

Aleksandra MAJCHROWSKA\*  
Katarzyna MROCZEK\*\*  
Tomasz TOKARSKI\*\*\*

## Zróżnicowanie stóp bezrobocia rejestrowanego w układzie powiatowym w latach 2002-2011

---

**Streszczenie:** Celem artykułu są opisowe i statystyczne analizy przestrzennego zróżnicowania bezrobocia rejestrowanego w Polsce w przekroju powiatów, jego determinantów oraz zmian w latach 2002-2011. Dokonano analizy wpływu czynników geograficznych, historycznych i administracyjnych na kształtowanie się różnic w poziomie bezrobocia w przekroju powiatów, jak też, na gruncie modelu teoretycznego, przedstawione zostały analizy dynamiki zmian bezrobocia w badanym okresie. W analizach wykorzystano podstawowe metody ekonometrii przestrzennej – oszacowania parametrów równania regresji z efektami indywidualnymi (*fixed effect*).

Przeprowadzone badania wskazały, że część utrzymujących się różnic w stopach bezrobocia w przekroju powiatów wynika z czynników administracyjnych (odległość powiatu od stolicy województwa, grodzki lub ziemski rodzaj powiatu) i historycznych (położenie na terenach dawnych zaborów). Powiaty położone bliżej centrów administracyjnych województw oraz powiaty grodzkie cechowały się przeciętnie niższymi stopami bezrobocia. Niższe niż w pozostałych regionach były również (*ceteris paribus*) stopy bezrobocia na terenach danych zaborów – austriackiego i niemieckiego.

Mamy doczynienia z dynamicznym i asymetrycznym charakterem dostosowań na powiatowych rynkach pracy. Wskazały one, że przeszły poziom stóp bezrobocia ma istotne znaczenie dla jego przyrostu w kolejnych okresach oraz, że skala zmian bezrobocia jest asymetryczna. Spadek stóp bezrobocia był (*ceteris paribus*) silniejszy, niż jego wzrost. Przeprowadzone analizy wskazały również na istotne znaczenie dla dynamiki zmian bezrobocia czynników

---

\* Uniwersytet Łódzki, Katedra Makroekonomii oraz Narodowy Bank Polski, e-mail: arogut@uni.lodz.pl

\*\* Uniwersytet Jagielloński, Katedra Ekonomii Matematycznej, e-mail: mroczecka@gmail.com

\*\*\* Uniwersytet Jagielloński, Katedra Ekonomii Matematycznej, e-mail: tomtok@tlen.pl

---

administracyjnych. Elastyczność zmian stóp bezrobocia względem produkcji sprzedanej przemysłu w powiatach grodzkich była niższa niż w powiatach ziemskich. Ponadto w przypadku powiatów grodzkich mocniej niż w powiatach ziemskich uwidoczniła się asymetryczność zmian zachodzących na rynku pracy.

**Słowa kluczowe:** rynek pracy, bezrobocie regionalne i lokalne, powiatowe urzędy pracy, asymetryczność zmian bezrobocia, prawo Okuna

**Kody JEL:** R23, J64

---

Artykuł wpłynął do druku 2 sierpnia 2013 r.

---

## Wstęp

Bezrobocie stanowi jeden z najistotniejszych (jeśli nie najistotniejszy) problemów społeczno-ekonomicznych, z jakim boryka się gospodarka polska. Pojawienie się bezrobocia (szczególnie na początku lat dziewięćdziesiątych XX wieku) było niezbędne w procesie transformacji gospodarki polskiej, gdyż w sektorze publicznym występowały wówczas istotne przerosty zatrudnienia, będące dziełem gospodarki centralnie-planowanej. Dlatego też redukcje zatrudnienia, czego skutkiem było pojawienie się bezrobocia jawnego, były często jedynym sposobem na racjonalizację zatrudnienia i wzrost wydajności pracy tak na szczeblu mikro-, jak i makroekonomicznym. Jednocześnie wysokie bezrobocie w Polsce stanowiło chyba najważniejszy i najbardziej dokuczliwy społecznie koszt (zakończony sukcesem) transformacji gospodarki polskiej<sup>1</sup>.

Analizując kształtowanie się polskiego bezrobocia po roku 1990 należy zwrócić uwagę na to, że mimo jego znacznych zmian w skali całej gospodarki (w okresach szybkiego wzrostu gospodarczego oraz spowolnienia tego procesu) przestrzenne zróżnicowanie rozważanego w opracowaniu zjawiska ulegało jedynie nieznacznym zmianom. Obszary, na których na początku lat dziewięćdziesiątych XX wieku pojawiło się wysokie bezrobocie o charakterze strukturalnym, nadal są nim dotknięte, natomiast duże miasta i aglomeracje miejskie (z wyjątkiem Łodzi oraz części aglomeracji górnośląskiej) stosunkowo dobrze radzą sobie z problemem bezrobocia zarówno w okresie dobrej koniunktury, jak i wówczas, gdy gospodarka polska dotknięta jest spowolnieniem wzrostu gospodarczego. Co więcej, polskie bezrobocie i (szerzej) rynek pracy są istotnie zróżnicowane zarówno na szczeblu regionalnym (wojewódzkim), jak również na szczeblu lokalnym (tj. w powiatach leżących wewnątrz poszczególnych województw)<sup>2</sup>.

---

<sup>1</sup> Warto w tym miejscu zauważyć, że wśród wszystkich krajów transformacji (z wyłączeniem dotkniętych w latach dziewięćdziesiątych XX wieku wojną krajów byłej Jugosławii) bezrobocie w Polsce i na Słowacji było zdecydowanie najwyższe (szerzej na ten temat por. np. [Adamczyk, 2005], [Adamczyk, Tokarski, Włodarczyk, 2006] lub [Tokarski, 2006]).

<sup>2</sup> Najlepszym przykładem wewnętrznej niejednorodności wojewódzkich rynków pracy w Polsce wydaje się rynek pracy w województwie mazowieckim, gdzie okolice Warszawy charakteryzują się niskimi stopami bezrobocia połączonymi z wysokimi odsetkami pracujących w sektorze

Celem prezentowanego opracowania są opisowe i statystyczne analizy przestrzennego zróżnicowania polskiego bezrobocia rejestrowanego w przekroju powiatów w latach 2002-2011<sup>3</sup>. Struktura opracowania jest następująca. W części drugiej omówione zostało zróżnicowanie stóp bezrobocia w przekroju powiatów w Polsce oraz wpływ czynników geograficznych, historycznych i administracyjnych na kształtowanie się powyższych różnic. W części trzeciej, na gruncie modelu teoretycznego, przedstawione zostały analizy dynamiki zmian bezrobocia w przekroju powiatów. Część czwarta zawiera podsumowanie i najważniejsze wnioski.

### **Zróżnicowanie stóp bezrobocia w Polsce według powiatów w latach 2002-2011**

Na mapie 1 oraz w tabelicy 1 zilustrowano dane statystyczne opisujące przestrzenne zróżnicowanie stóp bezrobocia rejestrowanego w powiatach w latach 2002-2011. W tabelicy 1 zestawione są liczby powiatów w kolejnych grupach kwintylowych ze względu na stopy bezrobocia rejestrowanego w poszczególnych województwach. W pierwszej grupie kwintylowej znajduje się 20% powiatów o najwyższych wartościach owej zmiennej makroekonomicznej, w ostatniej zaś – 20% powiatów o najniższych stopach bezrobocia rejestrowanego. Rozważając przestrzenne zróżnicowanie owej zmiennej makroekonomicznej przeciętnie w latach 2002-2011 można wyciągnąć następujące wnioski (por. też np. [Rogut, Tokarski, 2001, 2007], [Kwiatkowski, Tokarski, 2007], [Tokarski, 2005abc, 2008, 2010ab] lub [Szewczyk, Tokarski, 2012]):

- najwyższymi, przekraczającymi 30%, stopami bezrobocia rejestrowanego charakteryzowały się powiaty szydlowiecki (województwo mazowieckie, 35,97%), braniewski (warmińsko-mazurskie, 35,05%), bartoszycki (warmińsko-mazurskie, 34,58%), łobeski (zachodniopomorskie, 34,39%), piski (warmińsko-mazurskie, 33,84%), białogardzki (zachodniopomorskie, 33,20%), węgorzewski (warmińsko-mazurskie, 32,99%), nowodworski gdański (pomorskie, 32,61%), świdwiński (zachodniopomorskie, 32,09%), drawski (zachodniopomorskie, 31,98%), krośnieński odrzański (lubuskie, 31,31%), choszczeński (zachodniopomorskie, 30,79%), gołdapski (warmińsko-mazurskie, 30,71%), radomski (mazowieckie, 30,62%), gryficki (zachodniopomorskie, 30,57%), koszaliński (zachodniopomorskie, 30,49%), lidzbarski (warmińsko-mazurskie, 30,34%), szczeciński (zachodniopomorskie, 30,23%) i kętrzyński (warmińsko-mazurskie, 30,11%). Są to – głównie – powiaty popegeerowskie,

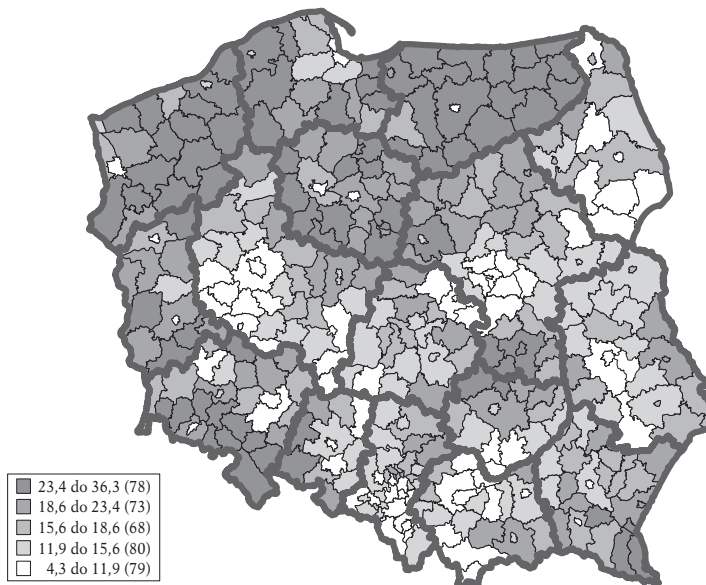
---

usług rynkowych, zaś w rolniczych powiatach na północy województwa oraz na postindustrialnych obszarach otaczających Radom bezrobocie jest znacznie wyższe, niż w centrum województwa mazowieckiego. Szerzej na ten temat por. np. [Tokarski, 2010a, 2013].

<sup>3</sup> Wybór tego przedziału czasu wynikał z dostępności danych statystycznych w przekroju powiatów dotyczących zarówno stóp bezrobocia rejestrowanego, jak produkcji sprzedanej przemyślu, gdyż zmiany stóp bezrobocia są w opracowaniu uzależniane m.in. od tempa produkcji sprzedanej przemyślu w powiatach.

Mapa 1

Przestrzenne zróżnicowanie stóp bezrobocia w powiatach (w %, przeciętnie w latach 2002-2011)

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych na stronie [www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl)

- w pierwszej grupie kwintylowej pod względem stóp bezrobocia rejestrowanego (a zatem w grupie kwintylowej o najwyższych wartościach owej zmiennej makroekonomicznej) dominowały powiaty leżące w województwach popegeerowskich. Znajdowało się tam bowiem 17 powiatów leżących w województwie warmińsko-mazurskim, 14 w zachodniopomorskim, 11 w kujawsko-pomorskim, 10 w dolnośląskim, 8 w pomorskim, 5 w mazowieckim, 4 w lubuskim, 3 w podkarpackim oraz po 2 powiaty z województw opolskiego i świętokrzyskiego. Nie było tam zaś żadnego powiatu pochodzącego z województw lubelskiego, łódzkiego, małopolskiego, podlaskiego, śląskiego i wielkopolskiego,

Tablica 1

Liczby powiatów w grupach kwintylowych stóp bezrobocia w latach 2002-2011

Województwo	Grupa kwintylowa				
	pierwsza	druga	trzecia	czwarta	piąta
Dolnośląskie	10	7	6	3	3
Kujawsko-pomorskie	11	9	1	0	2
Lubelskie	0	4	8	9	3
Lubuskie	4	6	1	1	2
Łódzkie	0	4	6	9	5
Małopolskie	0	3	3	8	8

cd. tabeli 1

Województwo	Grupa kwintylowa				
	pierwsza	druga	trzecia	czwarta	piąta
Mazowieckie	5	11	10	8	8
Opolskie	2	2	2	3	3
Podkarpackie	3	8	9	3	2
Podlaskie	0	2	6	2	7
Pomorskie	8	3	3	3	3
Śląskie	0	5	8	11	12
Świętokrzyskie	2	3	2	4	3
Warmińsko-mazurskie	17	2	1	0	1
Wielkopolskie	0	5	8	9	13
Zachodniopomorskie	14	2	2	2	1

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych na stronie [www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl)

- w drugiej grupie kwintylowej (czyli w grupie o wysokich stopach bezrobocia rejestrowanego) najwięcej powiatów pochodziło z województw mazowieckiego (11) i kujawsko-pomorskiego (9). Ponadto do grupy tej należało również po 8 powiatów leżących w województwie podkarpackim, 7 w dolnośląskim, 6 powiatów z województwa lubuskiego, po 5 powiatów z województw śląskiego i wielkopolskiego, po 4 z lubelskiego i łódzkiego, po 3 z małopolskiego, pomorskiego i świętokrzyskiego oraz po 2 powiaty reprezentujące województwa opolskie, podlaskie, warmińsko-mazurskie i zachodniopomorskie,
- w czwartej grupie kwintylowej (a więc w grupie kwintylowej o niskich stopach bezrobocia rejestrowanego w latach 2002-2011) najwięcej powiatów pochodziło z województwa śląskiego (11). Znalazło się tu także po 9 powiatów leżących w województwach lubelskim, łódzkim i wielkopolskim, 4 w świętokrzyskim, po 3 reprezentowały województwa dolnośląskie, opolskie, podkarpackie i śląskie, po 2 powiaty – podlaskie i zachodniopomorskie oraz 1 powiat z województwa lubuskiego. W grupie tej nie miały swoich reprezentantów województwa kujawsko-pomorskie i warmińsko-mazurskie,
- natomiast w grupie kwintylowej o najniższych stopach bezrobocia zdecydowanie dominowały powiaty leżące w województwach wielkopolskim (13) i śląskim (12). Do grupy tej należało też po 8 powiatów z województw małopolskiego i mazowieckiego, 7 z podlaskiego, 5 z łódzkiego, po 3 powiaty z województw dolnośląskiego, lubelskiego, opolskiego, pomorskiego i świętokrzyskiego, po 2 z kujawsko-pomorskiego, lubuskiego i podkarpackiego oraz po 1 powiecie z warmińsko-mazurskiego i zachodniopomorskiego,
- najniższe (niższe od 10%) średnie stopy bezrobocia rejestrowanego w rozważanym przedziale czasu notowane były w powiatach: Tarnów (małopolskie, 9,93%), Rybnik (śląskie, 9,89%), oleskim (opolskie, 9,77%), Leszno (wielkopolskie, 9,63%), Gliwice (śląskie, 9,59%), nowotomyskim (wielkopolskie,

9,54%), wysokomazowieckim (podlaskie, 9,41%), skierniewickim (łódzkie, 9,13%), Bydgoszcz (kujawsko-pomorskie, 9,05%), grodziskim wielkopolskim (wielkopolskie, 9,00%), bielskim podlaskim (podlaskie, 8,95%), Tychy (śląskie, 8,94%), pszczyńskim (śląskie, 8,71%), grodziskim mazowieckim (mazowieckie, 8,61%), pruszkowskim (mazowieckie, 8,52%), siemiatyckim (podlaskie, 8,43%), wolsztyńskim (wielkopolskie, 8,41%), Rzeszów (podkarpackie, 8,19%), grójeckim (mazowieckie, 8,16%), warszawskim wschodnim (mazowieckie, 8,13%), Olsztyn (warmińsko-mazurskie, 8,12%), Wrocław (dolnośląskie, 7,97%), Opole (opolskie, 7,70%), piaseczyńskim (mazowieckie, 7,66%), Bielsko-Biała (śląskie, 7,64%), Krosno (podkarpackie, 7,50%), Gdańsk (pomorskie, 7,49%), bieruńsko-lędziańskim (śląskie, 7,44%), kępińskim (wielkopolskie, 6,94%), Gdynia (pomorskie, 6,47%), poznańskim (wielkopolskie, 6,09%), Kraków (małopolskie, 5,69%), Sopot (pomorskie, 5,42%), Katowice (śląskie, 5,33%), Poznań (wielkopolskie, 4,69%) i Warszawa (mazowieckie, 4,36%),

- z mapy 1 płyną również trzy następujące, bardziej ogólne wnioski. Po pierwsze, niższymi stopami bezrobocia rejestrowanego w latach 2002-2011 zazwyczaj charakteryzowały się powiaty leżące w dużych aglomeracjach miejskich (z wyjątkiem aglomeracji łódzkiej). Dzieje się tak dlatego, że aglomeracje te są centrami rozwoju ekonomicznego na poziomie ogólnokrajowym. Po drugie, w powiatach grodzkich stopy bezrobocia rejestrowanego są zazwyczaj niższe od otaczających je powiatów ziemskich, gdyż powiaty te są nadal centrami rozwoju ekonomicznego na poziomie regionalnym (np. Rzeszów) lub lokalnym (np. Krosno). Po trzecie, na skutek wysokiego bezrobocia ukrytego w rolnictwie stopy bezrobocia na terenach rolniczych (leżących w znacznej mierze w Polsce wschodniej) są zazwyczaj niższe od tych, które są notowane na terenach nierolniczych (szerzej na ten temat por. też [Kwiatkowski, Kucharski, Tokarski, 2004]).

Rozważając przestrzenne zróżnicowanie polskiego bezrobocia warto również spojrzeć na owo zjawisko w podziale powiatów na grodzkie (będące centrami rozwoju ogólnokrajowego, regionalnego lub lokalnego) i ziemskie oraz w podziale na powiaty leżące na ziemiach byłych zaborów austriackiego, rosyjskiego, niemieckiego oraz ziem włączonych do Polski w 1945 roku<sup>4</sup>. Drugi z proponowanych tu podziałów wydaje się szczególnie istotny z punktu widzenia polskiego rynku pracy, gdyż – szczególnie w powiatach ziemskich – na terenach byłych zaborów austriackiego i rosyjskiego dominowało w 1989 roku nisko produktywne rolnictwo rodzinne, a na ziemiach byłego zaboru niemieckiego (w szczególności w Wielkopolsce) rolnictwo było znacznie lepiej rozwinięte, niż na terenach zaboru austriackiego i rosyjskiego. Natomiast na terenach włączonych do Polski w 1945 roku utworzono PGR-y, które zlikwidowano na

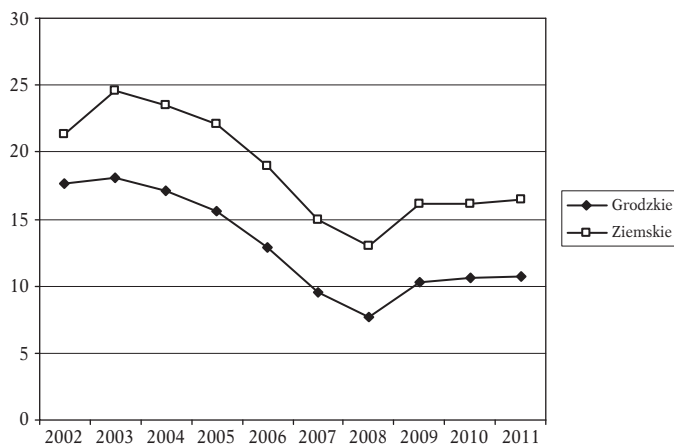
<sup>4</sup> Ponieważ nie zawsze granice obecnych powiatów leżących na granicach byłych zaborów pokrywały się z granicami owych zaborów, zatem podzielono powiaty według tego, w jakim zaborze leżała w 1914 roku (w przypadku ziem zaborów austriackiego, rosyjskiego i niemieckiego) lub w 1939 roku (w przypadku ziem włączonych do Polski w 1945 roku) stolica obecnego powiatu.

początku transformacji systemowej, co było i nadal jest przyczyną utrzymującego się tam wysokiego bezrobocia o charakterze strukturalnym.

Dane statystyczne dotyczące stóp bezrobocia rejestrowanego w podziale na powiaty grodzkie i ziemskie oraz powiaty ziem byłych zaborów i ziem włączonych do Polski zestawione są na wykresach 1-2 oraz w tabelicy 2. Z wykresów tych oraz wspomnianej tabelicy płyną następujące wnioski:

**Wykres 1**

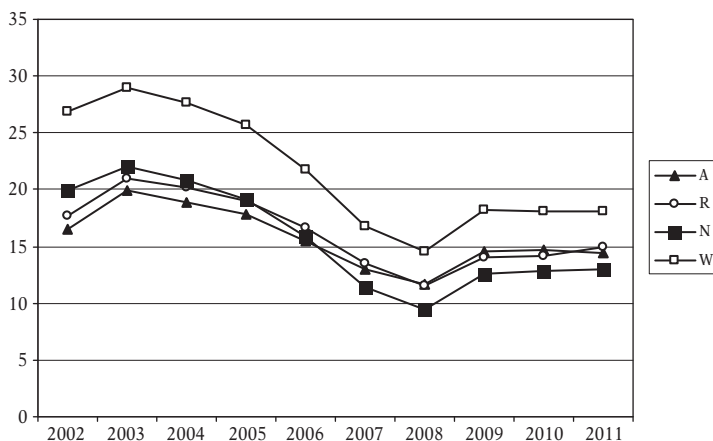
**Średnie nieważone stóp bezrobocia rejestrowanego w powiatach grodzkich i ziemskich w latach 2002-2011 (w %)**



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych na stronie [www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl)

**Wykres 2**

**Średnie nieważone stóp bezrobocia rejestrowanego w powiatach byłego zaboru austriackiego (A), rosyjskiego (R), niemieckiego (N) oraz ziemiach włączonych do Polski w 1945 roku (W) w latach 2002-2011 (w %)**



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych na stronie [www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl)

- zarówno w powiatach grodzkich, jak i ziemskich trajektorie stóp bezrobocia rejestrowanego przypominały te, które występowały w całej gospodarce polskiej,
- w powiatach grodzkich stopy bezrobocia rejestrowanego w latach 2002-2011 były średnio o ok. 5,7 punktu procentowego niższe od tych, które notowano w powiatach ziemskich. Najniższą różnicę pomiędzy owymi stopami zanotowano w 2002 roku (3,7 punktu procentowego), najwyższą zaś w roku 2003 i 2005 (6,5 punktu procentowego),
- powiaty grodzkie w latach 2002-2011 należały głównie do grup kwintylowych o najniższych (29 powiatów) i niskich (15 powiatów) stopach bezrobocia. Natomiast powiaty ziemskie znajdowały się najczęściej w grupach kwintylowych o najwyższych (74 powiaty) i wysokich (68 powiatach) wartościach owej zmiennej makroekonomicznej,
- trajektorie stóp bezrobocia rejestrowanego w grupach powiatów utworzonych ze względów historycznych, były (kształtem) zbliżone do trajektorii stopy bezrobocia w Polsce,
- najwyższymi stopami bezrobocia rejestrowanego w latach 2002-2011 charakteryzowały się powiaty leżące na ziemiach włączonych do Polski w 1945 roku. Stopy bezrobocia w tych powiatach były przeciętnie o ok. 5,4 punktu procentowego wyższe od tych obserwowanych w powiatach byłego zaboru rosyjskiego, ok. 5,9 punktu procentowego wyższe od powiatów byłego zaboru niemieckiego i ok. 6,0 punktu procentowego wyższe od powiatów byłego zaboru austriackiego.
- średnie stopy bezrobocia w analizowanym w opracowaniu przedziale czasu w powiatach ziem włączonych do Polski w 1945 roku wynosiły ok. 21,7%, w powiatach byłego zaboru rosyjskiego – 16,3%, austriackiego i niemieckiego – 15,7%,

**Tablica 2**

**Liczby powiatów w grupach kwintylowych ze względu na typy powiatów z punktu widzenia stóp bezrobocia w latach 2002-2011**

Typy powiatów	Grupa kwintylowa				
	pierwsza	druga	trzecia	czwarta	piąta
Grodzkie	2	8	11	15	29
Ziemskie	74	68	65	60	47
Ziemie byłego zaboru austriackiego	3	11	12	12	11
Ziemie byłego zaboru rosyjskiego	9	33	37	37	29
Ziemie byłego zaboru niemieckiego	11	11	12	13	22
Ziemie włączone do Polski w 1945 roku	53	21	15	13	14

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych na stronie [www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl)

- tylko 3 powiaty leżące na ziemiach byłego zaboru austriackiego znajdowały się w latach 2002-2011 w grupie kwintylowej o najwyższych stopach bez-



robocia. Pozostałe 46 powiatów z tych ziem dość równomiernie rozłożyło się w pozostałych grupach kwintylowych,

- powiaty ziem byłego zaboru rosyjskiego w miarę równomiernie rozłożyły się w grupach kwintylowych o wysokich (33 powiaty), średnich (37 powiatów) i niskich (również 37 powiatów) stopach bezrobocia rejestrowanego. Ponadto 27 powiatów z tej grupy powiatów znalazło się w grupie kwintylowej o najniższych stopach bezrobocia, zaś 9 powiatów – w grupie o najwyższych stopach bezrobocia,
- 22 spośród 69 powiatów byłego zaboru niemieckiego należało w latach 2002-2011 do grupy kwintylowej o najniższych stopach bezrobocia, pozostałe powiaty leżące na tych ziemiach dość równomiernie rozłożyły się w pozostałych grupach kwintylowych,
- natomiast powiaty leżące na ziemiach włączonych do Polski w 1945 roku najczęściej znajdowały się w pierwszej grupie kwintylowej ze względu na stopy bezrobocia rejestrowanego (aż 53 powiaty). 21 powiatów należało do drugiej grupy kwintylowej, 15 do trzeciej, 13 do czwartej i 14 powiatów do piątej grupy kwintylowej.

Analizując przeciętne poziomy stóp bezrobocia rejestrowanego w latach 2002-2011 można również dokonać prostego oszacowania parametrów równania regresji, w którym przeciętne poziomy owych stóp zależne będą od czynników administracyjnych (powiaty grodzkie i ziemskie), historycznych (powiaty ziem byłych zaborów oraz ziem włączonych do Polski w 1945 roku), geograficznych (odległość stolicy powiatu od stolicy województwa, w którym powiat leży oraz od Warszawy)<sup>5</sup> oraz czynników urbanistycznych.

Oddziaływanie czynników administracyjnych może wynikać stąd, że – jak wcześniej wspomniano – powiaty grodzkie stanowią zazwyczaj centra rozwoju ekonomicznego na poziomie ogólnokrajowym (np. Warszawa, Kraków, Poznań, Wrocław, Trójmiasto czy aglomeracja śląsko-dąbrowska), regionalnym (np. Rzeszów czy Kielce) bądź lokalnym (np. Tarnów lub Nowy Sącz). Oddziaływanie czynników historycznych można uzasadnić różną strukturą rolnictwa. Wpływ czynników geograficznych wynikać może stąd, iż im dalej oddalony jest dany powiat od centrum rozwoju ogólnokrajowego (Warszawy) lub regionalnego (stolica województwa), tym niższy jest poziom aktywności ekonomicznej ludności tam mieszkającej, co może się przekładać na niższe zatrudnienie i wyższe bezrobocie. Natomiast oddziaływanie czynnika urbanistycznego może wynikać z tzw. efektu aglomeracji. Efekt ów zaś polega na tym, że we współczesnych gospodarkach większość aktywności ekonomicznej koncentruje się w dużych aglomeracjach, co prowadzi do wniosku, iż właśnie tam zatrudnienie powinno być wysokie, zaś bezrobocie niskie (szerzej na temat efektu aglomeracji por. np. [Gajewski, 2002, 2003, 2007]).

<sup>5</sup> W przypadku powiatów, które mają dwie stolice (jak np. powiat ropczycko-sędziszowski w województwie podkarpackim) policzono średnią odległość obu stolic powiatu od stolicy województwa oraz od Warszawy.

Równanie przeciętnej stopy bezrobocia rejestrowanego, uwzględniające wspomniane uprzednio czynniki, w powiatach w latach 2002-2011 zapisać można następująco<sup>6</sup>:

$$u_i = \alpha + \alpha_G G_i + \beta_A A_i + \beta_R R_i + \beta_N N_i + \gamma_S \ln(1 + S_i) + \gamma_W \ln(1 + W_i) + \delta urb_i, \quad (1)$$

gdzie:

$u_i$  oznacza przeciętną stopę bezrobocia rejestrowanego w latach 2002-2011 w powiecie  $i$ ,

$G_i$  – zmienna zerojedynkowa przyjmująca wartość 1 wówczas, gdy  $i$ -ty powiat jest powiatem grodzkim, 0 w pozostałych przypadkach,

$A_i$  – zmienna zerojedynkowa przyjmująca wartość 1 wówczas, gdy stolica  $i$ -tego powiatu leżała w 1914 roku w monarchii austro-węgierskiej, 0 w pozostałych przypadkach,

$R_i$  – zmienna zerojedynkowa przyjmująca wartość 1 wówczas, gdy stolica  $i$ -tego powiatu leżała w 1914 roku w cesarstwie rosyjskim, 0 w pozostałych przypadkach,

$N_i$  – zmienna zerojedynkowa przyjmująca wartość 1 wówczas, gdy stolica  $i$ -tego powiatu leżała w 1914 roku w cesarstwie niemieckim, 0 w pozostałych przypadkach<sup>7</sup>,

$S_i$  – odległość drogowa (wyrażona w km) stolicy  $i$ -tego powiatu od stolicy województwa, w którym powiat ten leży,

$W_i$  – odległość drogowa (wyrażona w km) stolicy  $i$ -tego powiatu od Warszawy,  $urb_i$  – stopa urbanizacji w powiecie  $i$ -tym.

Parametry  $\alpha$ ,  $\alpha_G$ ,  $\beta_A$ ,  $\beta_R$ ,  $\beta_N$ ,  $\gamma_S$ ,  $\gamma_W$ ,  $\delta \in R$  interpretuje się ekonomicznie następująco:

$\alpha$  jest stałą, która nie ma bezpośredniej interpretacji ekonomicznej,

$\alpha_G$  oznacza (wyrażone w punktach procentowych) odchylenie przeciętnych stóp bezrobocia w powiatach grodzkich od owych stóp w powiatach ziemskich,

<sup>6</sup> W równaniu (1) bierze się pod uwagę wyrażenia  $\ln(1 + S_i)$  oraz  $\ln(1 + W_i)$  z tego względu, iż jeśli weźmie się funkcję  $f(x) = \ln(1 + x)$ , dla dowolnego  $x \geq 0$ , to:

$$\begin{aligned} f(0) &= 0, \\ f'(x) &= \frac{1}{1+x} > 0 \quad \forall x > 0, \\ f''(x) &= -\frac{1}{(1+x)^2} < 0 \quad \forall x > 0 \end{aligned}$$

oraz:

$$\lim_{x \rightarrow +\infty} f(x) = +\infty.$$

Wynika stąd, że jeśli wartość zmiennej  $x$  rośnie od 0 do  $+\infty$ , to wartości funkcji  $f(x)$  rosną coraz wolniej od 0 do  $+\infty$ .

<sup>7</sup> Płynię stąd wniosek, że powiatami bazowymi, z historycznego punktu widzenia są powiaty, których stolice zostały włączone do Polski w 1945 roku.

$\beta_A$ ,  $\beta_R$  oraz  $\beta_N$  – przeciętne odchylenie (wyrażone w punktach procentowych) stóp bezrobocia na ziemiach byłego zaboru austriackiego, rosyjskiego i niemieckiego od tych, które były notowane na ziemiach włączonych do Polski w 1945 roku,

ponieważ przy warunku *ceteris paribus*:

$$du_i = \gamma_s \frac{1}{1 + S_i} dS_i \approx \gamma_s \frac{dS_i}{S_i}$$

oraz:

$$du_i = \gamma_w \frac{1}{1 + W_i} dW_i \approx \gamma_w \frac{dW_i}{W_i},$$

zatem parametry  $\gamma_s$  i  $\gamma_w$  oznaczają (wyrażone w punktach procentowych) przyrosty lokalnych stóp bezrobocia  $du_i$  powstałe na skutek wzrostu oddalenia stolicy  $i$ -tego powiatu od stolicy województwa i Warszawy o 1% (czyli o  $dS_i/S_i$  i  $dW_i/W_i$ );

natomiast parametr  $\delta$  mierzy siłę oddziaływania stopy urbanizacji w  $i$ -tym powiecie na stopę bezrobocia w owym powiecie.

Oszacowane metodą najmniejszych kwadratów (dalej MNK) parametry równania (1) przedstawiono w tabelicy 4. Z przestawionych w tej tabelicy oszacowań wyciągnąć można następujące wnioski<sup>8</sup>:

**Tabela 3**

**Oszacowane MNK wartości parametrów równania (1)**

Zmienna objaśniająca:	Oszacowany parametr:
Stała	0,140*
$G_i$	-0,0481*
$A_i$	-0,0583*
$R_i$	-0,0480*
$N_i$	-0,0520*
$\ln(1 + S_i)$	0,0132*
$\ln(1 + W_i)$	0,00438
$urb_i$	0,00982
Skor. $R^2$	0,311
Liczba obserwacji	379

Skor.  $R^2$  – skorygowany współczynnik determinacji, \* zaznaczono zmienne istotne statystycznie na 1% poziomie istotności. Pozostałe zmienne nie są istotne statystyczne nawet na 20% poziomie istotności.

Źródło: obliczenia własne

- spośród zmiennych objaśniających przeciętne stopy bezrobocia rejestrowanego w latach 2002-2011 na lokalnych rynkach pracy jedynie odległość

<sup>8</sup> Interpretacje oszacowań parametrów równania (1) wymagają klauzuli *ceteris paribus*.

stolicy powiatu od Warszawy oraz stopa urbanizacji nie okazały się zmiennymi istotnie statystycznie oddziałującymi na zmienną objaśnianą,

- wydaje się, iż brak oddziaływania odległości od Warszawy na powiatowe stopy bezrobocia można tłumaczyć w ten sposób, że na sytuację na lokalnym rynku pracy (szczególnie z dala od centrów rozwoju ogólnokrajowego) znacznie silniej oddziałuje sytuacja w najbliższym centrum rozwoju regionalnego (stolicy województwa) lub lokalnego (stolicy starego województwa). Natomiast brak oddziaływania stóp urbanizacji na stopy bezrobocia wynika zaś z wysokiej współliniowości pomiędzy stopą urbanizacji (która w powiatach grodzkich wynosi zazwyczaj 100%) a zmienną zerojedynkową dla powiatów grodzkich,
- w powiatach grodzkich stopa bezrobocia rejestrowanego była średnio o ok. 4,8 punktu procentowego niższa niż w powiatach ziemskich,
- w powiatach leżących na ziemiach byłego zaboru austriackiego stopy bezrobocia były średnio o ok. 5,8 punktu procentowego niższe, niż w powiatach ziem włączonych do Polski w 1945 roku. W powiatach byłego zaboru rosyjskiego stopy te były zaś średnio niższe o ok. 4,8 punktu procentowego, w powiatach byłego zaboru niemieckiego – o ok. 5,2 punktu procentowego niższe, niż w powiatach, które zostały włączone do Polski w 1945 roku,
- wzrost odległości stolicy powiatu od stolicy województwa o 1% powodował przeciętny wzrost stopy bezrobocia na lokalnym rynku pracy o ok. 1,32 punktu procentowego.

### **Analizy dynamiki zmian stóp bezrobocia w przekroju powiatów w latach 2002-2011**

#### **Teoretyczne ujęcie dynamiki zmian bezrobocia na lokalnych rynkach pracy**

Do analiz dynamiki zmian stóp bezrobocia na powiatowych rynkach pracy wykorzystany został prosty model teoretyczny (por. np. [Tokarski, 2005b, s. 146-147]), w którym przyrosty stóp bezrobocia rejestrowanego na poziomie regionów można uzależnić od poziomu regionalnych stóp bezrobocia rejestrowanego oraz stóp wzrostu produkcji. W tym celu należy posłużyć się definicją stopy bezrobocia<sup>9</sup>:

$$u_i(t) = \frac{U_i(t)}{U_i(t) + L_i(t)} = 1 - \frac{L_i(t)}{N_i(t)}, \quad (2)$$

gdzie  $u_i(t)$  oznacza stopę bezrobocia w powiecie  $i$  w momencie  $t$ ,  $U_i(t)$  – liczbę bezrobotnych w powiecie  $i$  w momencie  $t$ ,  $L_i(t)$  – liczbę pracujących, zaś  $N_i(t)$  – podaż pracy (utożsamianą z sumą liczby pracujących i bezrobotnych).

<sup>9</sup> O wszystkich występujących w punkcie 3.1 zmiennych makroekonomicznych zakłada się, iż są różniczkovalnymi 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  $t$ .

Różniczkując równanie (2) 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 (2) wynika, że przyrost stopy bezrobocia można zapisać następująco:

$$\dot{u}_i(t) = (1 - u_i(t)) \left( \frac{\dot{N}_i(t)}{N_i(t)} - \frac{\dot{L}_i(t)}{L_i(t)} \right). \quad (3)$$

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

$$\dot{u}_i(t) = (1 - u_i(t)) \left[ \frac{\dot{N}_i(t)}{N_i(t)} - f(\gamma_i) \right], \quad (4)$$

gdzie  $\frac{\dot{L}_i(t)}{L_i(t)} = f(\gamma_i)$ , przy czym  $\frac{df}{d\gamma} > 0$ . Z równania (4) wynika, iż przyrost stopy bezrobocia jest malejącą funkcją stopy wzrostu produktu  $\gamma_i$  oraz, jeżeli stopa wzrostu podaży pracy jest większa (mniejsza) od stopy wzrostu liczby pracujących, to przyrost stopy bezrobocia jest malejącą (rosnącą) funkcją stopy bezrobocia.

Analizując wpływ stopy bezrobocia oraz stopy wzrostu produkcji na przyrosty stóp bezrobocia w powiatach oszacowano parametry równania nawiązującego do zależności (4) postaci: (por. też np. [Dykas, Misiak, 2013]):

$$\Delta u_{it} = \alpha_0 - \beta \Delta \ln Y_{it} - \alpha_1 u_{it-1} + \alpha_2 d_W u_{it-1}, \quad (5)$$

$u_{it}$  ( $u_{it-1}$ ) – stopa bezrobocia w powiecie  $i$  w roku  $t$  ( $t - 1$ ) wyrażona w %,

$Y_{it}$  – wielkość produkcji w powiecie  $i$  w roku  $t$ ,

$d_W$  – przełącznikowa zmienna zerojedynkowa, która przyjmuje wartość 1 w sytuacji, gdy  $u_{it} > u_{it-1}$ , 0 gdy  $u_{it} \leq u_{it-1}$ ,

$\beta$  – parametr, który mierzy wpływ zmian wielkości produkcji na zmiany stopy bezrobocia,

$\alpha_0$  jest stałą, która nie ma bezpośredniej interpretacji ekonomicznej,

$\alpha_1 > 0$  mierzy siłę oddziaływania opóźnionej o rok stopy bezrobocia na przyrost stopy bezrobocia wówczas, gdy stopa ta nie rośnie,

$\alpha_2 > 0$  koryguje siłę oddziaływania opóźnionej o rok stopy bezrobocia na wzrost tej stopy w sytuacjach rosnących stóp bezrobocia.

Równanie (5) może być traktowane jako pewna modyfikacja prawa Okuna<sup>10</sup>, w przypadku której uwzględniony został dynamiczny i asymetryczny charakter dostosowań na rynku pracy. Wielkość zmian stopy bezrobocia jest malejącą funkcją jego przeszłych wartości. Im wyższy był poziom bezrobocia w poprzednim okresie, tym skala dostosowań jest (*ceteris paribus*) słabsza. Ponadto, obserwacja zmian zachodzących na rynkach pracy wskazuje na ich asymetryczność. Te same zmiany wielkości produkcji, co do modułu, ale o różnych znakach (wzrost lub spadek) przekładać się będą na różne, co do skali, zmiany bezrobocia. Źródłem asymetryczności dostosowań na rynku pracy są w dużym stopniu czynniki instytucjonalne (koszty zatrudniania i zwalniania, dostępność elastycznych form zatrudnienia, możliwość dostosowywania wynagrodzeń do zmian koniunktury etc.).

Przeprowadzone wcześniej analizy dynamiki zmian bezrobocia w przekroju województw w Polsce w latach 2003-2010 (por. [Dykas, Misiak, Tokarski, 2013]) potwierdziły, że (po pierwsze) zmiany wielkości produkcji miały istotny wpływ na zmiany stóp bezrobocia, przy czym elastyczność zmian bezrobocia względem zmian wielkości PKB była zbliżona do szacunków wynikających z prawa Okuna i wyniosła ok. 0,3. Po drugie analizy te pokazały, że dostosowania na wojewódzkich rynkach pracy przebiegają asymetrycznie. W warunkach nierosnących stóp bezrobocia każdy kolejny punkt procentowy stopy bezrobocia w roku poprzednim obniżał przyrosty stóp bezrobocia na poziomie województw o (w zależności od przyjętej metody) ok. 0,09-0,1 punktu procentowego. Natomiast gdy stopy bezrobocia rosły, to każdy kolejny punkt procentowy stopy bezrobocia podnosił przyrost tej zmiennej o ok. 0,04-0,08 punktu procentowego. Podjęte w opracowaniu badania są kontynuacją podjętych tam analiz, które zostały rozszerzone na poziom powiatów, analizowany okres to lata 2002-2011.

### Oszacowanie parametrów modelu w przekroju powiatów

Równanie (5) było punktem wyjścia do przeprowadzonych analiz dynamiki zmian bezrobocia w Polsce w przekroju powiatów:

$$\Delta u_{it} = \alpha_0 - \beta \Delta \ln Y_{it} - \alpha_1 u_{it-1} + \alpha_2 d_w u_{it-1} + \xi_{it}, \quad (6)$$

gdzie:

$u_{it}$  – stopa bezrobocia w powiecie  $i$  ( $i = 1, 2, \dots, 379$ ) w roku  $t$  ( $t = 2002, 2003, \dots, 2011$ ),

$Y_{it}$  – produkcja sprzedana przemysłu<sup>11</sup> w powiecie  $i$  w roku  $t$  (mln zł, ceny stałe z 2009 roku), skąd wynika, iż  $\Delta \ln Y_{it}$  jest stopą wzrostu owej produkcji,

$\xi_{it}$  – składnik losowy.

<sup>10</sup> Prawo Okuna to zależność pomiędzy zmianami stopy bezrobocia a zmianami wielkości produkcji. Zależność tę można zapisać jako:  $\Delta u = \alpha + \beta \Delta \ln Y$ , gdzie  $\Delta u$  – zmiany stopy bezrobocia,  $\Delta \ln Y$  – względne zmiany wielkości produkcji,  $\beta$  – elastyczność zmian stopy bezrobocia względem zmian produkcji.

<sup>11</sup> Ze względu na brak dostępnych danych dotyczących PKB w przekroju powiatów, zdecydowano się wykorzystać dane o produkcji sprzedanej przemysłu (które obejmuje jedynie podmioty

Parametry równania (6) interpretuje się analogicznie, jak parametry równania (4);

Parametry równania (6) oszacowane zostały MNK oraz metodą efektów indywidualnych (*fixed effects*, por. np. [Pindyck, Rubinfeld, 1991, s. 223-226]). Jednakże przeprowadzone testy (test F pokazujący, czy efekty indywidualne są równe zero) wskazały na nieistotność efektów indywidualnych.

Wartości oszacowanych parametrów równania (6) dla całej próby (379 powiatów w latach 2002-2011) znajdują się w tablicy 4<sup>12</sup>. Z przedstawionych tam oszacowań wynika co następuje:

- zmiany wielkości produkcji sprzedanej przemysłu nie były kluczową zmienną objaśniającą zmiany stóp bezrobocia na powiatowych rynkach pracy w Polsce (objaśniały one ok. 2,5% zmienności stóp bezrobocia w analizowanym okresie). Tak niskie objaśnienie wynika z niedoskonałości wykorzystanej miary (w niektórych powiatach udział przemysłu w tworzeniu wartości dodanej jest niewielki, dodatkowo wykorzystana miara obejmuje tylko podmioty zatrudniające co najmniej 10 osób). Przeciętna elastyczność zmian stóp bezrobocia względem zmian produkcji sprzedanej przemysłu wynosiła 0,13-0,14, była zatem (ze względu na zastosowaną miarę) znacznie niższa niż wartość wynikająca z prawa Okuna,
- istotne znaczenie miały natomiast zmienne uwzględniające dynamiczny i asymetryczny charakter dostosowań na powiatowych rynkach pracy. Wskazują one na to, że (po pierwsze) poziom stóp bezrobocia ma istotne znaczenie dla wielkości jego przyrostu w kolejnym okresie oraz (po drugie), że skala zmian bezrobocia jest asymetryczna. Spadek stóp bezrobocia był (*ceteris paribus*) silniejszy, niż jego wzrost. Gdy stopy bezrobocia na powiatowych rynkach pracy nie rosły (spadały lub pozostawały na tym samym co w poprzednim okresie poziomie) każdy dodatkowy punkt procentowy stopy bezrobocia przekładał się przeciętnie na spadek bezrobocia w kolejnym okresie o ok. 0,10 punktu procentowego. W przypadku rosnących stóp bezrobocia, wzrost ten był przeciętnie na poziomie ok. 0,014-0,030 punktu procentowego,
- istotna w rozważanym równaniu okazała się zmienna określająca, czy analizowany powiat jest powiatem grodzkim, czy ziemskim. W powiatach grodzkich, przeciętnie w całym badanym okresie, przyrosty stóp bezrobocia rejestrowanego były o ok. 0,33 punktu procentowego niższe, niż w powiatach ziemskich.

---

gospodarce zatrudniające co najmniej 10 osób) zdając sobie sprawę, że stanowi ona tylko pewną część łącznej produkcji w danym powiecie.

<sup>12</sup> W tablicy 4 znajdują się również oszacowania równania (6) uwzględnieniem zmiennej zero-jedynkowej dla powiatów grodzkich.

**Tablica 4**  
**Oszacowane wartości parametrów równania (6) dla całej próby**

Zmienna objaśniająca	Metoda estymacji				
	MNK			efekty indywidualne	
Stała	-0,450***	0,026	0,166**	-0,444***	0,483***
Grodzkie	–	–	-0,332***	–	–
$\Delta \ln Y_{it}$	-2,329***	-1,376***	-1,398***	-2,439***	-1,354***
$u_{it-1}$	–	-0,099***	-0,104***	–	-0,125***
$d_{it}u_{it-1}$	–	0,113***	0,107***	–	0,088***
Skor. R <sup>2</sup>	0,025	0,584	0,586	0,025	0,580
Liczba obserwacji	3411				
Test F (prob.>F)	–	–	–	0,30 (1,000)	0,80 (0,997)

\*\*\* – zmienne istotne statystycznie przy 1% poziomie istotności, \*\* – zmienne istotne statystycznie przy 5% poziomie istotności, \* – zmienne istotne statystycznie przy 10% poziomie istotności, skor. R<sup>2</sup> – skorygowany współczynnik determinacji, Test F (Prob.>F) – wartości testu F (prawdopodobieństwo prawdziwości hipotezy zerowej o nieistotności efektów indywidualnych).

Źródło: obliczenia własne

Dlatego też w kolejnym etapie badania podjęto próbę odpowiedzi na pytanie, czy dostosowania na powiatowych rynkach pracy różnią się w przypadku powiatów grodzkich i ziemskich. W tym celu parametry równania (6) oszacowano oddzielnie dla każdej z powyższych podgrup. Podobnie, jak dla całej próby zastosowano MNK oraz metodę efektów indywidualnych, jednakże wartości testu F wskazują na brak podstaw do wyodrębnienia efektów indywidualnych. Wyniki tych analiz zestawione w tablicy 5 wskazują, że:

- zarówno w przypadku powiatów grodzkich, jak i ziemskich przeszłe poziomy bezrobocia miały istotny wpływ na dynamikę tej zmiennej, jednakże skala zmian była różna. W przypadku powiatów grodzkich spadek stóp bezrobocia w okresach dobrej koniunktury był silniejszy, niż w przypadku powiatów ziemskich (0,12 wobec 0,10 punktów procentowych), wolniejsze były natomiast przyrosty stóp bezrobocia. Oznacza to, że na terenach miejskich (powiaty grodzkie to duże i średnie miasta) przedsiębiorcy łatwiej zatrudniają w okresie dobrej koniunktury, natomiast wstrzymują się ze zwalnianiem pracowników w przypadku osłabienia popytu. W powiatach ziemskich osłabienie koniunktury przekładało się na silniejszy wzrost bezrobocia, po części mogło być związane z rejestrowaniem się w urzędach pracy osób pracujących w okresie dobrej koniunktury w szarej strefie,
- niższa była w powiatach grodzkich elastyczność zmian bezrobocia względem zmian produkcji sprzedanej przemysłu (0,12 wobec 0,15), co może potwierdzać postawioną wcześniej tezę o różnym wpływie osłabienia koniunktury na zmiany zatrudnienia i bezrobocia. Należy również pamiętać, że udział produkcji sprzedanej w łącznej produkcji jest różny w poszczególnych typach powiatów.



Tablica 5

Oszacowane wartości parametrów równania (6) oddzielnie dla powiatów grodzkich i ziemskich

Zmienna objaśniająca	Typ powiatów			
	grodzkie	ziemskie	grodzkie	ziemskie
	metoda estymacji			
	MNK		efekty indywidualne	
Stała	0,116	0,111	0,602***	0,427***
$\Delta \ln Y_{it}$	-1,218***	-1,469***	-1,222***	-1,432***
$u_{it-1}$	-0,119***	-0,101***	-0,155***	-0,119***
$d_w u_{it-1}$	0,071***	0,112***	0,032*	0,097***
Skor. R <sup>2</sup>	0,499	0,596	0,492	0,595
Liczba obserwacji	585	2826	585	2826
Test F (prob.>F)	-	-	0,61 (0,992)	0,79 (0,997)

\*\*\* – zmienne istotne statystycznie przy 1% poziomie istotności, \*\* – zmienne istotne statystycznie przy 5% poziomie istotności, \* – zmienne istotne statystycznie przy 10% poziomie istotności, skor. R<sup>2</sup> – skorygowany współczynnik determinacji, Test F (Prob.>F) – wartości testu F (prawdopodobieństwo prawdziwości hipotezy zerowej o nieistotności efektów indywidualnych)

Źródło: obliczenia własne

Kolejnym krokiem w prowadzonych w pracy analizach była próba odpowiedzi na pytanie o zróżnicowanie procesów dostosowań na rynku pracy pomiędzy poszczególnymi województwami. W tym celu oszacowane zostały parametry równania (6) oddzielnie dla powiatów każdego z 16 województw przy zastosowaniu MNK, gdyż efekty indywidualne również w przypadku poniższych estymacji nie okazały się istotne statystycznie. Wyniki tych oszacowań zestawione są w tablicy 6. Wyciągnąć z nich można następujące wnioski:

- oddziaływanie powiatowej stopy wzrostu produkcji  $\Delta \ln Y_{it}$  na przyrost powiatowej stopy bezrobocia rejestrowanego  $\Delta u_{it}$  okazało się istotne statystycznie na lokalnych rynkach pracy tylko w 7 z 16 województw. Były to województwa wielkopolskie (oszacowana wartość parametru  $\beta$  równa ok. 3,189), dolnośląskie (2,875), warmińsko-mazurskie (2,523), pomorskie (2,422), kujawsko-pomorskie (1,783), małopolskie (1,486) i łódzkie (1,449),
- jeśli chodzi o oszacowania parametru stojącego przy opóźnionej stopie bezrobocia (bez zmiennej przełącznikowej), to oszacowania te okazały się istotne statystycznie w przypadku każdego z województw. Wartość oszacowanego parametru była najwyższa, co do wartości bezwzględnej, w województwie opolskim (0,133), najniższa zaś w mazowieckim (0,065),
- również oszacowania parametru przy  $d_w u_{it-1}$  były istotne statystycznie we wszystkich województwach. Najwyższą wartością oszacowania owego parametru charakteryzowało się województwo małopolskie (0,205) a najniższą – opolskie (0,090),

**Tablica 6**  
**Oszacowane wartości parametrów równania (6) dla poszczególnych województw**

Zmienna objaśniająca	Województwo									
	dolnośląskie	kujawsko-pomorskie	lubelskie	lubuskie	łódzkie	małopolskie	mazowieckie	opolskie		
Stała	-0,149	-0,167	-0,146	-0,324	-0,002	-0,449*	-0,565**	0,302		
$\Delta \ln Y_{it}$	-2,875***	-1,783***	-0,382	-0,788	-1,449**	-1,486***	-0,402	-0,974		
$u_{it-1}$	-0,099***	-0,083***	-0,075***	-0,089***	-0,106***	-0,075***	-0,065***	-0,133***		
$d_{it}^{it-1}$	0,122***	0,107***	0,129***	0,123***	0,152***	0,205***	0,168***	0,090***		
Skor. R <sup>2</sup>	0,606	0,632	0,623	0,533	0,669	0,687	0,593	0,602		
Liczba obserwacji	261	207	216	126	216	198	378	108		

**cd. tablicy 6**

Zmienna objaśniająca	Województwo									
	podkarpackie	podlaskie	pomorskie	śląskie	świętokrzyskie	warmińsko-mazurskie	wielkopolskie	zachodniopomorskie		
Stała	-0,011	0,306	0,111	0,189	-0,061	-0,388	0,161	-0,233		
$\Delta \ln Y_{it}$	-0,988	-0,474	-2,422**	-0,601	-0,464	-2,523***	-3,189***	-1,396		
$u_{it-1}$	-0,068***	-0,116***	-0,120***	-0,127***	-0,076***	-0,070***	-0,126***	-0,092***		
$d_{it}^{it-1}$	0,155***	0,097***	0,091***	0,106***	0,135***	0,109***	0,128***	0,092***		
Skor. R <sup>2</sup>	0,620	0,599	0,547	0,559	0,602	0,628	0,549	0,586		
Liczba obserwacji	225	153	180	324	126	189	315	189		

\*\*\* – zmienne istotne statystycznie przy 1% poziomie istotności, \*\* – zmienne istotne statystycznie przy 5% poziomie istotności, \* – zmienne istotne statystycznie przy 10% poziomie istotności, skor. R<sup>2</sup> – skorygowany współczynnik determinacji.

Źródło: obliczenia własne

- zmienne objaśniające w równaniach (6) dla poszczególnych województw objaśniały zmienność  $\Delta u_{it}$  pomiędzy 53,3% (województwo lubuskie) a 68,7% (województwo małopolskie).

## Podsumowanie

Z przeprowadzonej w opracowaniu analizy płyną następujące wnioski:

- wśród powiatów o najwyższych stopach bezrobocia rejestrowanego w latach 2002-2011 dominowały powiaty leżące w województwie warmińsko-mazurskim, zachodniopomorskim oraz kujawsko-pomorskim. Z kolei największej powiatów, które wyróżniały się najniższymi wartościami omawianej zmiennej makroekonomicznej, leżało w województwach wielkopolskim oraz śląskim. Warto zaznaczyć, że skrajne wartości stopy bezrobocia zostały odnotowane w powiatach województwa mazowieckiego – najwyższa w powiecie szydłowieckim (35,97%), a najniższa w powiecie Warszawa (4,36%),
- zebrane dane pozwoliły na sformułowanie tezy, że poziom stóp bezrobocia w powiatach był determinowany między innymi przez czynniki administracyjne i historyczne. W centrach rozwoju ogólnokrajowego, regionalnego i lokalnego (czyli w powiatach grodzkich) w latach 2002-2011 zostały odnotowane średnio o około 5,7 punktu procentowego niższe stopy bezrobocia, niż w pozostałych regionach Polski (tj. powiatach ziemskich). Z kolei uwarunkowania historyczne mają znaczny wpływ na strukturę rolnictwa w Polsce, co przekłada się na sytuację na lokalnych rynkach pracy. Przeprowadzona analiza pokazała, że najwyższymi stopami bezrobocia charakteryzowały się powiaty leżące na ziemiach włączonych do Polski po 1945 roku. Na wspomnianych terenach istniały PGR-y, których likwidacja była przyczyną wystąpienia bezrobocia o charakterze strukturalnym, problemu nierozwiązanego do chwili obecnej. Średnie stopy bezrobocia w powiatach leżących na ziemiach włączonych do Polski po roku 1945 wynosiły ok. 21,7% i były przeciętnie wyższe od stóp bezrobocia w powiatach byłego zaboru rosyjskiego, niemieckiego i austriackiego o (kolejno) 5,4; 5,9 i 6,0 punktu procentowego,
- oszacowania parametrów równania regresji, w którym badano czynniki wpływające na przeciętny poziom stóp bezrobocia w powiatach, potwierdziły istotny wpływ na zmienną objaśnianą czynników administracyjnych i historycznych. Dodatkowo na różnice w poziomie stóp bezrobocia w polskich powiatach istotny statystycznie wpływ miała odległość stolicy powiatu od stolicy województwa, do którego określony powiat przynależy. Może być to interpretowane w następujący sposób – im dalej powiat znajdował się od centrum rozwoju regionalnego (którym z reguły są stolice nowych województw), tym niższa była w nim aktywność ekonomiczna ludności, co wpływało na niższe zatrudnienie i wyższe bezrobocie,
- przeprowadzone w opracowaniu badanie dynamiki zmian stopy bezrobocia w przekroju powiatów pokazało, że zarówno zmiany wielkości produkcji

sprzedanej przemysłu, jak również wysokość stopy bezrobocia odnotowanej w roku wcześniejszym, miały istotny statystycznie wpływ na przyrost powiatowych stóp bezrobocia. Oszacowania potwierdziły także, że dostosowania na powiatowych rynkach pracy w Polsce mają charakter asymetryczny. Stopa bezrobocia silniej obniżała przyrost stopy bezrobocia w kolejnym okresie w czasie dobrej koniunktury, niż podnosiła przyrost stopy bezrobocia w okresie złej koniunktury,

- istotny wpływ na zróżnicowanie dynamiki zmian stopy bezrobocia w polskich powiatach miały czynniki administracyjne. Elastyczność zmian stóp bezrobocia względem produkcji sprzedanej przemysłu w powiatach grodzkich była niższa, niż w powiatach ziemskich. Ponadto w przypadku powiatów grodzkich mocniej niż w powiatach ziemskich uwidoczniła się asymetryczność zmian zachodzących na rynku pracy. W dużych i średnich miastach pracodawcy chętniej zwiększają zatrudnienie w okresie dobrej koniunktury oraz wolniej redukują etaty w sytuacji obniżenia popytu w porównaniu z pracodawcami z terenów powiatów ziemskich,
- zmiany zachodzące na powiatowych rynkach pracy różniły się pomiędzy poszczególnymi województwami. Otrzymane oszacowania parametrów równań pokazały, że wpływ stopy bezrobocia na przyrost owej stopy w okresie kolejnym był istotny statystycznie we wszystkich województwach. Z kolei istotność statystyczna stopy wzrostu produkcji (jako zmiennej objaśniającej w omawianym modelu) została odnotowana jedynie w 7 z 16 województw. Wspomniana zmienna najsilniej oddziaływała na zmienną objaśnianą w województwie wielkopolskim.

## Bibliografia

- Adamczyk A., [2005], *Makroekonomiczne uwarunkowania bezrobocia transformacyjnego w Polsce, Czechach, Słowacji i na Węgrzech*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków.
- Adamczyk A., Tokarski T., Włodarczyk R.W., [2006], *Bezrobocie transformacyjne w Europie Środkowej i Wschodniej*, „Gospodarka Narodowa” nr 9.
- Dykas P., Misiak T., [2013], *Determinanty przestrzennego zróżnicowania wybranych zmiennych makroekonomicznych* w M. Trojak, T. Tokarski [2013].
- Dykas P., Misiak T., Tokarski T., [2013], *Czynniki kształtujące regionalne zróżnicowanie stóp bezrobocia rejestrowanego w Polsce w latach 2002-2010*, opracowanie powstałe w ramach grantu Ministerstwa Nauki i Szkolnictwa Wyższego nr N N 114 214039 kierowanego przez T. Tokarskiego.
- Gajewski P., [2002], *Regionalne zróżnicowanie poziomu rozwoju gospodarczego Polski w latach dziewięćdziesiątych*, praca magisterska napisana w Instytucie Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego pod kierunkiem E. Kwiatkowskiego.
- Gajewski P., [2003], *Zróżnicowanie rozwoju gospodarczego w latach 90.*, „Wiadomości Statystyczne” nr 11.
- Gajewski P., [2007], *Konwergencja regionalna w Polsce*, praca magisterska napisana w Instytucie Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego pod kierunkiem T. Tokarskiego.
- Kwiatkowski E., Kucharski L., Tokarski T., [2004], *Makroekonomiczne skutki nadzatrudnienia w rolnictwie polskim* w Z. Wiśniewski, A. Poczowski [2004].

- Kwiatkowski E., Tokarski T., [2007], *Bezrobocie regionalne w Polsce w latach 1995-2005*, „*Ekonomista*” nr 4.
- Pindyck R.S., Rubinfeld D.L., [1991], *Econometric Models and Economic Forecast*, McGraw-Hills, New York etc.
- Rogut A., Tokarski T., [2001, December], *Regional Diversity of Wages in Poland in 90's*, „*International Review of Economics and Business*” Vol. XLVIII, No. 4.
- Rogut A., Tokarski T., [2007], *Determinanty regionalnego zróżnicowania płac w Polsce*, „*Ekonomista*” nr 1.
- Szewczyk M.W., Tokarski T., [2012], *Taksonomiczne wskaźniki rozwoju ekonomicznego województw i powiatów*, referat prezentowany na konferencji *Wzrost gospodarczy – rynek pracy – innowacyjność gospodarki* organizowanej przez Katedrę Makroekonomii i Katedrę Mikroekonomii Uniwersytetu Łódzkiego w czerwcu 2012 roku.
- Tokarski T., [2005a], *O zróżnicowaniu rozwoju ekonomicznego polskich regionów i podregionów*, „*Studia Prawno-Ekonomiczne*” tom LXXI.
- Tokarski T., [2005b], *Statystyczna analiza regionalnego zróżnicowania wydajności pracy, zatrudnienia i bezrobocia w Polsce*, Wydawnictwo Polskiego Towarzystwa Ekonomicznego, Warszawa.
- Tokarski T., [2005c], *Regionalne zróżnicowanie rynku pracy*, „*Wiadomości Statystyczne*” nr 11.
- Tokarski T., [2006], *PKB a rynek pracy w niektórych krajach Europy i Azji*, „*Wiadomości Statystyczne*” nr 4.
- Tokarski T., [2008], *Przestrzenne zróżnicowanie bezrobocia rejestrowanego w Polsce w latach 1999-2006*, „*Gospodarka Narodowa*” nr 7-8.
- Tokarski T., [2010a], *Przestrzenne zróżnicowanie bezrobocia rejestrowanego w Polsce w latach 2002-2008* w T. Walczak [2010].
- Tokarski T., [2010b], *Regionalne zróżnicowanie bezrobocia*, „*Wiadomości Statystyczne*” nr 5.
- Tokarski T., [2013], *Zróżnicowanie podstawowych zmiennych makroekonomicznych w powiatach* w M. Trojak, T. Tokarski [2013].
- Trojak M., Tokarski T. (red.), [2013], *Statystyczna analiza przestrzennego zróżnicowania rozwoju ekonomicznego i społecznego Polski*, WUJ, Kraków (w druku).
- Walczak T. (red.), [2010], *Ekonometria i statystyka w procesie modelowania*, „*Biblioteka Wiadomości Statystycznych*”, tom 64, GUS, Warszawa.
- Wiśniewski Z., Pochtowski A. (red.), [2004], *Zarządzanie zasobami ludzkimi w warunkach nowej gospodarki*, Oficyna Ekonomiczna, Kraków.

## UNEMPLOYMENT RATE VARIATIONS IN POLAND IN 2002-2011

---

### Summary

The article offers a descriptive and statistical analysis of the differentiation of registered unemployment across local areas in Poland. The author looks at the determinants of registered unemployment and changes in the trend from 2002 to 2011. The article analyzes the impact of geographical, historical and administrative factors on differences in unemployment at the county level. Moreover, on the basis of a theoretical model, the author analyzes changes in unemployment in the studied period.

The research makes use of several basic methods used in spatial econometrics, including a fixed-effects regression model.

The study shows that some of the differences in unemployment rates by county are due to administrative factors, such as the distance from a county to the largest city in a specific province and the type of county: whether it is an urban or rural area. Counties located closer to the administrative centers of their respective provinces and counties located in urban areas tended to have lower average unemployment rates during the studied period, the authors say.

Historical factors also play a role, according to the authors: unemployment rates in areas of Poland formerly under Austrian and German rule tended to be lower than in other regions.

The analysis of changes in unemployment rates in the studied period shows that labor market adjustments at the county level are dynamic and asymmetrical, the authors say. The analysis also shows that past unemployment rates have a significant impact on the growth of unemployment in future periods and that the scope of changes in unemployment is asymmetrical. Generally, labor market adjustments in urban counties were more asymmetrical than in rural counties, the authors say.

**Keywords:** labor market, unemployment, fixed-effects regression, Okun's law

**JEL classification codes:** R23, J64

---