostu PKB na przyrosty stóp bezrobocia czy stopę wzrostu pracujących oraz większą asymetrię wpływu opóźnionej stopy bezrobocia na przyrost owej stopy w grupach UE15+3 oraz UE13. W grupach EW7 oraz B6, estymując parametry równań z wykorzystaniem efektów ustalonych, otrzymano lepsze wyniki estymacji niż za pomocą modelu SUR.

⁷ Należy jednak podkreślić, że istotną rolę w obniżaniu w tych krajach stóp bezrobocia odegrała kwestia otwarcia rynków pracy po wejściu do UE, co spowodowało migracje zarobkowe, które mogły znacząco wpłynąć na spadek krajowych stóp bezrobocia.

Uzyskane w niniejszym rozdziale wyniki badań empirycznych są zgodne z badaniami innych autorów co do kierunków wpływu oraz rozważanych zmiennych, przy czym różnią się wartościami oszacowanych parametrów. Różnice w wartościach parametrów wynikają z przyjętej specyfikacji równań, okresu analizy, doboru próby czy zastosowanej metody badawczej.

Bibliografia

- Basu S., Estrin S., Svejnar J. (2005). *Employment Determination in Enterprises under Communism and in Transition: Evidence from Central Europe*, „Industrial and Labor Relations Review”, (58) 3, s. 353–369.
- Beaton K. (2010). *Time Variation in Okun's Law: A Canada and U.S. Comparison*, „Bank of Canada Working Paper”, 7.
- Dykas P., Misiak T. (2014). *Determinanty podstawowych zmiennych rynku pracy w polskich powiatach w latach 2002–2011*, „Gospodarka Narodowa”, 6, s. 57–80.
- Dykas P., Misiak T., Tokarski T. (2013). *Czynniki kształtujące regionalne zróżnicowanie stóp bezrobocia rejestrowanego w latach 2002–2010*, „Humanities and Social Sciences”, t. XVIII, January–March, „Research Journal”, 20 (1), s. 9–21.
- Freeman D.G. (2001). *Panel Tests of Okun's Law for Ten Industrial Countries*, „Economic Inquiry”, 39, s. 511–523.
- Herman E. (2011). *The Impact of Economic Growth Process on Employment in European Union Countries*, „The Romanian Economic Journal”, (XIV) 42, s. 47–57.
- Hutengs O., Stadtmann G. (2013). *Age Effects in Okun's Law within the Eurozone*, „Applied Economics Letters”, 20 (9), s. 821–825.
- Kapsos S. (2005). *The Employment Intensity of Growth: Trends and Macroeconomic Determinants*, „Employment Strategy Papers”, 12. Geneva: ILO.
- Knotek E. II (2007). *How Useful Is Okun's Law?*, „Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review”, Fourth Quarter.
- Levacić R., Rebmann A. (1982). *Macroeconomics. An Introduction to the Keynesian-Neoclassical Controversies*. Houndmills: Macmillan Publishers.
- Majerowska E., Nowak S. (2008). *Zastosowanie modeli SUR i CSCTA do wyboru czynników kształtujących poziom subindeksów sektorowych WIG na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie* [w:] P. Chrzan (red.), *Modelowanie matematyczne i ekonometryczne na polskim rynku finansowym*. Katowice: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Karola Adamieckiego w Katowicach, s. 81–91.
- Misiak T., Tokarski T. (2011). *Wzrost PKB a zmiany zatrudnienia i bezrobocia w krajach Unii Europejskiej*, „Acta Universitatis Lodziensis Folia Oeconomica”, 248, s. 175–189.
- Moosa I. (1997). *A Cross-Country Comparison of Okun's Coefficient*, „Journal of Comparative Economics”, 24 (3), s. 335–356.
- Okun A. (1962). *Potential GNP: Its Measurement and Significance*, „Proceedings of the Business and Economic Statistics Section”. Alexandria: American Statistical Association, s. 89–104.
- Owyang M., Sekhposyan T. (2012). *Okun's Law over the Business Cycle: Was the Great Recession All That Different?*, „Federal Reserve Bank of St. Louis Review”, 94 (5), s. 399–418.
- Pindyck R.S., Rubinfeld D.L. (1991). *Econometric Models and Economic Forecast*, New York: McGraw-Hill.
- Tokarski T. (2002). *Economic Growth and Employment Growth in Selected OECD Countries* [w:] W. Welfe (red.), *Macromodels 2001, Proceedings of the Twenty Eight International Conference*. Łódź: University of Lodz, s. 75–83.

- Tokarski T. (2005). *Statystyczna analiza regionalnego zróżnicowania wydajności pracy, zatrudnienia i bezrobocia w Polsce*. Warszawa: Wydawnictwo PTE.
- Tokarski T. (2008). *Oszacowanie regionalnych funkcji produkcji*, „Wiadomości Statystyczne”, 10, s. 38–53.
- Welfe W. (red.) (2002). *Macromodels 2001, Proceedings of the Twenty Eight International Conference*. Łódź: University of Lodz.
- Welfe W. (red.) (2007). *Gospodarka oparta na wiedzy*. Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Zellner A. (1962). *An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias*, „Journal of American Statistical Association”, 57, s. 348–368.