

Eugeniusz Kwiatkowski¹

Emilia Kwiatkowska²

Zróżnicowanie poziomu i charakteru bezrobocia w przekroju powiatów w Polsce

1. Wstęp

Rozmiary bezrobocia i stopa bezrobocia są ważnymi miernikami sytuacji na rynku pracy, zarówno na poziomie krajowym i regionalnym, jak i na poziomie rynków lokalnych, w tym powiatowych. Ocena sytuacji na rynku pracy jest jednak bardziej wszechstronna i pogłębiona, jeśli analizy bezrobocia nie są ograniczone do pokazania rozmiarów i stóp bezrobocia, lecz uwzględniają również badanie charakteru bezrobocia, a więc czy zasób bezrobocia ma charakter stagnacyjny (charakteryzujący się niskimi napływami osób do zasobu bezrobocia i niskimi odpływami osób z tego zasobu oraz długim przeciętnym okresem trwania bezrobocia) czy też ma charakter dynamiczny (gdy napływy osób do zasobu bezrobocia i odpływy z tego zasobu są wysokie, zaś przeciętny okres trwania bezrobocia jest stosunkowo krótki). Tego rodzaju analizy znajdują się w centrum rozważań artykułu.

Podstawowymi celami niniejszego artykułu są:

- ukazanie zróżnicowania bezrobocia w polskich powiatach w latach 2011-2019 ze względu na stopę i charakter bezrobocia,
- identyfikacja grup najtrudniejszych i najkorzystniejszych powiatowych rynków pracy,
- ustalenie najważniejszych czynników (zmiennych) ekonomicznych decydujących o klasyfikacji powiatów ze względu na stopę bezrobocia i natężenie przepływów osób między zatrudnieniem a bezrobociem.

Analizy podjęte w artykule oparto o dane pochodzące z zasobu Banku Danych Lokalnych GUS oraz ze sprawozdań Powiatowych Urzędów Pracy (formularze

¹ Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Makroekonomii, ul. Rewolucji 1905 r. nr 41, 90-214 Łódź, e-mail: eugeniusz.kwiatkowski@uni.lodz.pl, ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9030-1664>.

² Biuro Planowania Przestrzennego Województwa Łódzkiego w Łodzi, Regionalne Obserwatorium Terytorialne, al. Piłsudskiego 12, 90-051 Łódź, email: emodranka@wp.pl, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2712-480X>.

MRPiPS – 01) z lat 2011-2019. Dane te są podstawą grupowania powiatowych rynków pracy oraz podjętych analiz ekonometrycznych wykorzystujących modele logitowe zmiennych dwumianowych (szczegółowy opis tych metod znajduje się w części 3 artykułu).

Struktura artykułu jest następująca. W części 2 zamieszczono krótki przegląd badań nad sformułowanym tematem w polskiej literaturze. Część 3 zawiera uwagi metodologiczne wyjaśniające przyjęty sposób badania. W części 4 przedstawiono wyniki grupowania powiatów ze względu na stopę i charakter bezrobocia, przy czym dla określenia charakteru bezrobocia wykorzystano dane o przepływach osób między zasobami bezrobotnych i zatrudnionych. Część 5 zawiera prezentację modelu logitowego i jego wykorzystanie dla identyfikacji czynników decydujących o poziomie i charakterze bezrobocia w powiatach. Ważniejsze wnioski zamieszczono w części 6.

2. Przegląd badań w literaturze

Analizy empiryczne poświęcone zróżnicowaniu bezrobocia w przekroju terytorialnym w Polsce były już wielokrotnie podejmowane w literaturze ekonomicznej. W większości przypadków odnosiły się one jednak do poziomu regionalnego, natomiast rzadziej badano bezrobocie w układzie rynków lokalnych. Jest to związane niewątpliwie ze znacznie większą dostępnością oficjalnych danych statystycznych i wskaźników na poziomie regionalnym niż na poziomie lokalnym (powiatowym). Dane statystyczne pochodzące z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL), które są bardzo ważnym źródłem informacji o rynku pracy, są dostępne na poziomie makroregionów i województw, ale nie są reprezentatywne na poziomie powiatów. Podobnie wygląda dostępność do oficjalnej informacji o szeregu zmiennych ekonomicznych (m.in. PKB), stosunkowo szeroka na poziomie regionalnym i niewielka bądź żadna na poziomie lokalnym. Z tych względów analizy lokalnych rynków pracy opierają się w większości na administracyjnych danych statystycznych, w tym danych Powiatowych Urzędów Pracy (PUP) o bezrobociu rejestrowanym.

Pierwsze próby rozpoznania zróżnicowania bezrobocia w przekroju terytorialnym w Polsce podjęto już w początkowych latach okresu transformacji (Kwiatkowski, Lehmann, Schaffer, 1992). Na podstawie danych o stopach bezrobocia rejestrowanego i relacjach B/W (liczby bezrobotnych przypadających na 1 wolne miejsce pracy) w 49 ówczesnych województwach w latach 1990-1991 pokazano zróżnicowanie sytuacji na

wojewódzkich rynkach pracy, objaśniając je typem struktury gospodarczej województw.

Ważne badanie z metodologicznego punktu widzenia, dotyczące zróżnicowania przestrzennego rynków pracy, podjęto w opracowaniu I. Kotowskiej i M. Podogrodzkiej (1995), w którym przedstawiono sytuację na rynkach pracy w 49 starych województwach w latach 1992-1994 w oparciu o dwa typy wskaźników, a mianowicie zmienne zasobowe (m.in. stopę bezrobocia rejestrowanego) oraz zmienne strumieniowe strumieniowych (wskaźniki napływu do bezrobocia i odpływu z bezrobocia). Te dwa typy wskaźników wykorzystano do grupowania województw, które objaśniono typem struktury gospodarczej województwa (regiony rolnicze, uprzemysłowione, rozwinięte). Podobne ujęcie zastosowano w analizie E. Kwiatkowskiego i B. Gawrońskiej (1995). Znaczenie podejścia strumieniowego w analizie lokalnych rynków pracy podkreślono w badaniach M. Góry i U. Sztanderskiej. Podejście to wykorzystano do wyodrębnienia rynków pracy stagnacyjnych (o stabilnych stanach zatrudnienia i bezrobocia oraz niskich przepływach osób między stanami) i dynamicznych (o dużych zmianach stanów i wysokich przepływach osób między stanami) (Góra, Sztanderska 2006, s. 39-41).

Analizę zróżnicowania sytuacji na powiatowych rynkach pracy w latach 1999-2006 podjął T. Tokarski (2008), który jako podstawowy miernik oceny tej sytuacji przyjął stopę bezrobocia rejestrowanego. Silne zróżnicowanie poziomów stóp bezrobocia oraz zróżnicowanie zmian tych wskaźników w czasie w przekroju powiatów uzasadniał typem sektorowej struktury pracujących w powiatach, a mianowicie udziałami sektorów: rolnictwa, przemysłu i budownictwa, usług rynkowych i usług nierynkowych. Weryfikacji tej hipotezy dokonano w oparciu o oszacowania parametrów funkcji regresji metodą MNK.

W innym artykule próbowano inaczej objaśnić zróżnicowanie stopy bezrobocia rejestrowanego w polskich powiatach (Majchrowska, Mroczek i Tokarski 2013). W oparciu o dane statystyczne z lat 2002-2011 oszacowano parametry funkcji regresji z efektami indywidualnymi, aby zweryfikować zależność stóp bezrobocia w powiatach od różnych czynników: geograficznych (odległości stolicy powiatu od stolicy województwa), administracyjnych (podział na powiaty grodzkie i ziemskie), historycznych (powiaty leżące na ziemiach byłych zaborów oraz ziemiach włączonych do Polski w 1945 roku), urbanistycznych (wskaźnik urbanizacji powiatu). Oszacowano

również elastyczności zmian stóp bezrobocia w powiatach względem produkcji sprzedanej przemysłu w powiatach.

Endogenizację kilku ważnych zmiennych ekonomicznych w powiatach (wydajności pracy, płac realnych, stóp bezrobocia rejestrowanego i ich przyrostów) dokonali P. Dykas i T. Misiak (2014). Na podstawie danych statystycznych o powiatach z lat 2002-2011 podjęli oni m. in. próbę zbadania zależności przyrostów stóp bezrobocia w powiatach od stopy wzrostu PKB w powiatach (oszacowanej własną metodą) i wcześniejszego poziomu stóp bezrobocia w powiatach. Okazało się, że przyrost stóp bezrobocia jest malejącą funkcją zarówno stóp wzrostu PKB, jak i wcześniejszych poziomów stóp bezrobocia.

Ciekawe badanie nad zróżnicowaniem sytuacji na powiatowych rynkach pracy przeprowadziła E. Sojka (2013). Na podstawie danych statystycznych o powiatach woj. śląskiego w latach 2006 i 2010, Autorka skonstruowała mierniki syntetyczne Hellwiga, pokazujące sytuację na rynku pracy w powiatach w oparciu o 8 zmiennych diagnostycznych dotyczących różnych struktur bezrobocia i pracujących oraz wynagrodzeń. Mierniki te były podstawą rankingów i wyodrębnienia czterech grup typologicznych rynków pracy: najlepszej, dobrej, umiarkowanie dobrej i złej. Przy grupowaniu powiatów wykorzystano granice przedziałów miernika syntetycznego na podstawie obliczonych wartości średniej arytmetycznej i odchylenia standardowego. Okazało się, że ranking powiatów ze względu na miernik syntetyczny w niewielkim stopniu jest zgodny z rankingiem powiatów ze względu na stopę bezrobocia.

Innym przykładem zastosowania metody grupowania, opartej o granice typowego obszaru zmienności jest analiza regionalnych rynków pracy w latach 2000-2012 przeprowadzona przez L. Kucharskiego (2014). Do grupy regionów o najniższym poziomie stopy bezrobocia zaliczył te, dla których jej wartość była niższa od średniej arytmetycznej, pomniejszonej o 0,6 odchylenia standardowego. W grupie rynków pracy o najgorszej sytuacji znalazły się regiony, w przypadku których wartość stopy bezrobocia była większa od średniej arytmetycznej powiększonej o 0,6 odchylenia standardowego.

Warto również wspomnieć o badaniu zróżnicowania przestrzennego bezrobocia w Polsce w 2013 roku przeprowadzonym przez I. Markowicz (2015), choć nie dotyczy ono powiatów, lecz województw. Dla pokazania zróżnicowania regionalnego

bezrobocia wykorzystano bowiem nie tylko mierniki stanów (stopę bezrobocia, wskaźnik zatrudnienia, współczynnik aktywności zawodowej), ale również mierniki strumieniowe (stopę napływu do bezrobocia i stopę odpływu z bezrobocia). Pozwoliło to Autorce wyodrębnić cztery typy rynków pracy ze względu na mierniki stanów (małej aktywności zawodowej, dużej aktywności zawodowej, dobrej sytuacji i braku miejsc pracy) oraz cztery typy rynków pracy ze względu na mierniki strumieniowe (stagnacji, dużej ruchliwości, groźby pogorszenia i możliwej poprawy) (Markowicz 2015, s. 251-252).

Proponowane w niniejszym artykule modele logitowe, mające na celu objaśnienie zróżnicowania bezrobocia na poziomie powiatowym, w analizach rynku pracy znajdują najczęściej zastosowanie w określaniu szans w znalezieniu zatrudnienia bądź prawdopodobieństwa utraty pracy w zależności od jednostkowych cech demograficzno-społecznych indywidualnych respondentów. Jednym z przykładów jest zastosowanie modelu logitowego do określenia determinant przepływów z bezrobocia do zatrudnienia z wykorzystaniem danych BAEL w latach 2005-2006 (Gałęcka-Burdziak 2012).

Z tego krótkiego przeglądu badań w literaturze wynika, że podejmowano w nich różne aspekty analizy zróżnicowania bezrobocia w przekroju powiatów. Nowe elementy w naszym badaniu polegają nie tylko na oparciu analizy na bardziej aktualnych danych, ale również na pokazaniu zróżnicowania bezrobocia w powiatach ze względu na równoczesne wykorzystanie mierników stanu i strumieni (stóp bezrobocia i stóp przepływów), ukazaniu zróżnicowania bezrobocia w dwu odmiennych stanach koniunktury gospodarczej oraz określeniu najważniejszych czynników decydujących o poziomie i charakterze bezrobocia w powiatach.

3. Uwagi metodologiczne

Podstawą oceny powiatowych rynków pracy są w artykule dwa wskaźniki: stopa bezrobocia rejestrowanego oraz wskaźnik przepływów osób między bezrobociem a zatrudnieniem.

Stopa bezrobocia, będąc miarą relatywnego natężenia zjawiska bezrobocia, pozwala na dokonywanie porównań sytuacji na różnych rynkach pracy. Pokazuje ona nie tylko stopień, w jakim faktyczne zasoby pracy są w powiatach wykorzystane, ale również wskazuje na występujące tam szanse znalezienia zatrudnienia przez osoby

szukające pracy. Obok istotnych walorów informacyjnych, wskaźniki stóp bezrobocia posiadają jednakże również swoje ograniczenia. Nie pokazują one bowiem rotacji osób w zasobie bezrobocia oraz okresu przebywania osób w tym zasobie. Obydwa wymienione aspekty są ważne przy ocenie rynku pracy. Dolegliwość negatywnych skutków ekonomicznych i społecznych bezrobocia zależy bowiem również od tego, czy bezrobocie koncentruje się w wąskiej czy szerszej grupie osób oraz od tego, jak długo osoby bezrobotne pozostają bez pracy. Aby te aspekty uchwycić, trzeba spojrzeć na bezrobocie od strony strumieni osób napływających do zasobu bezrobocia i strumieni osób odpływających z tego zasobu.

Miernikiem informującym o rotacji osób w zasobie bezrobocia jest wskaźnik natężenia napływów osób do bezrobocia i odpływów osób z bezrobocia. Im wyższy ten wskaźnik, tym rotacja osób w zasobie bezrobocia jest większa.

Nie wszystkie strumienie osób napływających do bezrobocia i odpływających z bezrobocia mają z ekonomicznego punktu widzenia takie samo znaczenie. Przy ocenie bezrobocia szczególnie ważne są napływy osób do bezrobocia z zatrudnienia (zależne od zwolnień i odejść z pracy) oraz odpływy osób z bezrobocia do zatrudnienia (zależne od skuteczności znajdowania pracy przez bezrobotnych). Dlatego też przy ocenie bezrobocia wykorzystujemy wskaźnik natężenia przepływów między bezrobociem a zatrudnieniem (por. formułę 1). Wyższa wartość tego wskaźnika świadczy o większej dynamice zasobu bezrobocia.

$$W_{it}^{U-E} = \frac{EU_{it} + UE_{it}}{U_{it}}, \quad (1)$$

gdzie przyjęto oznaczenia:

W_{it}^{U-E} – wskaźnik natężenia przepływów między bezrobociem a zatrudnieniem,

EU_{it} – napływ osób z zatrudnienia do bezrobocia w i -tym powiecie w ciągu roku t ,

UE_{it} – odpływ osób z bezrobocia do zatrudnienia w i -tym powiecie w ciągu roku t .

U_{it} - liczba bezrobotnych w i -tym powiecie w końcu roku t .

Wskaźnik natężenia przepływów osób, przedstawiony w formule (1), nie jest obojętny dla okresu trwania bezrobocia. Wyższe wskaźniki natężenia przepływów, oznaczające wyższą rotację osób w zasobie bezrobocia, implikują krótsze okresy trwania bezrobocia. Gdy przeciętny okres trwania bezrobocia jest stosunkowo krótki, zaś przepływy osób wysokie, zasób bezrobocia ma charakter dynamiczny, natomiast gdy charakterystyczne są dla tego zasobu stosunkowo niewielkie przepływy osób i relatywnie długie przeciętne okresy trwania bezrobocia, taki zasób nazwiemy

stagnacyjnym. W artykule dokonujemy identyfikacji obydwu typów zasobu bezrobocia na powiatowych rynkach pracy.

Obydwie zmienne diagnostyczne charakteryzujące bezrobocie, a mianowicie: stopa bezrobocia rejestrowanego (SB_{it}) i wskaźnik natężenia przepływów osób między zatrudnieniem i bezrobociem (W_{it}^{U-E}) są podstawą grupowania powiatów. Metoda grupowania powiatowych rynków pracy oparta jest na średniej arytmetycznej ($\bar{x}, \bar{y}$) i odchyleniach standardowych (s_x, s_y) wskaźników. Każda zmienna diagnostyczna pozwala wyodrębnić powiaty o wskaźnikach wyższych od średniej powiększonej o 1 odchylenie standardowe, powiaty o wskaźnikach niższych od średniej pomniejszonej o 1 odchylenie standardowe oraz powiaty pozostałe (zob. tabelę 1). W rezultacie takiego grupowania otrzymujemy 9 grup powiatów oznaczonych literami alfabetu od A do I.

Tabela 1. Metoda grupowania powiatów oparta o odchylenie standardowe od średniej arytmetycznej wskaźników

Wskaźnik natężenia przepływów na rynku pracy (ν)	A $x_i < \bar{x} - s_x$ $y_i > \bar{y} + s_y$	B $\bar{x} - s_x < x_i < \bar{x} + s_x$ $y_i > \bar{y} + s_y$	C $x_i > \bar{x} + s_x$ $y_i > \bar{y} + s_y$
	D $x_i < \bar{x} - s_x$ $\bar{y} - s_y < y_i < \bar{y} + s_y$	E $\bar{x} - s_x < x_i < \bar{x} + s_x$ $\bar{y} - s_y < y_i < \bar{y} + s_y$	F $x_i > \bar{x} + s_x$ $\bar{y} - s_y < y_i < \bar{y} + s_y$
	G $x_i < \bar{x} - s_x$ $y_i < \bar{y} - s_y$	H $\bar{x} - s_x < x_i < \bar{x} + s_x$ $y_i < \bar{y} - s_y$	I $x_i > \bar{x} + s_x$ $y_i < \bar{y} - s_y$
Stopa bezrobocia rejestrowanego (x)			

Źródło: opracowanie własne.

Wyodrębnione grupy powiatów charakteryzują się odmienną sytuacją na rynku pracy ze względu na jedną bądź obie zmienne diagnostyczne. Najkorzystniejszą sytuację na rynku pracy mamy w grupie A, gdyż w powiatach tych mamy relatywnie niskie stopy bezrobocia oraz relatywnie wysokie wskaźniki przepływów osób między zatrudnieniem a bezrobociem, wskazujące na dynamiczny charakter zasobu bezrobocia. Z tych punktów widzenia najgorszą sytuację mamy w powiatach należących do grupy I, gdzie stopy bezrobocia należą do najwyższych, zaś charakter zasobu bezrobocia można określić jako stagnacyjny.

W artykule konstruujemy model ekonometryczny w celu weryfikacji istotności wpływu czynników ekonomicznych na zaklasyfikowanie powiatów do określonej grupy rynków pracy. Dobór rodzaju modelu ekonometrycznego warunkowany był

charakterem zmiennej objaśnianej. Klasyfikacja powiatów polega na przypisaniu i -temu powiatowi w t -roku oznaczenia grupy od A do I. Uzyskujemy w ten sposób obserwacje zmiennej jakościowej, wielomianowej uporządkowanej. Mimo możliwości szacowania modelu ekonometrycznego dla tego typu zmiennej (Gruszczyński 2012, s. 123-178), podjęto decyzję o rezygnacji z szacowania modelu dla zmiennej tego rodzaju, kierując się dwoma przesłankami. Pierwsza odnosi się do braku jednoznaczności w kolejności grup, przede wszystkim w odniesieniu do grup od B do H. Określenie kolejności między analogicznymi parami grup wymagałoby wskazania, który ze wskaźników diagnostycznych zastosowanych w grupowaniu posiada większą wagę w ocenie sytuacji powiatów pod względem sytuacji na rynku pracy. Druga przesłanka odnosi się do możliwości interpretacyjnych modelu dla zmiennej jakościowej, wielomianowej uporządkowanej. Wyniki estymacji modelu dla zmiennej uporządkowanej odnoszą się do wpływu zmiennych na szansę zmiany danej kategorii na kategorię wyższą (w niniejszej analizie – lepszą pod względem sytuacji na rynku pracy), co nie odpowiadałoby to celom badawczym artykułu. Dlatego podjęto decyzję o oszacowaniu modeli dla zmiennych dwumianowych, binarnych. Pozwalają one na weryfikację istotności oraz kierunku wpływu zmiennych na szanse zaliczenia powiatów do wyróżnionej grupy, w porównaniu do wszystkich pozostałych grup. Oszacowanie modeli dla zmiennych dwumianowych wymaga przekodowania zmiennej wielomianowej na 9 zmiennych binarnych, (od A do I), gdzie każda zmienna przyjmuje wartości: 1 gdy i -ty powiat w t -roku należy do danej grupy powiatów, lub 0 gdy i -ty powiat w t -roku nie należy do danej grupy powiatów. Analizę modelową przeprowadzono w oparciu o model logitowy.

Dobór potencjalnych zmiennych objaśniających do modeli bazuje na dorobku teoretycznym ekonomii w zakresie czynników kształtujących sytuację na lokalnych rynkach pracy oraz dostępności informacji statystycznych na poziomie powiatów. Z tych względów do podstawowych determinant wpływających na zróżnicowanie powiatów pod względem poziomu i charakteru bezrobocia zaliczono:

- wartość majątku produkcyjnego,
- nakłady inwestycyjne na środki trwałe,
- produkcję sprzedaną sektora przemysłowego,
- liczbę osób fizycznych prowadzących działalność gospodarczą,
- liczbę spółek handlowych z udziałem kapitału zagranicznego,

- poziom kapitału zagranicznego w podmiotach z udziałem kapitału zagranicznego,

- odległość do najbliższego miasta liczącego powyżej 100 tys. mieszkańców.

Wszystkie zmienne ujęto w formułach relatywnych, pozwalających na dokonanie porównań między powiatami.

4. Grupowanie powiatowych rynków pracy

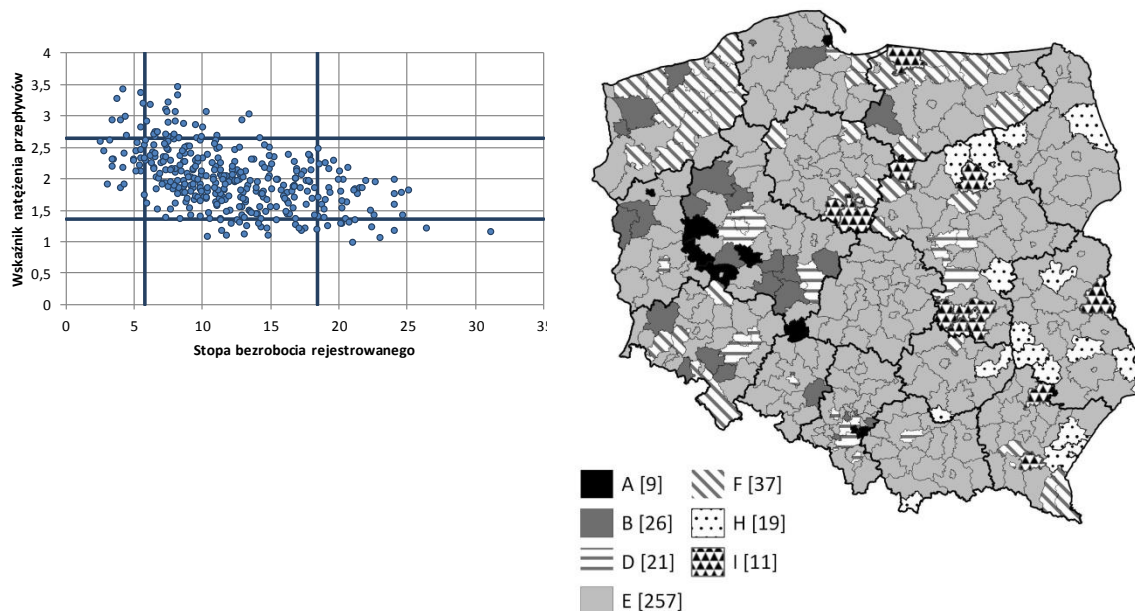
Grupowanie powiatów przeprowadzono na podstawie wartości średnich wskaźników statystycznych dla okresu lat 2011-2019, a także oddzielnie dla roku początkowego (2011) i końcowego tego okresu (2019). Rok 2011 był rokiem dosyć słabej koniunktury gospodarczej, kiedy negatywne wpływy kryzysu globalnego były jeszcze wyraźnie widoczne, natomiast w roku 2019 silne były efekty korzystnej koniunktury gospodarczej, stąd też, uwzględniając obydwa krańcowe lata w analizie, można zbadać reakcję powiatowych rynków pracy na odmienną koniunkturę gospodarczą.

Na rys. 1. pokazano rozkład i rozmieszczenie powiatów w wyodrębnionych grupach ze względu na średni poziom i charakter bezrobocia w latach 2011-2019. Zgodnie z oczekiwaniami, najwięcej powiatów znajduje się w grupie E (aż 257 powiatów), gdzie obydwie zmienne diagnostyczne zbliżone są do średnich. Warto zauważyć, że żaden powiat nie znalazł się w grupie G, gdzie stosunkowo niskim stopom bezrobocia towarzyszą niskie współczynniki przepływów oraz w grupie C, gdzie stopy bezrobocia należą do najwyższych, zaś zasób bezrobocia ma najbardziej dynamiczny charakter. Rozmieszczenie grup powiatów w Polsce zaznaczono na towarzyszącej rysunkowi 1 mapie. Pokazuje ona, że większość powiatów z relatywnie korzystną sytuacją na rynkach pracy (grupy A, B i D) znajduje się w zachodniej części kraju, zaś powiaty z najtrudniejszą sytuacją na rynkach pracy (grupy I, F i H) zlokalizowane są w części wschodniej.

Nazwy powiatów należących do dwu grup z krańcowo odmienną sytuacją na rynkach pracy, tj. do grupy A (sytuacja najlepsza) i grupy I (sytuacja najtrudniejsza), przedstawiono w tabeli 2. Warto zwrócić uwagę na to, że w grupie A znalazło się 5 powiatów z woj. wielkopolskiego, kilka dużych miast (Gdynia, Tychy, Gorzów) oraz drugi powiat z woj. śląskiego, zaś w grupie I powiaty z woj. mazowieckiego (5

powiatów), podkarpackiego (2), kujawsko-pomorskiego (2), lubelskiego (1) i warmińsko-mazurskiego (1).

Rysunek 1. Podział powiatów według sytuacji na rynkach pracy w latach 2011-2019 r.



Źródło: opracowanie własne na podstawie Banku Danych Lokalnych (GUS) oraz baz danych ze Sprawozdania o rynku pracy z Powiatowych Urzędów Pracy (formularze MRPiPS – 01) dla lat 2011-2019.

Tabela 2. Powiaty o najkorzystniejszej (grupa A) i najtrudniejszej sytuacji na rynkach pracy (grupa I) w latach 2011-2019 r.

Grupa A				
m. Tychy	m. Gorzów Wielkopolski	śremski	nowotomyski	m. Gdynia
wolsztyński	leszczyński	bieruńsko-lędzki	kępiński	
Grupa I				
szymbark	włodawski	makowski	brzozowski	radziejowski
niżański	włocławski	przysuski	żuromiński	braniewski
radomski				

Źródło: opracowanie własne na podstawie Banku Danych Lokalnych (GUS) oraz baz danych ze Sprawozdania o rynku pracy z Powiatowych Urzędów Pracy (formularze MRPiPS – 01) dla lat 2011-2019.

Tabela 3. Liczba powiatów według grup i województw w latach 2011 i 2019

Województwo	A		B		D		E		F		H		I	
	2011	2019	2011	2019	2011	2019	2011	2019	2011	2019	2011	2019	2011	2019
DOLNOŚLĄSKIE	2	0	7	6	1	3	12	14	7	5	0	2	0	0
KUJAWSKO-POMORSKIE	1	0	0	0	1	1	9	13	8	5	1	0	3	4
LUBELSKIE	0	0	0	0	1	0	12	14	0	1	10	6	1	3
LUBUSKIE	0	3	6	3	1	0	3	8	4	0	0	0	0	0
ŁÓDZKIE	2	0	1	0	1	1	20	23	0	0	0	0	0	0
MAŁOPOLSKIE	0	2	0	0	2	2	14	17	0	0	6	1	0	0
MAZOWIECKIE	1	1	0	1	6	5	18	17	1	1	10	9	6	8
OPOLSKIE	1	0	2	0	0	1	9	11	0	0	0	0	0	0
PODKARPACKIE	0	0	0	0	2	1	13	12	2	2	5	4	3	6
PODLASKIE	0	0	0	0	2	0	8	9	0	2	5	5	2	1
POMORSKIE	4	3	2	1	0	1	8	14	6	1	0	0	0	0
ŚLĄSKIE	7	5	5	5	5	6	19	20	0	0	0	0	0	0
ŚWIĘTOKRZYSKIE	0	0	0	0	1	0	8	8	2	2	3	3	0	1
WARMIŃSKO-MAZURSKIE	0	1	1	2	1	0	5	9	13	7	0	0	1	2
WIELKOPOLSKIE	11	9	7	7	2	8	15	11	0	0	0	0	0	0
ZACHODNIO-POMORSKIE	0	2	1	1	0	0	8	9	12	8	0	0	0	1
Suma	29	26	32	26	26	29	181	209	55	34	40	30	16	26

Źródło: opracowanie własne na podstawie Banku Danych Lokalnych (GUS) oraz baz danych ze Sprawozdania o rynku pracy z Powiatowych Urzędów Pracy (formularze MRPiPS – 01) dla lat 2011-2019.

Analiza porównawcza grupowania powiatów w latach 2011 i 2019 prowadzi do kilku wniosków. Po pierwsze, należy podkreślić zasadnicze różnice między obu latami w zakresie sytuacji na rynkach pracy. O ile w 2011 roku średnia stopa bezrobocia w powiatach wynosiła 15,5%, zaś wskaźnik natężenia przepływów 1,5, to w 2019 roku wskaźniki te wynosiły odpowiednio 7,0 % i 2,4. Nastąpiły więc w 2019 roku zasadnicze, korzystne zmiany obu wskaźników: nie tylko zmniejszyły się wówczas średnie stopy bezrobocia w powiatach, ale również zasoby bezrobocia stały się bardziej dynamiczne³.

Po drugie, ogólna struktura podziału powiatów na grupy nie uległa większym zmianom w 2019 roku w porównaniu z rokiem 2011. W obydwu porównywanych latach najwięcej powiatów znalazło się w grupie E (181 w 2011 r. i 209 w 2019 r.), natomiast żaden powiat nie został przyporządkowany do grup C i G. Liczby powiatów według poszczególnych grup wraz z ich przynależnością do województw zamieszczono

³ O ile w 2011 roku przeciętny szacunkowy okres trwania bezrobocia w warunkach stanu stacjonarnego (T) wynosił 9,5 miesięcy, to w 2017 roku wskaźnik ten zmniejszył się do 5,9 miesięcy.

w tabeli 3. Wynika z niej, że w obu badanych latach grupy powiatów z korzystną sytuacją na rynkach pracy (grupy A, B i D) zlokalizowane są w zachodniej części kraju, zaś grupy ze stosunkowo trudnymi rynkami pracy (grupy F, H i I) znajdują się we wschodniej części kraju.

Po trzecie, informacje zamieszczone w tabeli 3 pozwalają również wysnuć wnioski o relatywnej sytuacji na powiatowych rynkach pracy w przekroju województw. Wynika z nich, że powiaty województw wielkopolskiego i śląskiego utrzymały, a nawet umocniły w 2019 roku swe czołowe pozycje w rankingu rynków pracy (niskie stopy i dynamiczny charakter bezrobocia), zdobyte w 2011 roku, zaś stosunkowo najtrudniejsza sytuacja utrzymuje się w niektórych powiatach województw lubelskiego, podkarpackiego, podlaskiego i świętokrzyskiego (znaczna liczba powiatów z grup I, H i F oraz niewielka liczba z grup A, B i D). Biorąc pod uwagę liczebność powiatów w poszczególnych grupach, można stwierdzić, że relatywna poprawa sytuacji w 2019 r. w stosunku do 2011 r. nastąpiła w województwach lubuskim, małopolskim, pomorskim, warmińsko-mazurskim i zachodniopomorskim, natomiast relatywne pogorszenie w województwach podkarpackim, podlaskim i świętokrzyskim. Największe zróżnicowanie sytuacji na powiatowych rynkach pracy utrzymuje się w województwie mazowieckim, gdzie znacznej liczbie powiatów z grup A, B i D towarzyszy duża liczebność powiatów z grup I, H i F.

Tabela 4 zawiera wykaz powiatów o najkorzystniejszej (grupa A) i najtrudniejszej (grupa I) sytuacji na rynkach pracy w 2011 i 2019 roku. Wynika z niej, po pierwsze, że skład powiatów należących do grupy A uległ pewnej zmianie w 2019 roku w porównaniu do 2011 roku, ale 12 powiatów, w tym kilka dużych miast, utrzymało swe czołowe pozycje w rankingu. Po drugie, spośród 29 powiatów należących do grupy A w 2011 roku, aż 17 powiatów straciło tę pozycję w 2019 roku, przede wszystkim z powodu zmniejszenia wskaźników przepływów (przechodząc do grupy D), ale także z powodu relatywnego wzrostu stopy bezrobocia (przechodząc do grupy E). Po trzecie, w grupie A znalazło się w 2019 roku wiele nowych powiatów, które awansowały do tej grupy dzięki znaczącej redukcji stopy bezrobocia w porównaniu do 2011 roku (przejście z grupy B do A) bądź też równoczesnej redukcji stopy bezrobocia i wzrostowi stóp przepływów (przejścia z grup D i E do A).

Tabela 4. Powiaty o najkorzystniejszej (grupa A) i najtrudniejszej sytuacji na rynkach pracy (grupa I) w 2011 i 2019 r.

A		I	
2011	2019	2011	2019
grodziski, m. Sopot, m. Katowice, m. Gdynia, bieruńsko-lędziński, m. Poznań, m. Ruda Śląska, m. Tychy, kościański, nowotomyski, śremski, wolsztyński		lipnowski, radziejowski, włocławski, włodawski, makowski, przysuski, radomski, szydlowiecki, żuromiński, m. Radom, brzozowski, nizański, braniewski	
wrocławski (D), m. Wrocław (D), m. Opole (D), m. Gdańsk (D), poznański (D), m. Kalisz (D), m. Leszno (D), kępiński (D), leszczyński (D), m. Rybnik (D), rawski (D), międzychodzki (E), m. Toruń (E), łowicki (E), gdański (E), raciborski (E), m. Mysłowice (E)	ślubicki (B), m. Gorzów Wielkopolski (B), krotoszyński (B), obornicki (B), ostrowski (B), m. Zielona Góra (D), m. Olsztyn (D), m. Częstochowa (E), m. Nowy Sącz (E), myślenicki (E), kartuski (E), szamotulski (E), kołobrzegi (E), m. Szczecin (E)	strzyżowski (F), grajewski (F), sejneński (F)	wąbrzeski (E), bieszczadzki (F), sierpecki (F), leski (F), bartoszycki (F), kamieński (F), krasnostawski (H), pułtuski (H), hrubieszowski (H), przemyski (H), opatowski (H), przeworski (H), kolneński (H)

Źródło: opracowanie własne na podstawie Banku Danych Lokalnych (GUS) oraz baz danych ze Sprawozdania o rynku pracy z Powiatowych Urzędów Pracy (formularze MRPiS – 01) dla lat 2011-2019.

W nawiasie wskazano grupy, do których należały powiaty z grup A lub I w latach 2011 lub 2019.

Znaczącym zmianom uległ również skład grupy I w 2019 roku w porównaniu do 2011 roku (por. tab. 4). Co prawda aż w 13 powiatach mamy najtrudniejszą sytuację na rynku pracy zarówno w 2011 i 2019 roku, ale trzy powiaty opuściły w 2019 roku grupę I, przede wszystkim dzięki wzrostowi przepływów na rynku pracy (przechodząc do grupy F). Natomiast aż 13 nowych powiatów znalazło się w 2019 roku w grupie I ze względu na zmniejszenie dynamiki przepływów na rynku pracy i wzrost stóp bezrobocia (przejścia z grup E, F i H).

5. Próba objaśnienia zróżnicowania bezrobocia w przekroju powiatów – analiza modelowa

Celem zastosowania modelu ekonometrycznego była weryfikacja istotności wpływu czynników ekonomicznych na klasyfikację 380 powiatów w latach 2011-2018, przeprowadzoną według wcześniej omówionego algorytmu. Ograniczenie przedziału czasowego analizy wynikało z braku wartości zmiennych objaśniających dla roku 2019. Zgodnie z zaprezentowaną metodą, spośród 9 grup zidentyfikowano 7 grup powiatów (poza grupą C oraz G).

Dobór potencjalnych zmiennych objaśniających klasyfikację powiatowych rynków pracy bazował na określeniu i kwantyfikacji czynników charakteryzujących koniunkturę gospodarczą powiatów. Zakres zmiennych obejmował w większości stymulanty korzystnej sytuacji na rynkach pracy:

- wartość majątku produkcyjnego przedsiębiorstw wyrażoną wartością brutto środków trwałych, w cenach nabycia (bez uwzględnienia stopnia ich zużycia) w przedsiębiorstwach w przeliczeniu na 1 mieszkańca w wieku produkcyjnym [zł] – (WBS_{it});
- zdolność inwestycyjną przedsiębiorstw i pośrednio możliwość kreacji nowych miejsc pracy określone wartością nakładów inwestycyjnych na środki trwałe na jednego mieszkańca w wieku produkcyjnym [zł] (INW_{it});
- kondycję ekonomiczną przedsiębiorstw przemysłowych oraz poziom uprzemysłowienia charakteryzowane wartością produkcji sprzedanej sektora przemysłowego (przemysłu i budownictwa) na jednego mieszkańca w wieku produkcyjnym [zł] ($PRODUKCJA_{it}$);
- poziom przedsiębiorczości mieszkańców wyrażony liczbą osób fizycznych prowadzących działalność gospodarczą na 1000 mieszkańców ($OSOBY_FIZ_{it}$);
- aktywność gospodarczą spółek handlowych z udziałem kapitału zagranicznego charakteryzowaną za pomocą liczby tych podmiotów na 10 tys. mieszkańców ($SPOLKI_{it}$) oraz wartości kapitału zagranicznego w przeliczeniu na 1 mieszkańca w wieku produkcyjnym [zł] ($KAPITAŁ_ZAGR_{it}$); Założono, że wysokie wartości zmiennych mogą świadczyć o atrakcyjności inwestycyjnej powiatów, wynikającej z konkurencyjności kapitału ludzkiego oraz dostępności do wykwalifikowanej siły roboczej w powiatach.

Wartości zmiennych wyrażonych w PLN zostały skorygowane o wielkość inflacji w poszczególnych województwach na podstawie wskaźnika cen towarów i usług, według cen stałych (2011 = 1).

Poza zmiennymi ekonomicznymi, do modelu włączono zmienną charakteryzującą dostępność geograficzną do lokalnych ośrodków pracy, w postaci odległości do najbliższego miasta liczącego powyżej 100 tys. mieszkańców ($MIASTO_{100_{it}}$). Przyjmując przeciętną liczbę ludności dla miast w latach 2011 – 2018, wskazano 39 ośrodków miejskich liczących powyżej 100 tys. osób. Założono, że bliskość aglomeracji miejskich, wpływa na rozwój kapitału ludzkiego mieszkańców

sąsiednich powiatów oraz większą dostępność do rynku pracy, co może przekładać się na wyższe przepływy osób na rynku pracy i zwiększenie szans zatrudnienia. Wobec powyższego, wzrost odległości powiatów od dużych miast może wiązać się ze spadkiem szansy na zaliczenie ich do grup powiatów o korzystnej sytuacji na rynku pracy, natomiast wzrostem szans na zaliczenie powiatów do grup o niekorzystnej sytuacji pod względem bezrobocia.

Oceniając potencjalne zmienne objaśniające pod względem statystycznym, należy wskazać na wysoką zmienność (wartość współczynnika zmienności powyżej 10%) wartości potencjalnych zmiennych objaśniających. Analiza korelacji z wykorzystaniem współczynnika korelacji liniowej Pearsona (por. tab. 5) wykazała występowanie względnie silnych zależności statystycznych między liczbą spółek z udziałem kapitału zagranicznego przypadających na 10 tys. mieszkańców a wielkością zainwestowanego kapitału w tych spółkach ($r = 0,739$) oraz między wartością brutto środków trwałych w przedsiębiorstwach w przeliczeniu na 1 mieszkańca w wieku produkcyjnym a nakładami inwestycyjnymi przeliczonymi na tę samą wielkość ($r = 0,714$). Mimo wysokiego poziomu zależności zdecydowano o wykorzystaniu tych zmiennych w modelu.

Tabela 5. Wartości współczynników korelacji liniowej (r) potencjalnych zmiennych objaśniających modeli ekonometrycznych

	<i>WBST_{it}</i>	<i>INW_{it}</i>	<i>PRODUKCJA_{it}</i>	<i>OSOBY _FIZ_{it}</i>	<i>SPOLKI_{it}</i>	<i>KAPITAL _ZAGR_{it}</i>	<i>MIASTO_100_{it}</i>
<i>WBST_{it}</i>	1,000	0,714	0,527	0,375	0,465	0,524	-0,039
<i>INW_{it}</i>	0,714	1,000	0,399	0,269	0,304	0,361	-0,080
<i>PRODUKCJA_{it}</i>	0,527	0,399	1,000	0,337	0,383	0,500	-0,145
<i>OSOBY_FIZ_{it}</i>	0,375	0,269	0,337	1,000	0,627	0,419	-0,017
<i>SPOLKI_{it}</i>	0,465	0,304	0,383	0,627	1,000	0,739	-0,064
<i>KAPITAL_ZAGR_{it}</i>	0,524	0,361	0,500	0,419	0,739	1,000	-0,071
<i>MIASTO_100_{it}</i>	-0,039	-0,080	-0,145	-0,017	-0,064	-0,071	1,000

Źródło: opracowanie własne na podstawie Banku Danych Lokalnych (GUS) oraz baz danych ze Sprawozdania o rynku pracy z Powiatowych Urzędów Pracy (formularze MRPiPS – 01) dla lat 2011-2018.

Analizę ekonometryczną przeprowadzono w oparciu o modele logitowe szacowane dla 7 niezależnych zmiennych dwumianowych, dla których przyjęcie wartości 1 oznacza przynależność *i*-tego powiatu w *t*-roku do danej grupy, wartość 0 wskazuje na brak takiej przynależności. Postać teoretyczną każdego z 7 szacowanych modeli, uwzględniającą zbiór potencjalnych zmiennych objaśniających, przedstawia formuła 2.

$$\ln\left(\frac{p_{it}}{1-p_{it}}\right) = \beta_0 + \beta_1 WBST_{it} + \beta_2 INW_{it} + \beta_3 PRODUKCJA_{it} + \beta_4 OSOBY_FIZ_{it} + \beta_5 SPOLKI_{it} + \beta_6 KAPITAŁ_ZAGR_{it} + \beta_7 MIASTO_100_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

gdzie:

p_{it} – szansa (prawdopodobieństwo) sukcesu – zaliczenia i -tego, gdzie $i = (1, 2, 3, \dots, 380)$ powiatu w t -roku, gdzie $t = (2011, 2012, \dots, 2018)$ do określonej grupy powiatów, $p_{it} = P(Y_{it} = 1)$ – prawdopodobieństwo przyjęcia przez zmienną objaśnianą wartości 1, $1 - p_{it} = P(Y_{it} = 0)$ – prawdopodobieństwo przyjęcia przez zmienną objaśnianą wartości 0, $k = (1, 2, 3, \dots, m)$ (Gruszczyński 2012, s. 81),
 $WBST_{it}$ – wartość brutto środków trwałych w przedsiębiorstwach na 1 mieszkańca w wieku produkcyjnym [zł],
 INW_{it} – nakłady inwestycyjne na środki trwałe na jednego mieszkańca w wieku produkcyjnym [zł],
 $PRODUKCJA_{it}$ – produkcja sprzedana przemysłu (przetwórstwo przemysłowe i budownictwo) na 1 mieszkańca w cenach stałych z 2011 r. [zł],
 $OSOBY_FIZ_{it}$ – liczba osób fizycznych prowadzących działalność gospodarczą na 1000 mieszkańców,
 $SPOLKI_{it}$ – liczba spółek handlowych z udziałem kapitału zagranicznego na 10000 mieszkańców,
 $KAPITAŁ_ZAGR_{it}$ – kapitał zagraniczny w podmiotach gospodarczych z udziałem kapitału zagranicznego na 1 mieszkańca w wieku produkcyjnym [zł].
 $MIASTO_100_{it}$ – odległość geograficzna do najbliższego miasta liczącego powyżej 100 tys. mieszkańców (średnia liczby mieszkańców w latach 2011 – 2018).
 ϵ_{it} – składnik losowy

Przedmiotem estymacji w modelach były parametry $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \dots, \beta_k$, szacowane metodą największej wiarygodności (MNV). Do interpretacji wyników oszacowań stosuje się iloraz szans (OR_k), obliczany jako $e^{\beta_k} = \exp(\beta_k)$, gdzie k oznacza kolejny numer szacowanego parametru modelu. Wartość ilorazu szans interpretuje się jako krotność zmiany prawdopodobieństwa przyjęcia wartości 1 przez zmienną zależną (Y) względem jednostkowej zmiany zmiennej objaśniającej (przy założeniu *ceteris paribus*). Do interpretacji wyników oszacowań modeli posłużono się ilorazami szans pomniejszonymi o 1, wyrażonymi w procentach. Wartości te mówią o procentowym wzroście lub spadku prawdopodobieństwa przyjęcia wartości 1 przez zmienną zależną (Y). W niniejszej analizie wartości te należy zatem interpretować jako

procentowy wzrost lub spadek prawdopodobieństwa zaliczenia powiatów do grupy, wynikający z jednostkowego przyrostu wartości zmiennej objaśniającej.

Odnosząc się do istotnych statystycznie oszacowań parametrów, dla których empiryczne poziomy istotności (wartości pod przyrostami szans) są mniejsze od 0,05, można wskazać na następujące zależności, przyjmując założenie *ceteris paribus* (tab. 6).

Tabela 6. Przyrosty szans przyporządkowania do grup względem jednostkowych zmian wartości zmiennych objaśniających (%), obliczone na podstawie oszacowań parametrów modeli logitowych dla grup

	A	B	D	E	F	H	I
WBST	0,0011	-0,0014	0,0015	0,0002	-0,0054	0,0003	-0,0049
	3,69E-04	1,28E-02	1,81E-06	3,80E-01	1,69E-10	4,03E-01	4,81E-07
INW	0,0012	0,0015	0,0004	0,0003	-0,0008	-0,0041	0,0015
	4,41E-01	5,02E-01	8,28E-01	7,92E-01	7,87E-01	8,53E-02	6,64E-01
PRODUKCJA	0,0024	0,0008	0,0009	0,0000	-0,0028	-0,0017	-0,0030
	1,34E-12	1,09E-01	5,91E-03	9,84E-01	5,86E-04	1,90E-03	2,41E-03
OSOBY_FIZ	2,7488	0,6964	3,1864	0,7217	0,7740	-1,1500	-1,9958
	6,08E-10	1,87E-01	4,39E-10	1,94E-02	1,24E-01	1,91E-02	3,47E-03
SPOLKI	1,7008	1,7992	4,2481	-8,9483	14,0194	-20,4938	-3,7509
	4,46E-01	5,51E-01	5,77E-02	3,04E-07	4,32E-06	3,10E-07	4,63E-01
KAPITAL_ZAGR	-0,0090	-0,0023	-0,0010	0,0015	-0,0016	-0,0010	-0,0163
	1,40E-07	3,14E-01	4,99E-01	1,93E-01	6,47E-01	7,68E-01	4,71E-02
MIASTO_100	-0,0006	-0,0006	-0,0004	-0,0005	0,0003	0,0013	-0,0010
	2,10E-02	3,08E-02	1,59E-01	3,64E-03	2,07E-01	1,01E-09	6,22E-04
Constant	-98,9453	-91,4196	-99,6305	-45,2303	-78,3508	-53,4277	179,2195
	1,66E-49	9,26E-13	1,24E-50	2,18E-03	5,40E-07	7,39E-03	9,18E-03
N	2.660	2.660	2.660	2.660	2.660	2.660	2.660
Logarytm wiarygodności	-860,1488	-745,2266	-613,3984	-1.734,756	-794,6508	-990,273	-682,5753
p-value	2.2e-16	0.0126	2.2e-16	7.396e-07	2.2e-16	2.2e-16	2.2e-16
Kryterium Informacyjne Akaike	1.736,298	1.506,453	1.242,797	3.485,512	1.605,302	1.996,546	1.381,151

Źródło: obliczenia własne w programie R Cran 3.3.0

Wytłuszczonym drukiem oznaczono przyrosty szans istotnych statystycznie (wartość p-value – empirycznego poziomu istotności jest mniejsza od 0,05)

Porównując wyniki estymacji modeli można wskazać na wyraźne podobieństwa oszacowań parametrów dla dwóch grup powiatów – A i D. Obie grupy charakteryzują się najniższym poziomem bezrobocia oraz wysokim (grupa A) i średnim (grupa D) natężeniem przepływów między bezrobociem i zatrudnieniem. Pierwszą zmienną, która w istotny statystycznie sposób wpływała w badanym okresie na korzystną sytuację na rynkach pracy grup A i D, była wartość majątku produkcyjnego. Wzrost wartości środków trwałych o 1 zł na 1 mieszkańca wiązał się ze wzrostem szansy przyporządkowania powiatów do grupy A o 0,0011, natomiast do grupy D o 0,0015%. Uwagę zwraca prawie trzykrotnie wyższy wzrost prawdopodobieństwa trafienia powiatów do grupy A pod wpływem jednostkowego wzrostu wartości produkcji sprzedanej przemysłu (o 0,0024%), niż do grupy D (o 0,0009%). Można przypuszczać, że wyższy poziom uprzemysłowienia powiatów mógł decydować o większym natężeniu

przepływów między bezrobociem i zatrudnieniem, przy zbliżonym najniższym poziomie bezrobocia. Co ciekawe, bezwzględna wartości współczynnika korelacji Pearsona obliczona dla wskaźnika natężenia przepływów i wartości produkcji sprzedanej przemysłu (0,29) jest niższa niż w przypadku zależności między stopą bezrobocia a wartością produkcji sprzedanej (-0,39). Istotny statystycznie wpływ na zakwalifikowanie powiatów do tych grup miał również poziom przedsiębiorczości. Wzrost liczby osób fizycznych prowadzących działalność gospodarczą o 1 na 1000 mieszkańców, wiązał się ze wzrostem prawdopodobieństwa zaliczenia do grup o 2,75% (grupa A) i 3,19% (grupa D). Zgodnie z założeniami, dodatkowy wzrost wartości wymienionych zmiennych powodował spadek prawdopodobieństwa znalezienia się powiatów w B, F i I (o przeciętnej i wysokiej stopie bezrobocia).

Oszacowania wykazały brak istotnego wpływu nakładów inwestycyjnych na środki trwałe na jednego mieszkańca w wieku produkcyjnym [zł] (INW_{it}) na sposób grupowania powiatów.

Liczba spółek z udziałem kapitału zagranicznego ($SPOLKI_{it}$) okazała się nieistotna statystycznie pod względem klasyfikacji powiatów w grupach A, B, D oraz I. W przypadku grup E i H (o przeciętnym poziomie stopy bezrobocia), wpływ na szansę przyporządkowania do tych grup okazał się ujemny, natomiast dodatni w przypadku grupy F – o wysokim poziomie bezrobocia oraz przeciętnym natężeniu przepływów (przeciwnie do zakładanego kierunku). Wzrost kapitału zagranicznego w podmiotach z udziałem kapitału zagranicznego w przeliczeniu na 1 osobę w wieku produkcyjnym ($KAPITAŁ_ZAGR_{it}$) wiązał się z istotnym statystycznie, ujemnym wpływem na przyporządkowanie do grupy A jak i I, co przeczy założeniom co do kształtowania szansy przyporządkowania do grupy o najkorzystniejszej sytuacji na rynku pracy.

Wraz ze wzrostem odległości do najbliższego miasta liczącego powyżej 100 tys. mieszkańców o 1 km ($MIASTO_{100it}$), zmniejszała się szansa powiatów na przyporządkowanie do grupy A (o 0,0006%) – o najniższej stopie bezrobocia rejestrowanego, grup charakteryzujących się przeciętnymi wartościami tego wskaźnika (B i E), oraz I - o najgorszej sytuacji na rynku pracy. Wyjątek stanowiła grupa H (o przeciętnej stopie bezrobocia i najniższym natężeniu przepływów), w przypadku której wzrost odległości od miast determinował zwiększenie szansy na zaliczenie powiatu do tej grupy. Można przypuszczać, że w przypadku grup o dobrej sytuacji na

rynkach pracy odwrotna zależność wynika ze zmniejszania się fizycznej dostępności do rynków pracy dużych ośrodków miejskich, absorbujących wolne zasoby pracy. Znajduje to potwierdzenie w wynikach analiz prowadzonych dla lat 2002-2011 (Majchrowska, Mroczek i Tokarski 2013, s. 80). Oszacowania modelu dla stopy bezrobocia w powiatach we wskazanym badaniu wykazały, że wzrost odległości stolicy powiatu od stolicy województwa o 1% powodował przeciętny wzrost stopy bezrobocia na lokalnym rynku pracy o ok. 1,32 punktu procentowego.

Ze względu na to, że do grupy I zostały zaliczone duże miasta tj. Włocławek, Radom i Bytom oraz powiaty bezpośrednio z nimi sąsiadujące, wzrost odległości od tych miast nie wpływał ujemnie na szansę przyporządkowania powiatów do tej grupy.

Oceniając poziom dopasowania oszacowań modeli do danych empirycznych, posłużono się logarytmem wiarygodności. Statystyka ta ma rozkład zbliżony do rozkładu χ^2 . Na podstawie empirycznych poziomów istotności dla logarytmu wiarygodności, można wnioskować, że w przypadku wszystkich modeli oszacowania parametrów okazały się istotne statystycznie.

6. Wnioski

Z przeprowadzonych analiz wynika szereg wniosków. Po pierwsze, biorąc pod uwagę średnie stopy bezrobocia i średnie wskaźniki przepływów osób między zatrudnieniem a bezrobociem w okresie lat 2011-2019 należy podkreślić duże zróżnicowanie poziomu i charakteru bezrobocia w polskich powiatach. W grupie A (z najlepszą sytuacją na rynku pracy) znalazło się 5 powiatów z woj. wielkopolskiego (śremski, nowotomyski, wolsztyński, leszczyński, kępiński), kilka dużych miast (Gdynia, Tychy, Gorzów) oraz powiat bieruńsko-lędzki z woj. śląskiego, zaś w grupie I (z najtrudniejszą sytuacją) 5 powiatów z woj. mazowieckiego (żuromiński, makowski, przysuski, radomski, szydłowiecki), 2 powiaty z woj. podkarpackiego (brzozowski, nizański), 2 z woj. kujawsko-pomorskiego (radziejowski, włocławski), powiat włodawski z woj. lubelskiego i powiat braniewski z woj. warmińsko-mazurskiego.

Po drugie, ogólna struktura podziału powiatów na grupy nie uległa większym zmianom w 2019 roku w porównaniu z rokiem 2011. Z analizy wynika, że w obu badanych latach grupy powiatów z korzystną sytuacją na rynkach pracy (grupy A, B i D) zlokalizowane są w zachodniej części kraju, zaś grupy ze stosunkowo trudnymi

rynkami pracy (grupy F, H i I) znajdują się we wschodniej części kraju. Biorąc pod uwagę przekrój województw, można stwierdzić, że powiaty z województw wielkopolskiego i śląskiego utrzymały, a nawet umocniły w 2019 roku swe czołowe pozycje w rankingu rynków pracy zdobyte w 2011 roku, zaś stosunkowo najtrudniejsza sytuacja utrzymuje się w niektórych powiatach województw lubelskiego, podkarpackiego, podlaskiego i świętokrzyskiego. Ze względu na liczebność powiatów w poszczególnych grupach, można stwierdzić, że relatywna poprawa sytuacji w 2019 r. w stosunku do 2011 r. nastąpiła w województwach lubuskim, małopolskim, pomorskim, warmińsko-mazurskim i zachodniopomorskim, natomiast relatywne pogorszenie w województwach podkarpackim, podlaskim i świętokrzyskim. Natomiast największe zróżnicowanie sytuacji na powiatowych rynkach pracy utrzymuje się w województwie mazowieckim, gdzie znacznej liczbie powiatów z grup A, B i D towarzyszy duża liczebność powiatów z grup I, H i F.

Po trzecie, istotne wnioski wynikają z porównania składu powiatów w grupach A i I w latach 2019 i 2011. Wynika z niego, że skład powiatów należących do grupy A uległ pewnej zmianie w 2019 roku w porównaniu do 2011 roku, ale 12 powiatów, w tym kilka dużych miast, utrzymało swe czołowe pozycje w rankingu (Sopot, Katowice, Gdynia, Poznań, Ruda Śląska, Tychy oraz powiaty: grodziski, bieruńsko-lędziński, kościański, nowotomyski, śremski, wolsztyński). Spośród 29 powiatów należących do grupy A w 2011 roku, aż 17 powiatów straciło tę pozycję w 2019 roku, przede wszystkim z powodu zmniejszenia wskaźników przepływów, ale także z powodu relatywnego wzrostu stopy bezrobocia. W grupie A znalazło się w 2019 roku wiele nowych powiatów, które awansowały do tej grupy dzięki znaczącej redukcji stopy bezrobocia w porównaniu do 2011 roku (przejście z grupy B do A) bądź też równoczesnej redukcji stopy bezrobocia i wzrostowi stóp przepływów (przejścia z grup D i E do A). Znaczącym zmianom uległ również skład grupy I w 2019 roku w porównaniu do 2011 roku. W 13 powiatach bardzo trudna sytuacja na rynku pracy wystąpiła zarówno w 2011 i 2019 roku (lipnowskim, radziejowskim, włocławskim, włodawskim, makowskim, przysuskim, radomskim, szydlowieckim, żuromińskim, brzozowskim, niżańskim, braniewskim i m. Radom), 3 powiaty opuściły w 2019 roku grupę I (grajewski, sejneński, strzyżowski), przede wszystkim dzięki wzrostowi przepływów na rynku pracy (przechodząc do grupy F). Natomiast aż 13 nowych

powiatów znalazło się w 2019 roku w grupie I ze względu na zmniejszenie dynamiki przepływów na rynku pracy i wzrost stóp bezrobocia (przejścia z grup E, F i H).

Po czwarte, szereg wniosków wynika z przeprowadzonych analiz ekonometrycznych. Dla większości zmiennych objaśniających modeli, oszacowania potwierdziły założenia co do kierunku wpływu na szansę przyporządkowania do grup. Na podstawie oszacowań modeli ekonometrycznych można wnioskować, że zmienne dotyczące wartości majątku produkcyjnego, wartości produkcji sprzedanej przemysłu oraz poziomu przedsiębiorczości istotnie statystycznie objaśniały szansę przyporządkowania powiatów do grup rynków lokalnych charakteryzujących się niskim poziomem bezrobocia i co najmniej średnim poziomem przepływów. Wykazano ujemny wpływ wartości kapitału zagranicznego na szansę przynależności do najlepszej grupy, co przeczy zakładanemu kierunkowi zależności. Analizy również wskazują, że wraz ze wzrostem odległości od miast powyżej 100 tys. mieszkańców zmniejszało się prawdopodobieństwo zakwalifikowania powiatów zarówno do grup o korzystnej sytuacji na rynku pracy, jak i do grup charakteryzujących się wysokim poziomem bezrobocia i najniższym natężeniem przepływów między bezrobociem i zatrudnieniem. Sytuacja ta może być związana z występowaniem skupień miast liczących powyżej 100 tys. mieszkańców oraz sąsiadujących z nimi powiatów, należących do grupy I. Spadek odległości do miast z grupy I powodował zwiększenie szansy na przyporządkowanie powiatów sąsiednich.

Bibliografia

Dykas P., Misiak T. (2014), *Determinanty podstawowych zmiennych rynku pracy w polskich powiatach w latach 2002–2011*, „Gospodarka Narodowa”, 6 (274) Rok LXXXIV/XXV, s. 57-80.

Dykas P., Misiak T., Tokarski T. (2013), *Czynniki kształtujące regionalne zróżnicowanie stóp bezrobocia rejestrowanego w latach 2002-2010*, „Humanities and Social Sciences”, vol. XVIII, 20 (1/2013), s. 9-21.

Gałęcka-Burdziak E. (2012), *Odpyły z bezrobocia do zatrudnienia - analiza przepływów z wykorzystaniem regresji logistycznej* (w:) *Współczesna gospodarka - wyzwania, dylematy, perspektywy rozwoju* red. J. Harasim, „Studia Ekonomiczne, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach”, Katowice, s. 33-41.

Góra M., Sztanderska U. (2006), *Wprowadzenie do analizy lokalnego rynku pracy*, Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej, Warszawa.

Gruszczyński, M. (red.), (2012), *Mikroekonometria. Modele i metody analiz danych indywidualnych*, wyd. 2, Oficyna Wolters Kluwer Business, Warszawa.

Kotowska I., Podogrodzka M. (1995), *Przestrzenne zróżnicowanie rynku pracy w Polsce 1990-94* (w:) *Rynek pracy w Polsce 1993-94*, red. U. Sztanderska, Raport IPiSS, nr 9, Warszawa.

Kucharski L. (2014), *Bezrobocie równowagi w Polsce. Ujęcie teoretyczne i empiryczne*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.

Kwiatkowski E., Lehmann H., Schaffer M. E. (1992), *Bezrobocie i wolne miejsca pracy a struktura zatrudnienia w Polsce. Analiza regionalna*, „*Ekonomista*”, nr 2.

Kwiatkowski E., Gawrońska B. (1995), *Regionalne zróżnicowanie bezrobocia w Polsce*, (w:) *Rynek pracy w Polsce*, red. U. Sztanderska, IPiSS, Warszawa.

Majchrowska A., Mroczek K., Tokarski T. (2013), *Zróżnicowanie stóp bezrobocia rejestrowanego w układzie powiatowym w latach 2002-2011*, „*Gospodarka Narodowa*”, nr 9 (265), s. 69-90.

Markowicz I. (2015), *Statystyczna analiza przestrzennego zróżnicowania bezrobocia w Polsce*, „*Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*”, nr 223, s. 247-256.

Ministerstwo Rodziny, Pracy i Polityki Społecznej (2018), *Terytorialne zróżnicowanie bezrobocia w Polsce w 2017 roku*, Warszawa.

Sojka E. (2013), *Analiza sytuacji na lokalnym rynku pracy z wykorzystaniem zmiennej syntetycznej*, (w:) *Zróżnicowanie sytuacji na rynku pracy - ujęcie regionalne, krajowe, międzynarodowe*, red. Kotłorz Dorota, „*Studia Ekonomiczne, Zeszyty Naukowe Wydziałowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*”, Katowice, s. 33-43.

Sprawozdania o Rynku Pracy z powiatowych Urzędów Pracy z lat 2011-2019.

Tokarski T. (2008), *Przestrzenne zróżnicowanie bezrobocia rejestrowanego w Polsce w latach 1999-2006*, „*Gospodarka Narodowa*”, nr 7-8.

Warżęła R. (2013), *Wahania koniunkturalne a rynek pracy w Polsce*, „*Studia Ekonomiczne*”, Nr 4 (LXXIX), s. 538-559.

Słowa kluczowe: powiatowe rynki pracy, stopa bezrobocia, przepływy między bezrobociem i zatrudnieniem, zróżnicowanie przestrzenne, model logitowy zmiennych dwumianowych.

Klasyfikacja JEL: C23, C25, J21, J64, R23.