

Tomasz MISIAK*

ELASTYCZNOŚĆ BEZROBOTNYCH WZGLĘDEM PRODUKCJI SPRZEDANEJ PRZEMYSŁU BRUTTO W WYBRANYCH WOJEWÓDZTWACH POLSKI

(Streszczenie)

W niniejszym opracowaniu analizie poddano zależność między rynkiem towarowym a strukturą bezrobocia w wybranych województwach. Głównym celem opracowania jest próba określenia kierunku i siły wpływu zmian koniunkturalnych na rynku towarowym na strukturę bezrobotnych w analizowanych regionach. Strukturę bezrobotnych analizowano ze względu na: płeć, poziom wykształcenia, wiek oraz miejsce zamieszkania. Zaś weryfikację wniosków wynikających z teoretycznej analizy wpływu zmian rynku towarowego na strukturę bezrobocia dokonano w oparciu o dane panelowe dla 4 województw (mazowieckie, dolnośląskie, wielkopolskie, śląskie) w latach 2002–2012. Ponadto przedstawiono również prosty model teoretyczny, w którym przyrosty stóp bezrobocia rejestrowanego (w niniejszym artykule zastąpiono stopami wzrostu liczby bezrobotnych) w kolejnych latach uzależnione są od przeszłych wartości owych stóp, jak i stóp wzrostu wielkości produkcji na poziomie powiatów. Model estymowano wykorzystując procedurę uzmienniania stałej (*fixed effect*), gdyż okazuje się, iż struktura bezrobotnych na poziomie powiatów w analizowanych województwach wykazuje się wysokim poziomem heterogeniczności przestrzennej oraz zerojedynkowe zmienne przełącznikowe. Wprowadzenie zaś zmiennych przełącznikowych wynika stąd, iż pełnią one rolę zmiennej korygującej oddziaływanie bezrobocia z poprzedniego okresu na zmianę bieżącej stopy wzrostu bezrobotnych i zależą od tego czy poziom bezrobocia rósł czy malał.

Struktura opracowania przedstawia się następująco. W punkcie drugim dokonano opisowej analizy struktury bezrobotnych w województwie podkarpackim w podziale na: płeć, poziom wykształcenia, wiek oraz miejsce zamieszkania. W punkcie trzecim przedstawiono prosty model teoretyczny zależności pomiędzy bezrobociem a rynkiem towarowym. Punkt czwarty zawiera wyniki estymacji równań wynikających z analiz teoretycznych. Opracowanie kończy punkt piąty, w którym znajdują się podsumowanie oraz ważniejsze wnioski wynikające z rozważań.

Słowa kluczowe: rynek pracy; bezrobocie; struktura bezrobocia; elastyczność bezrobotnych względem produkcji

* Dr, Katedra Ekonomii, Wydział Zarządzania, Politechnika Rzeszowska; e-mail: tmisiak@prz.edu.pl

1. Wprowadzenie

Rynek pracy to jeden z ciekawszych, a jednocześnie najbardziej problematycznych obszarów badań w ekonomii. Główną przyczyną kontrowersji wokół rynku pracy jest występowanie wysokiego bezrobocia, a zarazem jego przestrzennego zróżnicowania – zarówno na poziomie regionalnym, jak i lokalnym. Co więcej, rynek pracy jest wyjątkowo wrażliwy na sytuacje koniunkturalne w gospodarce, czego przykładami są: stosunkowo szybki wzrost stopy bezrobocia w okresach recesji i kryzysu gospodarczego oraz powolne spadki stóp bezrobocia w okresach dobrej koniunktury.

Głównym celem artykułu jest określenie siły oraz kierunku wpływu zmian koniunkturalnych na rynku towarowym na poszczególne grupy (strukturę) bezrobotnych w wybranych województwach Polski¹. W opracowaniu podjęto zatem próbę weryfikacji hipotezy głównej, która sprowadza się do tego, iż elastyczność bezrobotnych jest istotnie zróżnicowana względem produkcji sprzedanej przemysłu, zarówno co do grup bezrobotnych, jak i co do województw. W tym celu wyodrębniono grupy bezrobotnych, na które zmiany na rynku towarowym mają najsilniejszy bądź najslabszy wpływ oraz zbadano, czy w analizowanych województwach występują podobne tendencje. Prawidłowe określenie grup bezrobotnych najbardziej prokoniunkturalnych może stanowić podstawę rekomendacji dla racjonalnego wykorzystania instrumentów polityki państwa w walce z bezrobociem, podnosząc ich efektywność.

Prowadzone analizy oparto na danych panelowych dla 4 województw na poziomie powiatów w latach 2002–2012. W celu weryfikacji postawionej hipotezy badawczej, wykorzystano proste statystyki opisowe, jak również wyniki estymacji modelu wynikającego z prowadzonych analiz teoretycznych z wykorzystaniem zmiennych przełącznikowych oraz procedury uzmienniania stałej (*fixed effect*).

Struktura opracowania przedstawia się następująco. W punkcie drugim dokonano opisowej analizy struktury bezrobotnych w analizowanych województwach. W punkcie trzecim przedstawiono prosty model teoretyczny zależności pomiędzy bezrobociem a rynkiem towarowym. Punkt czwarty zawiera wyniki estymacji równań opisanych w pkt. 3. Opracowanie kończy punkt piąty, w którym znajdują się: podsumowanie oraz ważniejsze wnioski wynikające z rozważań.

¹ Do analiz wybrano województwa: mazowieckie, śląskie, wielkopolskie oraz dolnośląskie, gdyż PKB wytworzony w tych województwach w 2012 roku stanowił ok. 53% PKB Polski.

2. Struktura bezrobocia rejestrowanego w analizowanych województwach

W opracowaniu strukturę bezrobotnych analizowano ze względu na płeć, wykształcenie oraz wiek, zaś wszystkie omawiane województwa, wzięwszy pod uwagę ogólny poziom bezrobocia jak również jego strukturę, charakteryzują się dość zróżnicowanymi wewnątrznie rynkami pracy.

TABELA 1: *Struktura bezrobotnych ze względu na płeć w analizowanych województwach*

Bezrobotni ogółem wg płci		udział w 2002 r. (w %)	udział w 2013 r. (w %)	średni udział w latach 2002–2013 (w %)
mazowieckie	K	49,4	47,2	49,8
	M	50,6	52,8	50,2
śląskie	K	53,7	53,4	56,0
	M	46,3	46,6	44,0
wielkopolskie	K	52,1	55,1	57,3
	M	47,9	44,9	42,7
dolnośląskie	K	51,3	50,7	52,9
	M	48,7	49,3	47,1

Źródło: obliczenia własne na podst. danych na stronie www.stat.gov.pl; stan na dzień 30.06.2014 r.

Analizując strukturę bezrobotnych ze względu na płeć (tab. 1), można zauważyć, iż najbardziej symetryczni ze względu na płeć byli bezrobotni w województwie mazowieckim (średnio kobiety stanowiły 49,8% ogółu bezrobotnych, zaś mężczyźni – 50,2%). Najwyższe rozbieżności co do płci bezrobotnych odnotowano w województwie wielkopolskim, gdzie kobiety stanowiły około 57,3% bezrobotnych, zaś mężczyźni – 42,7%. Co ciekawe, jedynie w województwie mazowieckim kobiety stanowiły niższy odsetek wśród bezrobotnych niż mężczyźni. W pozostałych województwach sytuacja była odmienna i większość bezrobotnych to kobiety (średnio: śląskie – 56%, wielkopolskie – 57,3% i dolnośląskie – około 53%). Jednocześnie można zauważyć, iż udziały bezrobotnych kobiet zmniejszyły się w 2013 roku w stosunku do roku 2002 aż w trzech województwach (mazowieckim, śląskim, dolnośląskim) zaś w wielkopolskim – gdzie odsetek bezrobotnych kobiet był najwyższy – wzrastał.

Rozpatrując zaś dane dotyczące struktury bezrobotnych ze względu na wykształcenie, zestawione w tabeli 2, można zauważyć, iż największy udział stanowiły osoby z niskim poziomem wykształcenia, tj. z zasadniczym zawodowym oraz gimnazjalnym i poniżej. Przy czym większość z tych bezrobotnych stanowili

mężczyźni w woj. mazowieckim i dolnośląskim, w wielkopolskim – kobiety, zaś w śląskim przeważali mężczyźni z wykształceniem zasadniczym zawodowym oraz kobiety w grupie bezrobotnych z wykształceniem gimnazjalnym i poniżej.

TABELA 2: *Struktura bezrobotnych ze względu na wykształcenie i płeć w analizowanych województwach*

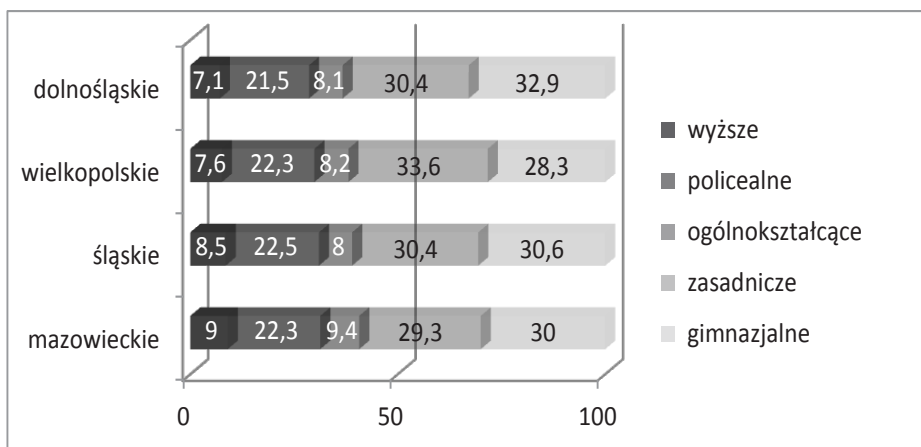
Bezrobotni z wykształceniem		udział w 2002 roku (w %)			udział w 2013 roku (w %)			średni udział w latach 2002–2013 (w %)		
		ogółem	w tym		ogółem	w tym		ogółem	w tym	
			K	M		K	M		K	M
mazowieckie	wyższe	4,5	63,9	36,4	14,0	64,7	35,3	9,0	65	35
	policealne zawodowe	22,3	60,4	39,6	22,3	53,1	46,9	22,3	58	42
	ogólnokształcące	6,4	71,3	28,7	11,4	60,0	40,0	9,4	65,9	34,1
	zasadnicze zawodowe	34,7	43,3	56,7	25,3	37,9	62,1	29,3	42,5	57,5
	gimnazjalne	32,1	40,7	59,3	27,0	36,8	63,2	30,0	40,2	59,8
śląskie	wyższe	4,1	64,6	35,4	12,3	67,1	32,9	8,5	66,1	33,9
	policealne zawodowe	21,8	62,9	37,1	22,5	59,9	40,1	22,5	62,9	37,1
	ogólnokształcące	5,6	78,1	21,9	9,2	68,0	32,0	8,0	73,9	26,1
	zasadnicze zawodowe	35,5	47,5	52,5	28,3	43,5	56,5	30,4	47,8	52,2
	gimnazjalne	33,0	52,2	47,8	27,7	47,1	52,9	30,6	51,8	48,2
wielkopolskie	wyższe	3,2	66,3	33,7	11,6	69,2	30,8	7,6	68,7	31,3
	policealne zawodowe	20,8	67,1	32,9	22,2	63,5	36,5	22,3	67,2	32,8
	ogólnokształcące	5,3	76,0	24,0	9,5	68,7	31,3	8,2	73,5	26,5
	zasadnicze zawodowe	40,0	47,8	52,2	31,4	46,9	53,1	33,6	50,9	49,1
	gimnazjalne	30,6	49,7	50,3	25,3	46,3	53,7	28,3	51,1	48,9
dolnośląskie	wyższe	3,5	63,7	36,3	10,8	67,6	32,4	7,1	66,3	33,7
	policealne zawodowe	21,6	63,3	36,7	21,0	58,8	41,2	21,5	62,7	37,3
	ogólnokształcące	5,8	73,7	26,3	9,6	66,8	33,2	8,1	70,6	29,4
	zasadnicze zawodowe	34,9	45,0	55,0	28,8	40,9	59,1	30,4	45,2	54,8
	gimnazjalne	34,2	47,0	53,0	29,6	42,9	57,1	32,9	46,4	53,6

Źródło: obliczenia własne na podst. danych na stronie www.stat.gov.pl; stan na dzień 30.06.2014 r.

W zasadzie we wszystkich grupach i województwach (za wyjątkiem bezrobotnych z wykształceniem wyższym w woj. mazowieckim, wielkopolskim i dolnośląskim) zmniejszył się w 2013 roku udział kobiet wśród bezrobotnych w porównaniu do roku 2002. Ponadto można zauważyć, iż we wszystkich

województwach kilkakrotnie wzrósł udział osób z wykształceniem wyższym w okresie 2002–2013. Na stabilnym poziomie kształtował się udział bezrobotnych z wykształceniem policealnym zawodowym, natomiast malały udziały bezrobotnych z najniższym poziomem wykształcenia. Można również zaobserwować przewagę kobiet wśród bezrobotnych z wykształceniem wyższym, policealnym i ogólnokształcącym, zaś wśród bezrobotnych z niższym poziomem wykształcenia przeważali mężczyźni. Natomiast z danych przedstawionych na wykresie 1. wynika, iż struktura bezrobotnych ze względu na wykształcenie była zbliżona we wszystkich analizowanych województwach.

WYKRES 1: Średnia struktura bezrobotnych wg wykształcenia w latach 2002–2013 (w %)



Źródło: opracowanie własne na podst. danych w tabeli 2.

W tabeli 3 zestawiono dane dotyczące struktury bezrobotnych ze względu na wiek². Z danych tych wynika, iż udział młodych bezrobotnych w 2013 roku w porównaniu do roku 2002 zmniejszył się o około 10–11 pkt. proc., co w dużej mierze wynikało z faktu, iż młodzi ludzie są bardziej mobilni w poszukiwaniu i podejmowaniu pracy zagranicą.

Młodzi bezrobotni stanowili średnio ¼ ogółu bezrobotnych w woj. wielkopolskim, zaś w pozostałych województwach ich udział wśród bezrobotnych kształtował się średnio na poziomie około 20%.

² Podział bezrobotnych na dwie grupy, tj. młodych bezrobotnych do 25 roku życia i bezrobotnych powyżej 25 roku, wynikał z chęci zaobserwowania sytuacji młodych bezrobotnych na rynku pracy, gdyż im, ze względu na brak doświadczenia zawodowego oraz często wymaganego stażu, jest stosunkowo trudniej znaleźć pracę.

TABELA 3: *Struktura bezrobotnych ze względu na wiek i płeć w wybranych województwach*

Bezrobotni w wieku (w latach)		udział w 2002 roku (w %)			udział w 2013 roku (w %)			średni udział w latach 2002–2013 (w %)		
		ogółem	w tym		ogółem	w tym		ogółem	w tym	
			K	M		K	M		K	M
mazowieckie	24 i mniej	26,1	49,4	50,6	17,1	47,4	52,6	20,3	50,6	49,4
	25 i więcej	73,9	49,3	50,7	82,9	47,2	52,8	79,3	49,6	50,4
śląskie	24 i mniej	29,1	50,9	49,1	16,1	54,5	45,5	20,6	56,6	43,4
	25 i więcej	70,9	54,9	45,1	83,9	53,1	46,9	79,4	56,0	44,0
wielkopolskie	24 i mniej	32,3	49,9	50,1	20,8	56,7	43,3	25,1	58,0	42,0
	25 i więcej	67,7	53,2	46,8	79,2	54,7	45,3	74,9	57,1	42,9
dolnośląskie	24 i mniej	25,0	51,5	48,5	15,0	55,9	44,1	18,6	56,3	43,7
	25 i więcej	75,0	51,2	48,8	85,0	49,7	50,3	81,4	52,3	47,7

Źródło: obliczenia własne na podst. danych na stronie www.stat.gov.pl; stan na dzień 30.06.2014 r.

3. Elastyczność bezrobotnych względem produkcji – ujęcie teoretyczne³

Liczne badania pokazują, iż jedną z głównych determinant zatrudnienia i/lub bezrobocia są zmiany w dynamice PKB⁴. Zależności wynikające z interakcji pomiędzy rynkiem pracy a rynkiem towarowym dowodzą, iż popyt na pracę jest popytem pochodnym i w dużej mierze zależy od sytuacji na rynku towarowym. Na ten aspekt uwagę zwracał już J.M. Keynes, który przyczyn występowania bezrobocia przymusowego szukał nie na samym rynku pracy, ale na rynku towarowym. Teoria Keynesa wskazuje na związek między produkcją a popytem na pracę, co powoduje, że popyt na pracę można traktować jako funkcję globalnego

³ Punkt ten nawiązuje do rozważań teoretycznych prowadzonych w opracowaniu: **T. Misiak**, *Struktura bezrobocia rejestrowanego w województwie łódzkim i podkarpackim a zmiany na rynku towarowym*, SPE 2014/XCII, s. 297–318.

⁴ Szerzej na ten temat patrz np. **A.B. Czyżewski**, *Wzrost gospodarczy a popyt na pracę*, Bank i Kredyt 2002/11–12, s. 123–133, **E. Kwiatkowski**, *Kryzys globalny a rynek pracy w Polsce i innych krajach Grupy Wyszehradzkiej*, Ekonomista 2011/1, s. 37–54, **E. Kwiatkowski**, **L. Kucharski**, **T. Tokarski**, *Bezrobocie i zatrudnienie a PKB w Polsce w latach 1993–2001*, Ekonomista 2002/3, s. 329–346, **J. Socha**, *Tworzenie i likwidacja miejsc pracy w sektorze przedsiębiorstw w Polsce*, Gospodarka Narodowa 2006/5–6, s. 1–20, **M. Socha**, **U. Sztanderska**, *Strukturalne podstawy bezrobocia w Polsce*, PWN, Warszawa 2000, **A. Rogut**, *Determinanty popytu na pracę w Polsce w okresie transformacji*, Wyd. UŁ, Łódź 2008, s. 53–60.

popytu. Analizując natomiast model wzrostu gospodarczego Harroda–Dommara, można dojść do wniosku, że popyt na pracę jest rosnącą funkcją produkcji i malejącą funkcją wydajności pracy. A zatem: popyt na pracę rośnie, jeśli produkcja rośnie szybciej od wydajności pracy⁵. Wynika stąd, że jeżeli istnieje odwrotna zależność między popytem na pracę a wielkością bezrobocia, to wówczas: jeżeli rośnie (maleje) wielkość produkcji, to maleje (rośnie) stopa bezrobocia⁶. Jednakże zmiany w popycie na pracę (zatrudnieniu), a jednocześnie i bezrobociu, są słabsze niż w produkcji i występują z pewnym opóźnieniem. Zgodnie z prawem Okuna, zmiany w bezrobociu mogą być relatywnie mniejsze niż w produkcji, ponieważ pracodawcy dostosowują nie tylko wielkość zatrudnienia, ale także czas pracy i godzą się na spadek wydajności pracy podczas okresu złej koniunktury. Obserwowane jest zjawisko chomikowania pracy (ang. *labour hoarding*) polegające na zatrzymywaniu części pracowników w okresach dekonunktury. Głównymi przyczynami takiego zachowania pracodawców są koszty związane z rotacją pracowników (wydatki na odprawy i rekrutację, na szkolenia nowych pracowników). W rezultacie w okresie spowolnienia gospodarczego redukcje zatrudnienia (wzrosty bezrobocia) mogą być mniejsze niż spadki produkcji, zaś w okresie ożywienia wzrosty produkcji są większe niż wzrost zatrudnienia (większe niż spadki bezrobocia). Ponadto zmiany w zatrudnieniu następują z pewnym opóźnieniem w stosunku do zmian w produkcji, ponieważ pracodawcy najpierw dostosowują czas pracy, a dopiero później zatrudnienie, co powoduje, iż stopy bezrobocia też spadają z pewnym opóźnieniem⁷.

Na podstawie powyższych rozważań, przyrosty stóp bezrobocia na poziomie powiatów można uzależnić od poziomu powiatowych stóp bezrobocia oraz stopy wzrostu produkcji. W tym celu można posłużyć się definicją stopy bezrobocia⁸:

⁵ Porównaj np. **A. Rogut**, *Determinanty...*, s. 53–57, **T. Tokarski**, **P. Gajewski**, *Zależność między wydajnością pracy i zatrudnieniem w krajach OECD*, Wiadomości Statystyczne 2002/8, s. 9–60 lub **K. Bartosik**, *Popyt na pracę w Polsce w warunkach spowolnienia gospodarczego*, Studia Ekonomiczne 2011/3/LXX, s. 232.

⁶ Zależność taka zachodzi, jeżeli wzrost produkcji ma charakter zatrudnieniowy. Wzrost produkcji może być bowiem efektem wzrostu wydajności pracy i wówczas taki wzrost produkcji ma charakter bezzatrudnieniowy.

⁷ Porównaj np. **K. Bartosik**, *Popyt na pracę w Polsce w warunkach spowolnienia gospodarczego*, Studia Ekonomiczne 2011/3/LXX, s. 231–232.

⁸ O wszystkich występujących w pkt. 3 zmiennych zakłada się, iż są różniczkowalnymi funkcjami czasu $t \in [0; +\infty)$. Zapis $\dot{x}(t) = dx / dt$ oznaczał będzie pochodną zmiennej x po czasie t , czyli – ekonomicznie rzecz biorąc – przyrost wartości owej zmiennej w momencie t .

$$u_i(t) = \frac{U_i(t)}{U_i(t) + L_i(t)} = 1 - \frac{L_i(t)}{N_i(t)}, \quad (1)$$

gdzie:

$u_i(t)$ – stopa bezrobocia w powiecie i w momencie t ;

$U_i(t)$ – liczba bezrobotnych w powiecie i w momencie t ;

$L_i(t)$ – liczba pracujących;

$N_i(t)$ – podaż pracy.

Różniczkując równanie (1) względem czasu t otrzymuje się przyrost stopy bezrobocia dany wzorem:

$$\dot{u}_i(t) = -\frac{\dot{L}_i(t)N_i(t) - L_i(t)\dot{N}_i(t)}{(N_i(t))^2} = \frac{L_i(t)}{N_i(t)} \left[\frac{\dot{N}_i(t)}{N_i(t)} - \frac{\dot{L}_i(t)}{L_i(t)} \right],$$

a stąd oraz z równania (1) wynika, że przyrost stopy bezrobocia można zapisać następująco:

$$\dot{u}_i(t) = (1 - u_i(t)) \left(\frac{\dot{N}_i(t)}{N_i(t)} - \frac{\dot{L}_i(t)}{L_i(t)} \right) \quad (2)$$

Jeśli zaś założymy, że stopa wzrostu liczby pracujących $\frac{\dot{L}_i(t)}{L_i(t)}$ jest rosnącą funkcją stopy wzrostu produkcji g_i , okazuje się, że przyrost stopy bezrobocia dany jest zależnością:

$$\dot{u}_i(t) = (1 - u_i(t)) \left[\frac{\dot{N}_i(t)}{N_i(t)} - f(g_i) \right], \quad (3)$$

gdzie $\frac{\dot{L}_i(t)}{L_i(t)} = f(g_i)$, przy czym $\frac{df}{dg_i} > 0$. Z równania (3) wynika, iż przyrost stopy bezrobocia jest malejącą funkcją stopy wzrostu produktu g_i oraz, jeżeli stopa wzrostu podaży pracy jest większa (mniejsza) od stopy wzrostu liczby pracujących, to przyrost stopy bezrobocia jest malejącą (rosnącą) funkcją stopy bezrobocia.

4. Wyniki analiz statystycznych

Wyciągając wnioski płynące z rozważań teoretycznych (pkt 3) można oszacować parametry następującego równania, opisującego przyrosty stóp bezrobocia⁹:

$$\Delta u_{it} = \alpha_0 - \alpha_1 u_{it-1} + \alpha_2 d_{\Delta u} u_{it-1} - \alpha_3 \Delta \ln(PKB_{it}) \quad (4)$$

gdzie:

$u_{it} = \frac{U_{it}}{U_{it} + L_{it}}$ – stopa bezrobocia rejestrowanego w i -tym powiatowym rynku

pracy w roku t ;

$\Delta \ln(PKB_{it})$ – stopa wzrostu PKB;

α_0 – stała określająca wzrost stopy bezrobocia, który wystąpiłby przy zerowej stopie bezrobocia w poprzednim okresie oraz przy zerowej stopie wzrostu PKB;

α_1 – parametr, który mierzy siłę oddziaływania stopy bezrobocia w sytuacji, gdy owa zmienna nie rośnie;

α_2 – parametr, który mierzy siłę wpływu stopy bezrobocia na wzrost tej stopy w sytuacji, gdy stopa bezrobocia rośnie;

α_3 – parametr, który opisuje zależność przyrostu stopy bezrobocia rejestrowanego od stopy wzrostu PKB;

$d_{\Delta u}$ – zmienna zerojedynkowa; przyjmuje ona wartość 1, gdy stopa bezrobocia rejestrowanego rośnie, 0 – w przeciwnym wypadku.

Równanie (4) można by zastosować także do analizy kształtowania się struktury bezrobocia. Należałoby w tym celu, zamiast przyrostu stóp bezrobocia ogółem, w równaniu (4) uwzględnić np. przyrosty stóp bezrobocia według płci czy poziomu wykształcenia. Pozwoliłoby to na ustalenie, na jaką grupę bezrobotnych zmiany na rynku towarowym mają największy (najmniejszy) wpływ. Jednakże ze względu na fakt, iż GUS nie publikuje danych dotyczących stóp bezrobocia co do struktury bezrobotnych, równanie (4) zostało zmodyfikowane do postaci:

$$\Delta \ln U_{jit} = \alpha_0 - \alpha_1 \ln U_{jit-1} + \alpha_2 d_{\Delta u} \ln U_{jit-1} - \alpha_3 \Delta \ln(Y_{it}) \quad (5)$$

gdzie:

U_{jit} – poziom j -tej grupy bezrobotnych zarejestrowanych w i -tym powiatowym rynku pracy w roku t ;

⁹ Równanie to w wersji zmodyfikowanej wykorzystano np. w pracy **T. Misiak, T. Tokarski**, *Wzrost PKB a zmiany zatrudnienia i bezrobocia w krajach Unii Europejskiej*, Folia Oeconomica 2011/248, s. 175–190.

$\Delta \ln(Y_{it})$ – stopa wzrostu produkcji mierzona wielkością produkcji sprzedanej przemysłu w i -tym powiecie w roku t^{10} .

α_0 – stała określająca zmianę stopy wzrostu j -tej grupy bezrobotnych, który wystąpił przy zerowym poziomie tej grupy bezrobotnych w poprzednim okresie oraz przy zerowej stopie wzrostu produkcji;

α_1 – parametr, który mierzy siłę oddziaływania j -tej grupy bezrobotnych w sytuacji, gdy owa zmienna nie rośnie;

α_2 – parametr, który mierzy siłę wpływu j -tej grupy bezrobotnych na wzrost tej stopy w sytuacji, gdy poziom bezrobocia w tej grupie rośnie;

α_2 – elastyczność j -tej grupy bezrobotnych względem produkcji sprzedanej przemysłu brutto.

$d_{\Delta u}$ – zmienna zerojedynkowa; przyjmuje ona wartość 1, gdy poziom bezrobocia rejestrowanego rośnie, 0 – w przeciwnym wypadku.

Ponadto, biorąc pod uwagę przestrzenną heterogeniczność analizowanych zmiennych, równanie (5) rozszerzono, stosując procedurę uzmienniania stałej (*fixed effect*)¹¹ do postaci:

$$\Delta \ln U_{jit} = \alpha_0 + \sum_{k=2}^{25} \phi_k d_k - \alpha_1 \ln U_{jit-1} + \alpha_2 d_{\Delta u} \ln U_{jit-1} - \alpha_3 \Delta \ln(Y_{it}) \quad (6)$$

gdzie:

d_k – zmienna zerojedynkowa dla każdego k -tego powiatu niebazowego;

α_0 – stała, opisująca stopę wzrostu j -tej grupy bezrobotnych, który wystąpił przy zerowym poziomie bezrobocia w poprzednim okresie oraz przy zerowej stopie wzrostu produkcji;

ϕ_k – parametr, który określa, o ile różniłby się przyrost stopy wzrostu poziomu bezrobocia w powiecie k -tym od powiatu bazowego, gdyby wystąpiły takie same wartości analizowanych zmiennych jak w powiecie bazowym.

Pozostałe parametry równania (6) interpretuje się analogicznie jak w równaniu (5).

Wyniki estymacji parametrów równania (5) i (6) dla danych panelowych dotyczących 4 analizowanych województw zestawiono w tabelach 4–7. Na

¹⁰ Zdecydowanie lepszym miernikiem do tego typu analiz jest wielkość PKB, jednakże nie jest ona szacowana na poziomie powiatów. Z tego powodu najodpowiedniejszą zmienną makroekonomiczną publikowaną przez GUS jest produkcja sprzedana przemysłu brutto.

¹¹ Szerzej na temat procedury uzmienniania stałej (*fixed effect*) zob. np. R.S. Pindyck, D.L. Rubinfeld, *Econometric Models and Economic Forecast*, McGraw-Hills, New York 1991.

podstawie danych zestawionych w tabelach 4–7 można wyciągnąć następujące wnioski natury ekonomicznej:

1. W województwach śląskim, wielkopolskim oraz dolnośląskim uzyskano istotne statystycznie parametry elastyczności poszczególnych grup bezrobotnych względem produkcji sprzedanej przemysłu, natomiast w województwie mazowieckim we wszystkich grupach bezrobotnych uzyskane parametry elastyczności okazały się nieistotne statystycznie.
2. Brak istotnej statystycznie zależności między zmianami poziomu zatrudnienia a zmianami w produkcji sprzedanej w województwie mazowieckim może wynikać z faktu, iż dominującą rolę odgrywa tu sektor usług. Zatem liczba bezrobotnych może być generowana przez zmiany poziomu zatrudnienia w usługach a nie w sferze produkcji.
3. Wśród wszystkich bezrobotnych zarejestrowanych w analizowanych województwach, zmienność stóp wzrostu bezrobotnych ogółem była objaśniana przez stopy wzrostu produkcji sprzedanej przemysłu oraz przez zmienność poziomów bezrobocia w poprzednich okresach w około 43–53%, w zależności od województwa oraz metody estymacji. Analizując natomiast wyniki estymacji w poszczególnych grupach bezrobotnych, można zauważyć, iż skorygowany R^2 był zdecydowanie bardziej rozproszony i zawierał się w przedziale 43–62%, w zależności od województwa, grupy bezrobotnych oraz procedury estymacji.
4. Elastyczność bezrobotnych względem produkcji sprzedanej przemysłu była istotnie zróżnicowana w każdym z województw ze względu na poszczególne grupy bezrobotnych.
5. Jak wynika z przedstawionych wyników estymacji, istotnie zróżnicowana była elastyczność bezrobocia względem produkcji sprzedanej wśród kobiet i mężczyzn. Wynika stąd, iż wzrost stopy produkcji sprzedanej przemysłu (w równaniu 5) o 1 pkt proc. powodował spadek tempa wzrostu bezrobotnych o 0,14 (dolnośląskie), 0,24 (wielkopolskie), 0,08 (śląskie) pkt. proc. wśród mężczyzn i o 0,09 (dolnośląskie), 0,13 (wielkopolskie), 0,01 (śląskie) pkt. proc. wśród kobiet. Oznacza to, że bezrobotni mężczyźni w województwach dolnośląskim, wielkopolskim oraz śląskim silniej reagowali na zmiany koniunkturalne na rynku towarowym niż kobiety. W województwie mazowieckim uzyskane wyniki estymacji zarówno wśród kobiet, jak i mężczyzn, okazały się nieistotne statystycznie.

TABELA 4: Wyniki estymacji równań (5) i (6) dla poszczególnych grup bezrobotnych zarejestrowanych w woj. dolnośląskim w latach 2002–2012

Zmienna objaśniana Stopa wzrostu bezrobotnych	równanie 5					równanie 6							
	stała	$\Delta \ln Y_{it}$	$\ln u_{it-1}$	$d_{it} \ln u_{it-1}$	Skor. R	I. obs.	stała	$\Delta \ln Y_{it}$	$\ln u_{it-1}$	$d_{it} \ln u_{it-1}$	Skor. R	I. obs.	
płeć	O	0,1526	-0,11175***	-0,0332***	0,03036***	0,51	290	0,5008*	-0,0673**	0,0294***	0,48	290	
	M	0,1316	-0,1472	-0,0364	0,0418***	0,54	290	0,6140**	-0,0881***	0,0403***	0,52	290	
	K	0,0926	-0,0897***	-0,0274	0,0273***	0,48	290	0,4585*	-0,0659***	0,0269***	0,45	290	
wyższe	O	0,2301***	-0,0947***	-0,0609***	0,0504***	0,55	290	1,2687***	-0,1796***	0,0521***	0,57	290	
	M	0,1746***	-0,2715	-0,0693***	0,0723***	0,57	232	1,5120***	-0,2453	0,0718***	0,59	232	
	K	0,2211**	-0,0993	-0,0648***	0,0595***	0,59	232	1,0288***	-0,1628***	0,0622***	0,58	232	
policealne zawodowe	O	0,1238	-0,1106	-0,0383	0,0379***	0,50	290	0,6173***	-0,0966***	0,0367***	0,48	290	
	M	0,2917***	-0,1932**	-0,0808***	0,0707***	0,57	232	2,0682***	-0,1950***	0,0582***	0,59	232	
	K	0,1380	-0,1772	-0,0455***	0,0401***	0,55	232	1,0656***	-0,1618***	0,0355***	0,55	232	
ogólno- kształcące	O	0,2544***	-0,0935	-0,0629***	0,0446***	0,49	290	1,7361***	-0,2552	0,0410***	0,49	290	
	M	0,4554***	-0,2588***	-0,1307***	0,0885***	0,57	232	1,9411***	-0,2711***	0,0801***	0,58	232	
	K	0,1471	-0,1503	-0,0511***	0,0511***	0,54	232	1,6780***	-0,1327**	0,0458***	0,54	232	
zasadnicze zawodowe	O	0,0589	-0,1174	-0,0294*	0,0414***	0,51	290	0,2104	-0,1144*	0,0411***	0,48	290	
	M	0,2908**	-0,2759	-0,0740***	0,0613***	0,64	232	1,4876***	-0,2588***	0,0538***	0,65	232	
	K	0,1054	-0,2166	-0,0430***	0,0424***	0,57	232	0,5073*	-0,1958***	0,1025	0,0406***	0,55	232
gimnazjalne i poniżej	O	0,0839	-0,0839**	-0,0296**	0,0339***	0,49	290	0,1493	-0,0795**	0,0345***	0,46	290	
	M	0,2734**	-0,2029***	-0,0667***	0,0504***	0,62	232	1,3593***	-0,1800***	0,0445***	0,62	232	
	K	0,1733*	-0,1608***	-0,0477***	0,0349***	0,49	232	0,7216***	-0,1208***	0,1206***	0,0326***	0,48	232
24 i mniej	O	0,1726	-0,0806*	-0,0523	0,0543***	0,49	290	0,3323	-0,0675	0,0711***	0,0532***	0,45	290
	M	0,1392	-0,1479**	-0,0603***	0,0835***	0,52	290	0,2206	-0,1435**	0,0832***	0,48	290	
	K	0,0551	-0,0852	-0,0357**	0,0503***	0,48	290	0,1811	-0,0682	0,0578**	0,0497***	0,44	290
25 i więcej	O	0,0791	-0,1239	-0,0247**	0,0291***	0,52	290	0,6771**	-0,1137***	0,0841***	0,0283***	0,50	290
	M	0,1697*	-0,1544***	-0,0406***	0,0392***	0,55	290	0,9417***	-0,1379***	0,1224***	0,0373**	0,54	290
	K	0,1146	-0,0906***	-0,0308***	0,0269***	0,48	290	0,4588*	-0,0883**	0,0680***	0,0268***	0,46	290

Objaśnienia: *** – zmienne istotne statystycznie przy 1% poziomie istotności; ** – zmienne istotne statystycznie przy 5% poziomie istotności; * – zmienne istotne statystycznie przy 10% poziomie istotności; Skor. R – skorygowany współczynnik determinacji; O – ogółem; K – kobiety; M – mężczyźni.

Źródło: obliczenia własne na podst. danych na stronie www.stat.gov.pl; stan na dzień 30.06.2014 r.

TABELA 5: Wyniki estymacji równań (5) i (6) dla poszczególnych grup bezrobotnych zarejestrowanych w woj. wielkopolskim w latach 2002–2012

Zmienna objaśnia- na Stopa wzrostu bezrobotnych	równanie 5						równanie 6						
	stała	$\Delta \ln Y_{it}$	$\ln u_{it-1}$	$d_{\lambda} \ln u_{it-1}$	Skor. R	l. obs.	stała	$\Delta \ln Y_{it}$	$\ln u_{it-1}$	$d_{\lambda} \ln u_{it-1}$	Skor. R	l. obs.	
pleć	O	0,1967	-0,1848**	-0,0418***	0,0374***	0,47	350	0,5881*	-0,0836***	0,0366***	0,43	350	
	M	0,0762	-0,2420**	-0,0349**	0,0600***	0,50	350	0,4346*	-0,0920***	0,0575***	0,47	350	
	K	0,1712	-0,1285*	-0,0413***	0,0334***	0,44	350	0,7621***	-0,1176***	0,0333***	0,42	350	
wyższe	O	0,2933***	-0,2514***	-0,0734***	0,0542***	0,47	350	0,1432***	-0,2135***	0,0561***	0,49	350	
	M	0,1899***	-0,2624**	-0,0760***	0,0922***	0,50	280	1,8264***	-0,3142***	0,0933***	0,53	280	
	K	0,20945***	-0,3167***	-0,0812***	0,0622***	0,49	280	1,2593***	-0,2117***	0,0668***	0,48	280	
policjalne zawodowe	O	0,2942***	-0,1907***	-0,0649***	0,0423***	0,49	350	0,9276***	-0,1139	0,0412***	0,47	350	
	M	0,2935***	-0,4029***	-0,0889***	0,0879***	0,58	280	1,3019***	-0,2858***	0,0751***	0,59	280	
	K	0,2558**	-0,1850**	-0,0667***	0,0469***	0,53	280	0,9135***	-0,1366	0,0439***	0,52	280	
ogólno- kształcące	O	0,3211***	-0,2553***	-0,0764***	0,0495***	0,50	350	2,3128***	-0,1785**	0,0456***	0,55	350	
	M	0,3719***	-0,5728***	-0,1250***	0,1038***	0,53	280	2,0694***	-0,3827***	0,0937***	0,55	280	
	K	0,2990***	-0,0572	-0,0824***	0,0551***	0,51	280	2,4261***	-0,0399	0,0492***	0,56	280	
zasadnicze zawodowe	O	0,0377	-0,2098**	-0,0308*	0,0540***	0,48	350	0,3280	-0,1761	0,0683**	0,44	350	
	M	0,4039***	-0,5018***	-0,1028***	0,0825***	0,59	280	1,5947***	-0,5703***	0,0718***	0,60	280	
	K	0,2758**	-0,2410**	-0,0734***	0,0539***	0,48	280	0,9624***	-0,2333*	0,0486***	0,45	280	
gimnazjalne i poniżej	O	0,0711	-0,1901**	-0,0346**	0,0455***	0,45	350	0,4217**	-0,1196	0,0812***	0,42	350	
	M	0,3320***	-0,4720***	-0,0907***	0,0750***	0,58	280	1,5633***	-0,4970***	0,0619***	0,57	280	
	K	0,1237	-0,1254	-0,0480***	0,0474***	0,58	280	0,7774***	-0,0881	0,1405***	0,37	280	
24 i mniej	O	0,1715	-0,1591*	-0,0507	0,0611***	0,50	350	0,4421**	-0,1108	0,0855***	0,46	350	
	M	0,0461	-0,2461*	-0,0491**	0,1027***	0,51	350	0,3005	-0,2199	0,0811**	0,0998***	0,47	350
	K	0,1076	-0,1254*	-0,0414**	0,0517***	0,47	350	0,4223*	-0,0798	0,0861***	0,0505***	0,43	350
25 i więcej	O	0,2685**	-0,2170***	-0,0528***	0,0372***	0,49	350	1,0750***	-0,1334*	0,0354***	0,46	350	
	M	0,2882***	-0,2745***	-0,0649***	0,0537***	0,50	350	1,0859***	-0,1893*	0,0511***	0,48	350	
	K	0,2213**	-0,0962	-0,0520***	0,0363***	0,47	350	0,9352***	-0,0102	0,0358***	0,45	350	

Objaśnienia: *** – zmienne istotne statystycznie przy 1% poziomie istotności; ** – zmienne istotne statystycznie przy 5% poziomie istotności; * – zmienne istotne statystycznie przy 10% poziomie istotności; **Skor. R** – skorygowany współczynnik determinacji; **O** – ogółem; **K** – kobiety; **M** – mężczyźni.

Źródło: obliczenia własne na podst. danych na stronie www.stat.gov.pl; stan na dzień 30.06.2014 r.

TABELA 6: Wymiki estymacji równań (5) i (6) dla poszczególnych grup bezrobotnych zarejestrowanych w woj. śląskim w latach 2002–2012

Zmienna objaśnia- na Stopa wzrostu bezrobotnych	równanie 5					równanie 6							
	stała	$\Delta \ln Y_{it}$	$\ln u_{it-1}$	$d_{\Delta} \ln u_{it-1}$	Skor. R	l. obs.	stała	$\Delta \ln Y_{it}$	$\ln u_{it-1}$	$d_{\Delta} \ln u_{it-1}$	Skor. R	l. obs.	
płeć	O	-0,0280	-0,0365	-0,0161	0,0359***	0,53	360	0,1280	-0,0335	0,0358***	0,50	360	
	M	0,0743	-0,0839*	-0,0331**	0,0492***	0,52	360	0,7567***	-0,0861*	0,04558***	0,50	360	
	K	0,0088	-0,0095	-0,0218*	0,0332***	0,52	360	-0,0638	-0,0152	0,0343***	0,48	360	
wyższe	O	0,3725***	-0,1238***	-0,0843***	0,0506***	0,57	360	1,4595***	-0,1027***	0,0526***	0,60	360	
	M	0,4529***	-0,4920***	-0,0957***	0,0231***	0,15	288	1,6693***	-0,4265***	0,0443***	0,16	288	
	K	0,4561***	-0,3561***	-0,0791***	0,0178***	0,11	288	0,1852***	-0,3592***	0,0499***	0,08	288	
policealne zawodowe	O	-0,0178	-0,0044	-0,0219*	0,0439***	0,54	360	0,5099***	-0,0851***	0,0426***	0,53	360	
	M	0,2406**	-0,2077***	-0,0759***	0,0782***	0,58	288	1,8605***	-0,1719***	0,03019***	0,61	288	
	K	0,0217	-0,0577	-0,0326***	0,0497***	0,61	288	0,4795*	-0,0524	0,0466***	0,58	288	
ogólno- kształtące	O	0,1837**	-0,0967***	-0,0528***	0,0459***	0,54	360	1,3658***	-0,0913**	0,0438***	0,57	360	
	M	0,3702***	-0,3171***	-0,1173***	0,0899***	0,53	288	1,8628***	-0,1964**	0,0879***	0,58	288	
	K	0,1671**	-0,0990*	-0,0559***	0,0524***	0,59	288	1,1940***	-0,0841*	0,0479***	0,59	288	
zasadnicze zawodowe	O	-0,1240	-0,0383	-0,0109	0,0493***	0,53	360	-0,0205	-0,0466	0,0487***	0,50	360	
	M	0,3094***	-0,2437***	-0,0833***	0,0698***	0,60	288	1,4064***	-0,2180***	0,0607***	0,60	288	
	K	-0,0941	-0,1243**	-0,0211	0,0553***	0,57	288	-0,3013	-0,1268*	0,0023	0,0586***	0,53	288
gimnazjalne i poniżej	O	-0,0663	-0,0696*	-0,0146	0,0024***	0,48	360	-0,2291	-0,0746*	0,0001	0,0426***	0,44	360
	M	0,1264	-0,1303*	-0,0539***	0,0646***	0,58	288	0,9667***	-0,1049	-0,1651***	0,0577***	0,56	288
	K	0,0720	-0,0722	-0,0384***	0,0433***	0,46	288	0,1945	-0,0698	-0,0595	0,0431***	0,41	288
24 i mniej	O	0,0813	-0,1371***	-0,0406**	0,0594***	0,52	360	0,2220	-0,1359***	-0,0622***	0,0597***	0,50	360
	M	0,2366**	-0,1538**	-0,0774***	0,0871***	0,52	360	0,4617***	-0,1614**	-0,1121***	0,0847***	0,49	360
	K	-0,0401	-0,0932**	-0,0232	0,0551***	0,51	360	0,0497	-0,0920**	-0,0387	0,0556***	0,48	360
25 i więcej	O	0,0744	-0,0306	-0,0284***	0,0344***	0,53	360	0,5534	-0,0296	-0,0605**	0,0341***	0,50	360
	M	0,1937	-0,0849**	-0,0448***	0,0444***	0,52	360	0,9865***	-0,0848*	-0,1473***	0,0418***	0,51	360
	K	-0,0085	-0,0105	-0,0207*	0,0344***	0,52	360	0,1260	-0,0101	-0,0364	0,0343***	0,49	360

Objaśnienia: *** – zmienne istotnie statystycznie przy 1% poziomie istotności; ** – zmienne istotnie statystycznie przy 5% poziomie istotności; * – zmienne istotnie statystycznie przy 10% poziomie istotności; **Skor. R** – skorygowany współczynnik determinacji; **O** – ogółem; **K** – kobiety; **M** – mężczyźni.

Źródło: obliczenia własne na podst. danych na stronie www.stat.gov.pl; stan na dzień 30.06.2014 r.

TABELA 7: Wyniki estymacji równań (5) i (6) dla poszczególnych grup bezrobotnych zarejestrowanych w woj. mazowieckim w latach 2002–2012

Zmienna objaśniana na Stopa wzrostu bezrobotnych	równanie 5					równanie 6							
	stała	$\Delta \ln Y_{it}$	$\ln u_{it-1}$	$d_A \ln u_{it-1}$	Skor. R	l. obs.	stała	$\Delta \ln Y_{it}$	$\ln u_{it-1}$	$d_A \ln u_{it-1}$	Skor. R	l. obs.	
płeć	O	0,0614	0,0018	-0,0215***	0,0269***	0,52	420	0,5383	0,0065	-0,0658***	0,0261***	0,49	420
	M	0,1514*	-0,0271	-0,0363***	0,0343***	0,52	420	1,046***	-0,0159	-0,1234***	0,0325***	0,51	420
	K	0,0833	0,0079	-0,0246***	0,0254***	0,49	420	0,4095*	0,0115	-0,0563**	0,0252***	0,47	420
wyższe	O	0,2275***	-0,0110	-0,0592***	0,0474***	0,48	420	1,0216***	-0,0057	-0,1430***	0,050***	0,47	420
	M	0,1722***	-0,0024	-0,0633***	0,0683***	0,52	336	1,2641***	0,0151	-0,1953***	0,0711***	0,51	336
	K	0,2177***	-0,0068	-0,0614***	0,0540***	0,51	336	1,1514***	0,0076	-0,1675***	0,0597***	0,50	336
policjalne zawodowe	O	0,0876	-0,0185	-0,0304***	0,0337***	0,54	420	0,7964***	-0,0062	-0,1051***	0,0321***	0,52	420
	M	0,2094***	-0,0105	-0,0604***	0,0552***	0,59	336	2,338***	0,0239	-0,3041***	0,0501***	0,62	336
	K	0,0629	-0,0173	-0,0325***	0,0386***	0,59	336	0,8701***	-0,0137	-0,1253***	0,0355***	0,58	336
ogólnokształcące	O	0,239***	-0,0412	-0,0556***	0,0401***	0,47	420	1,8561***	-0,0341	-0,2406***	0,0394***	0,49	420
	M	0,416***	-0,0326	-0,1084***	0,0708***	0,47	336	2,0691***	-0,0102	-0,3138***	0,0715***	0,49	336
	K	0,2597	-0,0153	-0,0660***	0,0448***	0,53	336	2,133***	-0,0046	-0,295***	0,0425***	0,56	336
zasadnicze zawodowe	O	0,0616	-0,0016	-0,0124	0,0018***	0,50	420	0,40287	0,0027	-0,0230	0,0368***	0,48	420
	M	0,1431*	-0,0087	-0,0499***	0,0518***	0,60	336	1,468***	0,0151	-0,2050***	0,0449***	0,60	336
	K	0,0139	0,0092	-0,0224**	0,0408***	0,48	336	0,5916**	0,0087	-0,1063***	0,0375***	0,47	336
gimnazjalne i poniżej	O	0,0215	0,0072	-0,0144*	0,0306***	0,46	420	0,0479	0,0043	-0,0256	0,0310***	0,42	420
	M	0,0799	-0,0063	-0,0369**	0,0458***	0,57	336	1,160***	-0,0011	-0,1596***	0,0406***	0,56	336
	K	0,0331	0,0193	-0,0260***	0,0341***	0,45	336	0,7241***	0,0217	-0,1099***	0,0320***	0,45	336
24 i mniej	O	0,1195	-0,0321	-0,0395***	0,0477***	0,52	420	0,5577***	-0,0212	-0,0955***	0,0453***	0,50	420
	M	0,1168	-0,0564	-0,0467***	0,0628***	0,49	420	0,7557***	-0,0395	-0,1290***	0,0576***	0,46	420
	K	0,0566	0,0245	-0,0327***	0,0474***	0,53	420	0,3971**	0,0264	-0,0808***	0,0453***	0,50	420
25 i więcej	O	0,0982	-0,0013	-0,026***	0,0256***	0,51	420	0,9500***	0,0059	-0,1034***	0,0243***	0,49	420
	M	0,1129*	-0,0177	-0,0318***	0,0326***	0,53	420	1,3347***	-0,0047	-0,1522***	0,0315***	0,54	420
	K	0,1273**	0,0121	-0,0309***	0,0248***	0,49	420	0,6316**	0,0181	-0,0802***	0,0241***	0,46	420

Objaśnienia: *** – zmienne istotne statystycznie przy 1% poziomie istotności; ** – zmienne istotne statystycznie przy 5% poziomie istotności; * – zmienne istotne statystycznie przy 10% poziomie istotności; **Skor. R** – skorygowany współczynnik determinacji; **O** – ogółem; **K** – kobiety; **M** – mężczyźni.

Źródło: obliczenia własne na podst. danych na stronie www.stat.gov.pl; stan na dzień 30.06.2014 r.

6. W woj. dolnośląskim i wielkopolskim współczynniki elastyczności bezrobotnych wg płci były około 2 razy wyższe wśród mężczyzn, natomiast w pozostałych województwach oszacowane parametry określające siłę elastyczności bezrobotnych kobiet względem produkcji okazały się nieistotne statystycznie.
7. W woj. dolnośląskim i wielkopolskim najwyższe współczynniki elastyczności notowano wśród mężczyzn z niższym poziomem wykształcenia (zasadnicze zawodowe: 0,27 w woj. dolnośląskim oraz 0,5 – wielkopolskim), zaś w woj. śląskim najwyższe współczynniki elastyczności uzyskano wśród bezrobotnych mężczyzn z wykształceniem wyższym (0,49) i ogólnokształcącym (0,31).
8. W woj. dolnośląskim i wielkopolskim współczynniki elastyczności bezrobotnych ze względu na wiek były na porównywalnym poziomie, zarówno w grupie młodych bezrobotnych, jak i w grupie bezrobotnych powyżej 25 roku życia, tak wśród kobiet, jak i mężczyzn. Natomiast w woj. śląskim młodzi bezrobotni mężczyźni cechowali się przeciętnie dwukrotnie wyższym wskaźnikiem elastyczności niż bezrobotni po 25 roku życia, zaś młode bezrobotne kobiety charakteryzowały się współczynnikiem elastyczności wyższym około 9 razy niż bezrobotne kobiety po 25 roku życia.

5. Podsumowanie i wnioski

Prowadzone w niniejszym opracowaniu rozważania można podsumować następująco:

1. W województwach śląskim, dolnośląskim oraz wielkopolskim wśród bezrobotnych ogółem przeważały kobiety, stanowiąc średnio od 53 do 56% ogółu bezrobotnych; zaś w woj. mazowieckim struktura podziału bezrobotnych ze względu na wiek była symetryczna. Ponadto można zaobserwować, iż udział kobiet wśród bezrobotnych systematycznie zmniejszał się.
2. W wszystkich województwach można zaobserwować podobną strukturę bezrobotnych ze względu na poziom wykształcenia. Przy czym zaobserwowano wyższy udział kobiet wśród bezrobotnych z wykształceniem wyższym, policealnym i ogólnokształcącym, zaś wśród bezrobotnych z niższym poziomem bezrobocia przeważali mężczyźni.
3. Pozytywny trend zmian zaobserwowano wśród młodych bezrobotnych, których udział w 2013 porównaniu do 2002 roku spadł o około 10–11 pkt. procentowych proc., jednak w dużej mierze wynikało to z faktu wyjazdu młodych ludzi w poszukiwaniu pracy zagranicą.

4. Na podstawie analizy otrzymanych wyników można stwierdzić, iż mężczyźni cechowali się wyższymi współczynnikami elastyczności względem produkcji sprzedanej przemysłu, co sugeruje, że to grupa bezrobotnych mężczyzn w analizowanych województwach była bardziej narażona na utratę pracy w sytuacji dekonunktury gospodarczej.
5. Wprowadzenie do równania (5) procedury uzmienniania stałej w zasadzie nie wpłynęło znacząco ani na wartości współczynników elastyczności, ani na poziom skorygowanego współczynnika determinacji. Doprowadziło jedynie do asymetrycznego wpływu poprzedniego poziomu bezrobocia na bieżącą stopę wzrostu bezrobotnych, przy czym zaobserwowano silniejszy wpływ na bieżącą stopę wzrostu bezrobotnych w sytuacji, gdy liczba bezrobotnych w poprzednim okresie malała.
6. Aktywna polityka na rynku pracy powinna być określana na poziomie województwa, gdyż, jak wynika z badań, elastyczności odpowiednich grup bezrobotnych względem produkcji sprzedanej brutto mogą być istotnie zróżnicowane wewnątrz województw. A dokładne określenie grup najbardziej podatnych na zmiany produkcji wewnątrz każdego województwa oraz koordynacja na poziomie województw instrumentów aktywnej polityki na rynku pracy mogą istotnie wpłynąć na efektywność stosowanych instrumentów walki z bezrobociem.

Bibliografia

- Bartosik K.**, *Popyt na pracę w Polsce w warunkach spowolnienia gospodarczego*, Studia Ekonomiczne 2011/3/LXX, s. 229–250.
- Czyżewski A.B.**, *Wzrost gospodarczy a popyt na pracę*, Bank i Kredyt 2002/11–12, s. 123–133.
- Kwiatkowski E.**, *Kryzys globalny a rynek pracy w Polsce i innych krajach Grupy Wyszehradzkiej*, Ekonomista 2011/1, s. 37–54.
- Kwiatkowski E., Kucharski L., Tokarski T.**, *Bezrobocie i zatrudnienie a PKB w Polsce w latach 1993–2001*, Ekonomista 2002/3, s. 329–346.
- Kwiatkowski E., Gajewski P., Tokarski T.**, *Determinanty popytu na pracę w teorii ekonomii*, [w:] B. Suchecki (red.), *System prognozowania popytu na pracę w Polsce. Podstawowa metodologia*, Studia i Materiały RCSS 2003/11, s. 320–345.
- Misiak T.**, *Struktura bezrobocia rejestrowanego w województwie łódzkim i podkarpackim a zmiany na rynku towarowym*, SPE 2014/XCII, s. 297–318.
- Misiak T., Tokarski T.**, *Wzrost PKB a zmiany zatrudnienia i bezrobocia w krajach Unii Europejskiej*, Folia Oeconomica 2011/248, s. 175–190.
- Pindyck R.S., Rubinfeld D.L.**, *Econometric Models and Economic Forecast*, McGraw-Hills, New York 1991.
- Rogut A.**, *Determinanty popytu na pracę w Polsce w okresie transformacji*, Wyd. UŁ, Łódź 2008.

- Socha J.**, *Tworzenie i likwidacja miejsc pracy w sektorze przedsiębiorstw w Polsce*, Gospodarka Narodowa 2006/5–6, s. 1–20.
- Socha M., Sztanderska U.**, *Strukturalne podstawy bezrobocia w Polsce*, PWN, Warszawa 2000.
- Tokarski T., Gajewski P.**, *Zależność między wydajnością pracy i zatrudnieniem w krajach OECD*, Wiadomości Statystyczne 2002/8, s. 56–71.
- Ziomek A.**, *Produkt krajowy a bezrobocie*, Wyd. WSB, Poznań 2006.

Tomasz MISIAK

ELASTICITY OF REGISTERED UNEMPLOYMENT VERSUS SOLD PRODUCTION OF INDUSTRY IN CHOSEN PROVINCES POLISH

(Summary)

This paper analyzes the relationship between the commodity market and the structure of unemployment in chosen provinces Polish. The main objective of this paper is to determine the direction and strength of the impact of cyclical changes in sold production of industry on the structure of the unemployed in the analyzed region. The structure of the unemployed individuals was analyzed for gender, level of education, and age. The verification of the conclusions of the theoretical analysis of the impact of changes in sold production of industry on the unemployment structure was based on panel data from 4 Provinces (Mazowieckie, Dolnośląskie, Wielkopolskie, Śląskie) between 2002–2012. In addition, there was also presented a simple theoretical model in which the growth rates of registered unemployment (in this paper replaced by the growth rates of unemployment) in the coming years depend on past values of these rates, as well as depend on the growth rates of production at the level of counties. The analytical model was estimated by means of the procedure of variation of the fixed effects, since it turns out that the structure of the unemployed at the level of counties in chosen Provinces exhibits a high degree of spatial heterogeneity and switching dummy variables. The introduction of the dummy variables stems from the fact that they act as a corrective variables which change the impact of unemployment registered in the previous period on change in the current growth rate of the unemployed and depend on the rising or declining rate in unemployment.

The structure of this work is as follows. The second part was a descriptive analysis of the structure of unemployed in chosen Provinces by: gender, level of education, age. The third section presents a simple theoretical model of the relationship between unemployment and commodity market. Section four provides the results of estimating equations resulting from the theoretical analysis. The paper concludes with the fifth point that contains the summary and conclusions of the more important considerations.

Keywords: labor market; unemployment; local unemployment rate; structure of unemployment; elasticity of registered unemployment versus sold production of industry