

Eugeniusz Kwiatkowski

Emilia Kwiatkowska

Zróźnicowanie poziomu i charakteru bezrobocia w przekroju powiatów w Polsce

Streszczenie

Cel: Ukazanie zróźnicowania bezrobocia w polskich powiatach w latach 2011–2019 ze względu na stopę i charakter bezrobocia, identyfikacja najtrudniejszych i najkorzystniejszych powiatowych rynków pracy oraz ustalenie najważniejszych czynników ekonomicznych decydujących o klasyfikacji powiatów ze względu na poziom i charakter bezrobocia.

Metodyka badań: Klasyfikacja powiatowych rynków pracy na podstawie średniej i odchylenia standardowego oraz analiz ekonometrycznych wykorzystujących modele logitowe zmiennych dwumianowych.

Wyniki badań: Wykazano duże zróźnicowanie poziomu i charakteru bezrobocia w polskich powiatach w latach 2011–2019. Powiaty z korzystną sytuacją na rynkach pracy zlokalizowane są w zachodniej części kraju, zaś powiaty ze stosunkowo trudnymi rynkami znajdują się w części wschodniej. Największe zróźnicowanie sytuacji na powiatowych rynkach pracy utrzymuje się w województwie mazowieckim. Na szansę przyporządkowa-

Eugeniusz Kwiatkowski, Politechnika Warszawska, Filia w Płocku, Kolegium Nauk Ekonomicznych i Społecznych, ul. Łukasiewicza 17, 09-400 Płock, e-mail: Eugeniusz.Kwiatkowski@wp.edu.pl, ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9030-1664>.

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

Artykuł udostępniany na licencji Creative Commons Uznanie autorstwa-Użycie niekomercyjne-Bez utworów zależnych 4.0 (CC BY-NC-ND 4.0); <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>

nia powiatów do grup charakteryzujących się niskim poziomem bezrobocia i co najmniej średnim poziomem przepływów wpływały wysokie wartości majątku produkcyjnego, produkcji sprzedanej przemysłu oraz poziomu przedsiębiorczości.

Wnioski: Zmniejszenie przeciętnego poziomu stopy bezrobocia w powiatach oraz zwiększenie przepływów między bezrobociem a zatrudnieniem w latach 2011–2019 nie zmieniło znacząco grupowania powiatów ze względu na ich sytuację na rynku pracy. Nadal występuje duże zróżnicowanie poziomu i charakteru bezrobocia. Na podstawie oszacowań modelu można przypuszczać, że utrzymująca się struktura przestrzenna wartości stymulant rozwoju gospodarczego będzie decydować o utrwalaniu różnic między lokalnymi rynkami pracy pod względem poziomu oraz charakteru bezrobocia.

Wkład w rozwój dyscypliny: Wykazanie zróżnicowania bezrobocia w powiatach ze względu na równoczesne wykorzystanie mierników stanu i strumieni, porównanie zróżnicowania bezrobocia w dwóch odmiennych stanach koniunktury gospodarczej oraz określenie najważniejszych czynników decydujących o poziomie i charakterze bezrobocia w powiatach.

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.

1. Wprowadzenie

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 w artykule.

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 na danych pochodzących z zasobu Banku Danych Lokalnych GUS oraz ze sprawozdań Powiatowych Urzędów Pracy (formularze MRPiPS – 01) z lat 2011–2019. Dane te są podstawą grupowania powiatowych rynków pracy oraz podjętych analiz ekonometrycznych, w których wykorzystano modele logitowe zmiennych dwumianowych (szczegółowy opis tych metod przedstawiono w punkcie 3 artykułu).

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

2. Przegląd badań prezentowanych w literaturze przedmiotu

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. Związane jest to 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 jest 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 wielu 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 i 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 na podstawie dwóch typów wskaźników, a mianowicie zmiennych zasobowych (m.in. stopa bezrobocia rejestrowanego) oraz zmiennych 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 i 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 na podstawie oszacowań parametrów funkcji regresji metodą MNK.

W innym artykule próbowano inaczej objaśnić zróżnicowanie stopy bezrobocia rejestrowanego w polskich powiatach (Majchrowska, Mroczek i Tokarski 2013). Opierając się na danych statystycznych 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 r.), 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 dotyczących powiatów województwa 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, umiarkowanej 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 niedużym stopniu jest zgodny z rankingiem powiatów ze względu na stopę bezrobocia.

Innym przykładem zastosowania metody grupowania opartej na granicach 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 r. przeprowadzonym przez I. Markowicz (2015), choć nie dotyczy ono powiatów, lecz województw. W celu 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 znalezienia 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 prezentowanych w literaturze przedmiotu wynika, że podejmowano w nich różne aspekty analizy zróżnicowania bezrobocia w przekroju powiatów. Nowe elementy w badaniu przeprowadzonym przez autorów niniejszego artykułu 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

Badanie podjęte w niniejszym artykule przeprowadzono w dwóch etapach. W pierwszym etapie dokonano grupowania powiatów na podstawie średnich wskaźników statystycznych umożliwiających ocenę powiatowych rynków pracy. W etapie drugim podjęto próbę objaśnienia zróżnicowania bezrobocia w przekroju grup powiatów, korzystając z modeli logitowych.

Podstawą oceny powiatowych rynków pracy były dwa wskaźniki – stopa bezrobocia rejestrowanego¹ 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. Oprócz istotnych walorów informacyjnych, wskaźniki stóp bezrobocia mają jednak 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 także od tego, czy bezrobocie koncentruje się w wąskiej czy szerszej grupie osób, oraz od tego, jak długo osoby bezrobotne pozostają bez pracy. Aby te

¹ Chociaż wskaźniki bezrobocia rejestrowanego uznawane są za mniej dokładną miarę faktycznego bezrobocia w porównaniu ze wskaźnikami bezrobocia BAEL, to jednak wykorzystano je w badaniu ze względu na to, że na poziomie powiatów dostępne są wyłącznie dane o bezrobociu rejestrowanym.

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 jest 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. wzór (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:

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 we wzorze (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 dokonano 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. tabela 1). W rezultacie takiego grupowania otrzymujemy 9 grup powiatów oznaczonych literami alfabetu od A do I.

Tabela 1. Metoda grupowania powiatów oparta na odchyleniu standardowym od średniej arytmetycznej wskaźników

Wskaźnik natężenia przepływów na rynku pracy (y)	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 są relatywnie niskie stopy bezrobocia oraz relatywnie wysokie wskaźniki przepływów osób między zatrudnieniem a bezrobociem, wskazujące na dynamiczny charakter zasobu bezrobocia. Z tego punktu widzenia najgorszą sytuację mamy w powiatach należących do grupy I, w których stopy bezrobocia należą do najwyższych, zaś charakter zasobu bezrobocia można określić jako stagnacyjny.

W drugim etapie badania podjętego w artykule skonstruowano 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. Uzyskano w ten sposób obserwacje zmiennej jakościowej, wielomianowej uporządkowanej. Mimo możliwości szacowania modelu ekonometrycznego dla tego typu zmiennej (*Mikroekonometria...* 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 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 z wszystkimi pozostałymi grupami. 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 z wykorzystaniem modelu logitowego.

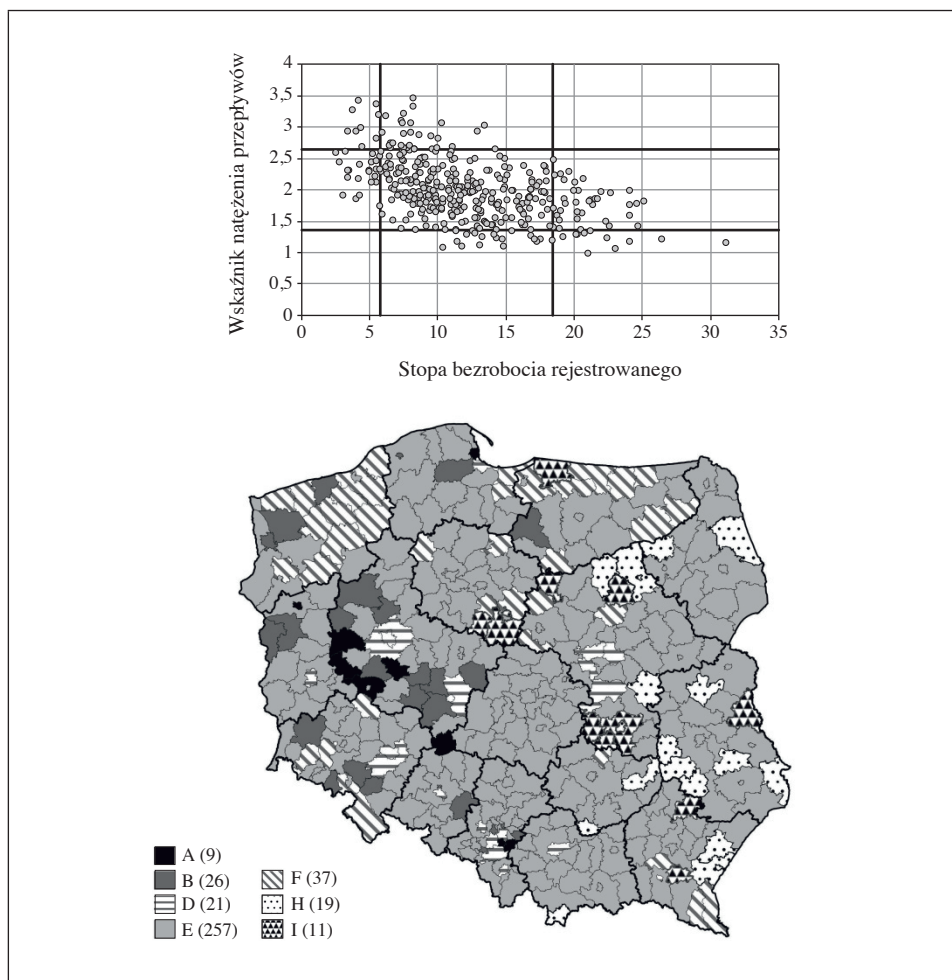
Dobór potencjalnych zmiennych objaśniających do modeli opiera się na dorobku teoretycznym ekonomii w zakresie czynników kształtujących sytuację na lokalnych rynkach pracy oraz dostępności informacji statystycznych na poziomie powiatów. Z tych względów do podstawowych determinant wpływających na zróżnicowanie 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 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 2019 r. silne były efekty korzystnej koniunktury gospodarczej, stąd też, uwzględniając w analizie obydwa krańcowe lata, można zbadać reakcję powiatowych rynków pracy na odmienną koniunkturę gospodarczą.



Rys. 1. Podział powiatów według sytuacji na rynkach pracy w latach 2011–2019

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

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), w której obydwie zmienne diagnostyczne zbliżone są do średnich. Warto zauważyć, że żaden powiat nie znalazł się w grupie G, w której stosunkowo niskim stopom bezrobocia towarzyszą niskie współczynniki przepływów, oraz w grupie C, w której stopy bezrobocia należą do najwyższych, zaś zasób bezrobocia ma najbar-

dziej dynamiczny charakter. Rozmieszczenie grup powiatów w Polsce zaznaczono na mapie zaprezentowanej na rys. 1. Pokazuje ona, że większość powiatów z relatywnie korzystną sytuacją na rynkach pracy (grupy A, B i D) znajduje się w zachodniej części kraju, natomiast 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 województwa wielkopolskiego, kilka dużych miast (Gdynia, Tychy, Gorzów) oraz drugi powiat z województwa śląskiego, w grupie I zaś powiaty z województwa mazowieckiego (5 powiatów), podkarpackiego (2), kujawsko-pomorskiego (2), lubelskiego (1) i warmińsko-mazurskiego (1).

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

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

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Banku Danych Lokalnych (GUS) oraz baz danych ze sprawozdań 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. W 2011 r. średnia stopa bezrobocia w powiatach wynosiła 15,5%, a wskaźnik natężenia przepływów 1,5, natomiast w 2019 r. wskaźniki te wynosiły odpowiednio 7,0% i 2,4. W 2019 r. nastąpiły więc zasadnicze, korzystne zmiany obu wskaźników: nie tylko zmniejszyły się wówczas średnie stopy bezrobocia w powiatach, ale również zasoby bezrobocia stały się bardziej dynamiczne².

Po drugie, ogólna struktura podziału powiatów na grupy nie uległa większym zmianom w 2019 r. w porównaniu z 2011 r. 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 podano

² W 2011 r. przeciętny szacunkowy okres trwania bezrobocia w warunkach stanu stacjonarnego (T) wyniósł 9,5 miesiąca, zaś w 2017 r. wskaźnik ten zmniejszył się do 5,9 miesiąca.

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, natomiast grupy ze stosunkowo trudnymi rynkami pracy (grupy F, H i I) znajdują się we wschodniej części kraju.

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

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 danych z Banku Danych Lokalnych (GUS) oraz baz danych ze sprawozdań o rynku pracy z Powiatowych Urzędów Pracy (formularze MRPiPS – 01) dla lat 2011–2019.

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 r. czołowe miejsca w rankingu rynków pracy (niskie stopy i dynamiczny charakter bezrobocia) zdobyte w 2011 r., zaś stosunkowo najtrudniejsza sytuacja utrzymuje się w niektórych powiatach województw lubelskiego, podkarpackiego, podlaskiego i świętokrzyskiego (znaczną liczbą

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, w którym znacznej liczbie powiatów z grup A, B i D towarzyszy duża liczebność powiatów z grup I, H i F.

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

Grupa A		Grupa 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, niżański, 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), kołobrzesci (E), m. Szczecin (E)	strzyżowski (F), grajewski (F), sejneński (F)	wąbrzeski (E), bieszczadzki (F), sierpecki (F), leski (F), bartoszycki (F), kamieński (F), krasnostawski (H), pułtowski (H), hrubieszowski (H), przemyski (H), opatowski (H), przeworski (H), kolneński (H)

Uwaga: w nawiasie wskazano grupy, do których należały powiaty z grup A lub I w 2011 lub 2019 r.

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

Tabela 4 zawiera wykaz powiatów o najkorzystniejszej (grupa A) i najtrudniejszej (grupa I) sytuacji na rynkach pracy w 2011 i 2019 r. Wynika z niej, po pierwsze, że skład powiatów należących do grupy A uległ pewnej zmianie w 2019 r. w porównaniu z 2011 r., ale 12 powiatów, w tym kilka dużych miast, utrzymało czołowe miejsce w rankingu. Po drugie, spośród 29 powiatów należących do grupy A w 2011 r. aż 17 powiatów straciło tę pozycję w 2019 r., 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 r. wiele nowych powiatów, które awansowały do tej grupy dzięki znaczącej redukcji stopy bezrobocia w porównaniu z 2011 r. (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 r. w porównaniu z 2011 r. (por. tabela 4). Co prawda, aż w 13 powiatach mamy najtrudniejszą sytuację na rynku pracy zarówno w 2011 r., jak i w 2019 r., ale trzy powiaty opuściły w 2019 r. grupę I, przede wszystkim dzięki wzrostowi przepływów na rynku pracy, przechodząc do grupy F. Natomiast aż 13 nowych powiatów znalazło się w 2019 r. w grupie I ze względu na zmniejszenie dynamiki przepływów na rynku pracy i wzrost stóp bezrobocia (przejście 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 2019 r. Zgodnie z zaprezentowaną metodą spośród 9 grup zidentyfikowano 7 grup powiatów (poza grupą C oraz G).

Dobór potencjalnych zmiennych objaśniających klasyfikację powiatowych rynków pracy opierał się 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) ($WBST_{it}$);

- zdolność inwestycyjną przedsiębiorstw i pośrednio możliwość kreacji nowych miejsc pracy określone wartością nakładów inwestycyjnych na środki trwałe na 1 mieszkańca w wieku produkcyjnym (zł) (INW_{it});

- kondycję ekonomiczną przedsiębiorstw przemysłowych oraz poziom uprzemysłowienia charakteryzowane wartością produkcji sprzedanej sektora przemysłowego (przemysłu i budownictwa) na 1 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 przypadających na 10 tys. mieszkańców ($SPOLKI_{it}$) oraz wartości kapitału zagranicznego w przeliczeniu na 1 mieszkańca w wieku produkcyjnym (zł) ($KAPITAL_ZAGR_{it}$). Założono, że wysokie wartości zmiennych mogą świadczyć o atrakcyjności inwestycyjnej powiatów, wynikającej z konkurencyjności kapitału ludzkiego oraz dostępności do wykwalifikowanej siły roboczej w powiatach. Ze względu na brak danych o liczbie spółek handlowych z udziałem kapitału zagranicznego na 10 tys. mieszkańców oraz o wartości kapitału zagranicznego w podmiotach gospodarczych z udziałem kapitału zagranicznego na 1 mieszkańca w wieku produkcyjnym (zł), w oszacowaniach nie uwzględniono obserwacji z brakami. Wobec powyższego uzyskano panel niezbilansowany, liczący 2660 obserwacji.

Wartości zmiennych wyrażonych w zł 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. tabela 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

Zmienna	$WBST_{it}$	INW_{it}	$PRODUKCJA_{it}$	$OSOBY_FIZ_{it}$	$SPOLKI_{it}$	$KAPITAL_ZAGR_{it}$	$MIASTO_100_{it}$
$WBST_{it}$	1,000	0,714	0,527	0,375	0,465	0,524	-0,039
INW_{it}	0,714	1,000	0,399	0,269	0,304	0,361	-0,080
$PRODUKCJA_{it}$	0,527	0,399	1,000	0,337	0,383	0,500	-0,145
$OSOBY_FIZ_{it}$	0,375	0,269	0,337	1,000	0,627	0,419	-0,017
$SPOLKI_{it}$	0,465	0,304	0,383	0,627	1,000	0,739	-0,064
$KAPITAL_ZAGR_{it}$	0,524	0,361	0,500	0,419	0,739	1,000	-0,071
$MIASTO_100_{it}$	-0,039	-0,080	-0,145	-0,017	-0,064	-0,071	1,000

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

Analizę ekonometryczną przeprowadzono na podstawie modeli logitowych szacowanych 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 wzór (2):

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

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, $k = 1, 2, 3, \dots, m$ (*Mikroekonometria...* 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 1 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 10 tys. mieszkańców,

$KAPITAL_ZAGR_{it}$ – 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 (MNW). 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. Należy podkreślić brak porównywalności oszacowań ilorazów szans między modelami mimo tego samego zbioru zmiennych objaśniających.

Odnosząc się do istotnych statystycznie oszacowań parametrów, dla których prawdopodobieństwa testowe (wartości pod przyrostami szans) są mniejsze od 0,05, można wskazać na zależności, przyjmując założenie *ceteris paribus* przedstawione w tabeli 6.

Analizując wyniki estymacji modeli można wskazać na 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%. 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 grupach B, F i I (o przeciętnej i wysokiej stopie bezrobocia).

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

Wyszczególnienie	Grupa						
	A	B	D	E	F	H	I
<i>WBST</i>	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
<i>INW</i>	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
<i>PRODUKCJA</i>	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
<i>OSOBY_FIZ</i>	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
<i>SPOLKI</i>	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
<i>KAPITAL_ZAGR</i>	-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
<i>MIASTO_100</i>	-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
<i>N</i>	2660	2660	2660	2660	2660	2660	2660
Logarytm wiarygodności	-860,1488	-745,2266	-613,3984	-1734,756	-794,6508	-990,273	-682,5753
<i>p-value</i>	2,2e-16	0,0126	2,2e-16	7,396e-07	2,2e-16	2,2e-16	2,2e-16
Kryterium informacyjne Akaike	1736,298	1506,453	1242,797	3485,512	1605,302	1996,546	1381,151

Uwaga: pogrubioną czcionką oznaczono przyrosty szans istotnych statystycznie (wartość *p-value* – prawdopodobieństwa testowego jest mniejsza od 0,05).

Źródło: obliczenia własne w programie R Cran 3.3.0.

Oszacowania wykazały brak istotnego wpływu nakładów inwestycyjnych na środki trwałe na 1 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 ($KAPITAL_ZAGR_{it}$) wiązał się z istotnym statystycznie, ujemnym wpływem na przyporządkowanie zarówno do grupy A, jak i do grupy 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 ($MIASTO_100_{it}$) zmniejszała się szansa powiatów na przyporządkowanie powiatów do grupy A (o 0,0006%) – o najniższej stopie bezrobocia rejestrowanego, grup charakteryzujących się przeciętnymi wartościami tego wskaźnika (B i E) oraz do grupy 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 wartości prawdopodobieństw testowych dla logarytmu wiarygodności można wnioskować, że w przypadku wszystkich modeli oszacowania parametrów okazały się istotne statystycznie.

6. Wnioski

Z przeprowadzonych analiz wynika wiele wniosków. Po pierwsze, biorąc pod uwagę średnie stopy bezrobocia i średnie wskaźniki przepływów osób między zatrudnieniem a bezrobociem w latach 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 województwa wielkopolskiego (śremski, nowotomyski, wolsztyński, leszczyński, kępiński), kilka dużych miast (Gdynia, Tychy, Gorzów) oraz powiat bieruńsko-łędziński z województwa śląskiego, zaś w grupie I (z najtrudniejszą sytuacją) – 5 powiatów z województwa mazowieckiego (żuromiński, makowski, przysuski, radomski, szydłowiecki), 2 powiaty z województwa podkarpackiego (brzozowski, niżański), 2 z województwa kujawsko-pomorskiego (radziejowski, włocławski), powiat włodawski z województwa lubelskiego i powiat braniewski z województwa warmińsko-mazurskiego.

Po drugie, ogólna struktura podziału powiatów na grupy nie uległa większym zmianom w 2019 r. w porównaniu z 2011 r. 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, natomiast 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 r. czołowe miejsca w rankingu rynków pracy zdobyte w 2011 r., zaś stosunkowo najtrudniejsza sytuacja utrzymuje się w niektórych powiatach województw lubelskiego, podkarpackiego, podlaskiego i świętokrzyskiego. 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 nastąpiło w województwach podkarpackim, podlaskim i świętokrzyskim. Największe zróżnicowanie sytuacji na powiatowych rynkach pracy utrzymuje się natomiast w województwie mazowieckim, w którym 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 r. w porównaniu z 2011 r., ale 12 powiatów, w tym kilka dużych miast, utrzymało czołowe miejsca w rankingu (Sopot, Katowice, Gdynia, Poznań, Ruda Śląska, Tychy oraz powiaty: grodziski, bieruńsko-łędziński, kościański, nowotomyski, śremski, wolsztyński). Spośród 29 powiatów należących do grupy A w 2011 r. aż 17 powiatów straciło tę pozycję w 2019 r.,

przede wszystkim z powodu zmniejszenia wskaźników przepływów, ale także z powodu relatywnego wzrostu stopy bezrobocia. W grupie A znalazło się w 2019 r. wiele nowych powiatów, które awansowały do tej grupy dzięki znaczącej redukcji stopy bezrobocia w porównaniu z 2011 r. (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 w 2019 r. również skład grupy I w porównaniu z 2011 r. W 13 powiatach bardzo trudna sytuacja na rynku pracy wystąpiła zarówno w 2011 r., jak i 2019 r. (powiaty: lipnowski, radziejowski, włocławski, włodawski, makowski, przysuski, radomski, szydłowiecki, żuromiński, brzozowski, niżański, braniewski i m. Radom), 3 powiaty opuściły w 2019 r. 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 r. w grupie I ze względu na zmniejszenie dynamiki przepływów na rynku pracy i wzrost stóp bezrobocia (przejścia z grup E, F i H).

Przeprowadzone w artykule grupowanie powiatów i identyfikacja najtrudniejszych powiatowych rynków pracy mają istotne znaczenie praktyczne. Powinny być przydatne przy opracowaniu regionalnych i lokalnych strategii gospodarczych i społecznych, przy dokonywaniu delimitacji obszarów tracących funkcje społeczno-gospodarcze oraz przy wyborze kierunków dedykowania środków pomocowych Unii Europejskiej. To właśnie w powiatowych urzędach pracy następuje bezpośredni kontakt z bezrobotnymi i podejmowane są działania aktywizujące zarejestrowanych bezrobotnych. Identyfikacja powiatów z najtrudniejszą sytuacją w zakresie bezrobocia może pomóc w rozwiązywaniu problemów rynku pracy.

Po czwarte, wiele 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 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. Wnioski te mogą być wykorzystane w praktyce przy opracowywaniu regionalnych i lokalnych strategii rozwoju gospodarczego.

Literatura

- Dykas P., Misiak T. (2014), *Determinanty podstawowych zmiennych rynku pracy w polskich powiatach w latach 2002–2011*, „Gospodarka Narodowa”, nr 6(274), <https://doi.org/10.33119/GN/100881>.
- Gałęcka-Burdziak E. (2012), *Odptywy 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”, nr 93.
- Góra M., Sztanderska U. (2006), *Wprowadzenie do analizy lokalnego rynku pracy*, Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej, 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., Gawrońska B. (1995), *Regionalne zróżnicowanie bezrobocia w Polsce (w:) Rynek pracy w Polsce*, red. U. Sztanderska, IPISS, Warszawa.
- Kwiatkowski E., Lehmann H., Schaffer M.E. (1992), *Bezrobocie i wolne miejsca pracy a struktura zatrudnienia w Polsce. Analiza regionalna*, „Ekonomista”, nr 2.
- Majchrowska A., Mroczek K., Tokarski T. (2013), *Zróżnicowanie stóp bezrobocia rejestrowanego w układzie powiatowym w latach 2002–2011*, „Gospodarka Narodowa”, nr 9(265), <https://doi.org/10.33119/GN/100946>.
- Markowicz I. (2015), *Statystyczna analiza przestrzennego zróżnicowania bezrobocia w Polsce*, „Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach”, nr 223.
- Mikroekonometria. Modele i metody analiz danych indywidualnych* (2012), red. M. Gruszczyński, wyd. 2, Oficyna Wolters Kluwer Business, 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. D. Kotlorz, „Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach”, nr 160.
- 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, <https://doi.org/10.33119/GN/101303>.
- Warżała R. (2013), *Wahania koniunkturalne a rynek pracy w Polsce*, „Studia Ekonomiczne”, nr 4(LXXIX).

Variation in the Level and Dynamics of Unemployment by Poviats in Poland

(Abstract)

Objective: The paper discusses the variation in unemployment in Polish poviats in 2011–2019 by rate and dynamics of unemployment. It identifies the most difficult and leading poviat labour markets and the most important economic factors determining the classification of poviats in terms of the unemployment rate and the flows between employment and unemployment.

Research Design & Methods: Poviat labour markets were classified based on the mean and standard deviation and econometric analyses using logit models of binominal variables.

Findings: Significant variation in the level and dynamics of unemployment in the Polish poviats in the years 2011–2019 was confirmed. Poviats with a favourable labour market situation are located in western Poland while those facing greater challenges are located in the east. The highest variation between poviat labour markets occurs in Mazowieckie voivodeship. Three economic determinants increase the chances of a poviat being included in the low unemployment rate group and at least with moderate levels of labour flows. They are: high levels of fixed assets, high industrial output and a high level of entrepreneurship.

Implications/Recommendations: In the years 2011–2019, average unemployment rates decreased while labour flows between employment and unemployment increased somewhat. However, these processes have not significantly changed the grouping of the poviat labour markets. Significant variation in the level and dynamics of unemployment in the Polish poviats continues. The estimations of the model indicate the spatial structure of economic stimulants will determine differences between local labour markets with respect to the unemployment level and dynamics.

Contribution: The article shows the variation of unemployment in the Polish poviats results both from the variation of unemployment rates and variation in the dynamics of labour flows between unemployment and employment. Unemployment variation in the poviats was described for two stages of the business cycle and the most important factors determining the level and dynamics of unemployment in the poviats were identified.

Keywords: poviat labour markets, unemployment rate, flows between unemployment and employment, spatial diversity, poviat, logit model of binomial variables.