

Analizy i prognozy polskiego rynku pracy

Przekrój wojewódzki



WYDAWNICTWO
UNIWERSYTETU
ŁÓDZKIEGO

Ekonomia

Analizy i prognozy polskiego rynku pracy

Przekrój wojewódzki

Barbara Dańska-Borsiak, Alicja Olejnik

Barbara Dańska-Borsiak, Alicja Olejnik – Uniwersytet Łódzki
Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Instytut Gospodarki Przestrzennej
Katedra Ekonometrii Przestrzennej, 90-214 Łódź, ul. Rewolucji 1905 r. nr 39

RECENZENT

Michał Pietrzak

REDAKTOR INICJUJĄCY

Beata Koźniewska

REDAKCJA

Magdalena Czarnecka

SKŁAD I ŁAMANIE

AGENT PR

KOREKTA TECHNICZNA

Wojciech Grzegorzczak

PROJEKT OKŁADKI

Agencja Reklamowa efectoro.pl

Zdjęcia wykorzystane na okładce: © Depositphotos.com/maxxyustas

© Depositphotos.com/nazirkhan

<https://doi.org/10.18778/8220-450-6>

© Copyright by Barbara Dańska-Borsiak, Alicja Olejnik, Łódź 2021

© Copyright for this edition by Uniwersytet Łódzki, Łódź 2021

Wydane przez Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego

Wydanie I. W.10181.20.0.K

Ark. wyd. 7,5; ark. druk. 8,5

e-ISBN 978-83-8220-450-6

Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego

90-131 Łódź, ul. Lindleya 8

www.wydawnictwo.uni.lodz.pl

e-mail: ksiegarnia@uni.lodz.pl

tel. 42 665 58 63

Spis treści

Wstęp	7
Rozdział 1	
Wprowadzenie do modelowania regionalnego rynku pracy	13
1.1. Wprowadzenie	13
1.2. Przegląd literatury przedmiotu	14
1.2.1. Regionalne rynki pracy na świecie	15
1.2.2. Regionalne rynki pracy w Polsce	20
1.3. Rynek pracy w Polsce na tle Unii Europejskiej	25
Rozdział 2	
Rynek pracy w Polsce	37
2.1. Wprowadzenie	37
2.2. Wybrane wskaźniki rynku pracy w Polsce	39
2.3. Analiza liczby pracujących oraz determinant zatrudnienia	52
Rozdział 3	
Modelowanie liczby pracujących w województwach	69
3.1. Wprowadzenie	69
3.2. Przestrzenny model liczby pracujących według województw	70
3.3. Panelowy model liczby pracujących według województw	84
Rozdział 4	
Prognozowanie liczby pracujących w województwach	89
4.1. Wprowadzenie	89
4.2. Prognozy determinant liczby pracujących	90
4.3. Prognoza liczby pracujących do roku 2050 na podstawie modelu SUR	97
Zakończenie	121
Bibliografia	127
Spis rysunków	131
Spis tabel	135

Wstęp

Zdezagregowane badania procesów gospodarczych są obecnie prowadzone przez wielu badaczy. Trend ten pojawił się w latach 30. i 40. XX w., kiedy to Alan Fisher (1935), Colin Clark (1940) i Jean Fourastié (1949) sformułowali teorię trzech sektorów gospodarki. Przedmiotem ich badań były międzysektorowe proporcje zatrudnienia, a uzyskane wówczas wyniki jednoznacznie pokazały, że analizy sektorowe pozwalają wzbogacić rozpoznanie procesów rozwoju gospodarczego. Dodatkowo stały się one motorem napędowym intensywnego rozwoju badań prowadzonych na podstawie danych zdezagregowanych według sektorów, sekcji, rynków lub jednostek przestrzennych. Szczególnie intensywnie rozwinął się nurt analiz przestrzennych, który przyniósł m.in. prace Paula Krugmana (1991) z jego teorią zwaną Nową Ekonomią Geograficzną (NEG). Zależności przestrzenne w kształtowaniu się zjawisk społeczno-ekonomicznych występują na wszystkich rynkach regionalnych, również na wojewódzkich rynkach pracy, które są przedmiotem analiz prezentowanych w niniejszej publikacji.

Rynek pracy jest mechanizmem gospodarczym regulującym wielkość podaży pracy i związany z nią popyt. Przez podaż pracy rozumie się ilość osób oferujących swoją pracę przy określonych stawkach, które mogą za nią otrzymać. Zapotrzebowanie na pracowników zgłaszane przez przedsiębiorstwa jest z kolei określane jako popyt na pracę, który zależy od kosztów zatrudnienia, koniunktury gospodarczej i elastyczności form zatrudnienia. Stan, w którym podaż i popyt na pracę są sobie równe, nazywa się równowagą na rynku pracy. Może ona być osiągnięta przy określonym poziomie płacy realnej. Oprócz czynników *stricte* ekonomicznych rozwój rynku pracy determinuje również otoczenie instytucjonalno-prawne, obejmujące prawo pracy, wysokość jej pozapłacowych kosztów, dostępność świadczeń społecznych dla osób bezrobotnych i biernych zawodowo itp. Istotny wpływ na funkcjonowanie rynku ma także sytuacja demograficzna, którą można określić na podstawie takich cech jak liczba ludności w wieku produkcyjnym¹ lub powyżej 15. roku życia. Ze względu na fakt, że wśród aktywnych zawodowo na regionalnych rynkach pracy znajdują się osoby powyżej 59. lub 64. roku życia, wydaje się, że lepszym miernikiem

1 Według metodologii Głównego Urzędu Statystycznego ludność w wieku produkcyjnym w Polsce to mężczyźni pomiędzy 18. a 64. rokiem życia i kobiety pomiędzy 18. a 59. rokiem życia.

jest liczba osób 15+. Nie bez znaczenia pozostaje również wpływ migracji międzywojewódzkich, emigracja zarobkowa Polaków oraz napływ pracowników z zagranicy. Czynniki te, choć istotnie oddziałują na popyt na pracę w województwach, są trudne do uwzględnienia w modelach ekonometrycznych ze względu na braki danych, ponieważ dane GUS na temat migracji międzywojewódzkich i zagranicznych dotyczą tylko przypadków przemieszczania się na pobyt stały.

Międzywojewódzkie przepływy pracowników są jednym ze źródeł występowania powiązań przestrzennych pomiędzy rynkami pracy poszczególnych województw. Do innych przyczyn można zaliczyć ponadregionalny zasięg działalności przedsiębiorstw, mobilność kapitału oraz to, że działalność gospodarcza w każdym województwie podlega jednakowym, ogólnokrajowym regulacjom prawnym. Powiązania pomiędzy rynkami pracy województw da się do pewnego stopnia odzwierciedlić w modelu poprzez wprowadzenie zmiennych ważonych przestrzennie. Taką próbę podjęto w badaniach prezentowanych w niniejszej publikacji. Inną metodą jest z kolei zastosowanie odpowiedniej konstrukcji modelu.

Autorki zastosowały dwa alternatywne podejścia – model o równaniach pozornie niezależnych i model danych panelowych. Jak wspomniano powyżej, istotnym czynnikiem wpływającym na sytuację na wojewódzkich rynkach pracy jest jej powiązanie z realiami panującymi w Polsce. Z jednej strony rynki pracy w każdym regionie mają swoją odmienną specyfikę, ale z drugiej strony istotny jest wpływ czynników ogólnokrajowych – rynki kształtują się w zależności od sytuacji gospodarczej w państwie, podlegają też jednakowej polityce rynku pracy prowadzonej przez rząd. Jak zatem zauważono w pracy Marka Góry i Urszuli Sztanderskiej (2006, s. 6): „Specyficzne cechy lokalnych rynków pracy na pewno mają znaczenie i trzeba je brać pod uwagę, jednak każdy lokalny rynek pracy jest przede wszystkim rynkiem pracy z rządzącymi nim ogólnymi prawidłowościami – a dopiero w drugiej kolejności konkretnym rynkiem pracy poddanym dodatkowym uwarunkowaniom, charakterystycznym tylko dla danego powiatu czy regionu”. Możliwym sposobem odzwierciedlenia wpływu polityk krajowych i ogólnej sytuacji gospodarczej w modelach ekonometrycznych jest włączenie jako zmiennych objaśniających charakterystyk ogólnokrajowych. Takiego właśnie zabiegu dokonano w modelach prezentowanych w niniejszej monografii.

Modelowanie zmiennych opisujących rynek pracy stanowi użyteczne narzędzie poznawcze służące monitorowaniu aktualnej sytuacji. Równie ważną rolę pełni prognozowanie, które należy uznać za jeden z najistotniejszych elementów pozwalających uczestnikom rynku pracy (głównie władzom publicznym i pracodawcom) na redukcję niepewności dotyczących przyszłego kształtowania się zjawisk. W złożonej przestrzeni społeczno-gospodarczej, w zmieniającej się koniunkturze i przy wielowymiarowym oddziaływaniu czynników o charakterze strukturalnym podejmowanie decyzji operacyjnych dotyczących bieżącego funkcjonowania podmiotów na rynku pracy oraz realizowanie polityki publicznej jawi się jako coraz bardziej wymagające zadanie. Jeszcze trudniejsze jest przewidywanie przyszłych zjawisk i trendów nie tylko w długim horyzoncie, ale też w perspektywie średnio- i krótkoterminowej.

W Polsce istnieje wiele instytucji publicznych i naukowych zajmujących się sporządzaniem prognoz rynku pracy. Prognozy te, często finansowane ze środków unijnych, nie są na ogół prognozami kompleksowymi. Dotyczą one często jedynie pewnych wycinków funkcjonowania rynku pracy, brakuje im też ciągłości. Podmiotami, które systematycznie dokonują krótkookresowych projekcji uwzględniających zjawiska rynku pracy, są Narodowy Bank Polski i Ministerstwo Finansów. Departament Analiz Ekonomicznych NBP w serii „Raporty i analizy” publikuje projekcje inflacji i wzrostu gospodarczego obejmujące liczbę pracujących w Polsce. Obecny horyzont prognozy to rok 2022, a informacje na ten temat znajdziemy na stronie: https://www.nbp.pl/home.aspx?f=/polityka_pieniezna/dokumenty/projekcja_inflacji.html.

Ministerstwo Finansów w ramach prac nad budżetem na kolejne lata publikuje dokument *Uzasadnienie do projektu ustawy budżetowej*, w którym uwzględniane są prognozy zjawisk na rynku pracy. Zamieszczony jest on na stronie <https://www.gov.pl/web/finanse/ustawy-budzetowe>. Prognozowaniem wybranych aspektów funkcjonowania rynku pracy zajmują się też organizacje pozarządowe, m.in. Instytut Badań nad Gospodarką Rynkową (INnGR), mający charakter think-tanku obywatelskiego (<http://www.ibngr.pl/>), oraz Polska Agencja Rozwoju Przedsiębiorczości (PARP), stawiająca sobie za cel tworzenie otoczenia wspierającego przedsiębiorców, szczególnie z sektora MŚP, oraz rozwój zasobów ludzkich (<https://www.parp.gov.pl/>).

Badania zaprezentowane w niniejszej publikacji wpisują się w oba nurty monitorowania i prognozowania liczby pracujących. Głównym celem monografii jest wyznaczenie prognoz liczb pracujących w 16 województwach na lata 2019–2050. Osiągnięcie tego celu stało się możliwe dzięki realizacji celów szczegółowych, jakimi były: dokonanie przeglądu istniejących badań, co pozwoliło umiejscowić prowadzone analizy w szerszym kontekście; przeprowadzenie szczegółowej analizy przestrzennej i czasowej liczby pracujących i innych zmiennych opisujących sytuację na wojewódzkich rynkach pracy; skonstruowanie i oszacowanie modelu liczby pracujących charakteryzującego się najlepszymi własnościami prognostycznymi.

Publikacja ma następującą strukturę. W rozdziale 1 dokonano przeglądu literatury dotyczącej praktycznych aspektów modelowania i prognozowania regionalnych rynków pracy. Modele takie są konstruowane dla krajów i ich regionów, dla grup państw zrzeszonych w organizacjach gospodarczych bądź dla pojedynczych regionów. Często opracowują je instytucje i konsorcja naukowe na zamówienie decydentów krajowych lub regionalnych. Charakteryzują się różnorodną, często skomplikowaną konstrukcją z wieloma sprzężeniami zwrotnymi pomiędzy zmiennymi regionalnymi i krajowymi. W podrozdziale 1.2 omówiono modele przeznaczone do monitorowania i prognozowania rynków pracy funkcjonujące w różnych krajach, konstruowane z zastosowaniem alternatywnych podejść badawczych i modelowych. Osobny paragraf poświęcono tym z nich, które opisują rynek pracy w Polsce. Podrozdział 1.3 zawiera porównanie sytuacji w polskich regionach NUTS 2 do analogicznych jednostek w całej Unii Europejskiej. Odniesienie takie daje możliwość spojrzenia na wojewódzkie rynki pracy w szerszym kontekście.

Rozważania zawarte w rozdziale 2 poświęcone są bardziej szczegółowemu omówieniu sytuacji na wojewódzkich rynkach pracy. Zaprezentowano tu przestrzenne i czasowe analizy opisujących je zmiennych, tworzących zestaw potencjalnych zmiennych objaśniających w ekonometrycznym modelu liczby pracujących według województw. Analizy te mają na celu identyfikację wzorców przestrzennych w wartościach charakterystyk zatrudnienia oraz ich zróżnicowania przestrzennego, a także ocenę długookresowej dynamiki zmian na regionalnych rynkach pracy w latach 1995–2018. Zakres przestrzenny przedstawionych w tym rozdziale analiz, podobnie jak w pozostałych częściach pracy, obejmuje 16 województw. Od 1 stycznia 2018 r. podział Polski na województwa nie jest tożsamy z podziałem na regiony NUTS 2, ponieważ w wyniku dokonanej wówczas przez Eurostat rewizji klasyfikacji w województwie mazowieckim wyróżniono dwa regiony – warszawski stołeczny i mazowiecki regionalny. Zakres czasowy prezentowanych analiz kończy się na roku 2018. Ze względu na niedostępność odrębnych danych historycznych dla 17 regionów NUTS 2 badaniem objęto 16 województw. Wykorzystane dane są dostępne na platformie Bank Danych Lokalnych GUS i pochodzą z rejestrów urzędowych oraz badania ankietowego Badanie Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL).

Rozdział 3 poświęcony jest modelowaniu liczby pracujących według województw. Na podstawie danych z lat 1995–2018 dla 16 województw oszacowano dwa alternatywne modele. Zbiór potencjalnych zmiennych objaśniających został szczegółowo przeanalizowany w podrozdziale 2.3. Z kolei w podrozdziale 3.2. opisano konstrukcję i wyniki estymacji przestrzennego modelu o równaniach pozornie niezależnych (SUR), a w podrozdziale 3.3 – konstrukcję i wyniki estymacji modelu panelowego liczby pracujących według województw. Model SUR został opracowany i oszacowany przez autorki w ramach projektu „System prognozowania polskiego rynku pracy”². Oba typy modeli charakteryzują się możliwością uwzględnienia wpływu czynników specyficznych dla poszczególnych województw przy jednoczesnej łącznej estymacji równań. W modelu SUR powiązania między województwami są uwzględniane poprzez zależności między składnikami losowymi, a w modelu panelowym przez założenie o jednakowym dla wszystkich województw wpływie zmiennych objaśniających na zmienną objaśnianą. Z kolei wpływ czynników specyficznych w modelu SUR uwzględniono poprzez dobór zbioru zmiennych objaśniających, który może być inny w poszczególnych równaniach, w modelu panelowym zaś poprzez wyodrębnienie efektów grupowych. W wyniku przeprowadzonej w końcowej części rozdziału analizy zdecydowano, że lepsze własności prognostyczne ma przestrzenny model SUR i to on zostanie wykorzystany do wyznaczenia prognoz liczby pracujących w województwach.

Procedura prognozowania liczby pracujących według województw na lata 2019–2050 została opisana w rozdziale 4. Składa się ona z trzech etapów. Pierwszym

2 Projekt współfinansowany ze środków EFS w ramach POWER, umowa nr: POWER.02.04.00-00-0083/17-00.

z nich było oszacowanie zależności pomiędzy liczbą pracujących w danym województwie a jej determinantami. Odpowiedni model wraz z uzasadnieniem jego jakości prognostycznej opisano wcześniej w rozdziale 3. Drugi etap polegał na wyznaczeniu prognoz zmiennych objaśniających modelu prognostycznego. W ostatnim etapie, zakładając, że ustalona w modelu relacja jest stabilna, wartości zmiennych objaśniających w okresie prognozy wykorzystane zostały do sporządzenia projekcji liczby pracujących do roku 2050. Założenia dotyczące trajektorii poszczególnych zmiennych sformułowano podczas prac w ramach wspomnianego powyżej projektu.

Autorki mają świadomość, że horyzont prognozy jest bardzo długi. Trudno o wiarygodne prognozy krajowych wartości kluczowych zmiennych objaśniających, takich jak PKB. Takie projekcje pojawiają się w długookresowych strategiach budowanych przez ministerstwa (w szczególności Ministerstwo Finansów) oraz w dokumentach OECD. Z kolei szacunki GUS dostarczają prognoz demograficznych dotyczących liczby ludności Polski według wieku. Są to jednak szacunki dotyczące całego kraju, które zostały autorsko zdezagregowane na poziom wojewódzki. Inne zmienne prognozowane były metodami ekonometrycznymi lub niestrukturalnymi. Autorki zdają sobie sprawę, że na wiarygodności prognoz w tak długim horyzoncie, oprócz błędów prognoz zmiennej objaśnianej i objaśniających, mogą niekorzystnie zaważyć niedające się przewidzieć czynniki losowe lub szoki gospodarcze. Mimo to podjęto próbę wskazania możliwych trajektorii kształtowania się liczby pracujących w województwach. Wskazane tu scenariusze mogą pełnić funkcję preparacyjną oraz aktywizującą, a więc pobudzić decydentów regionalnych i krajowych do przygotowania i podjęcia działań sprzyjających bądź zapobiegających realizacji prognoz.

Rozdział 1

Wprowadzenie do modelowania regionalnego rynku pracy

1.1. Wprowadzenie

W dobie globalizacji i internacjonalizacji coraz większe znaczenie ma zapewnienie konkurencyjności przedsiębiorstw i siły roboczej w skali regionalnej. Skuteczna polityka rynku pracy jest kluczowym czynnikiem zyskiwania przewagi konkurencyjnej. Regionalne analizy dotyczące aktualnych i przeszłych zmian na rynku pracy w połączeniu z dotyczącymi ich prognozami stają się coraz ważniejsze dla konkurencyjności regionu, ponieważ z ich pomocą podmioty działające na rynku pracy mogą reagować na czas i zapobiegać rozbieżnościom.

Jedno z narzędzi wspomagających polityki regionalne i ponadregionalne stanowią ekonometryczne modele rynków pracy. Są one konstruowane dla krajów i ich regionów, dla grup państw zrzeszonych w organizacjach gospodarczych bądź dla pojedynczych regionów. Jako szczególnie ciekawe należy wskazać modele konstruowane przez instytucje naukowe, często na zamówienie decydentów, budowane jako modele hierarchiczne, w których występują sprzężenia zwrotne pomiędzy zmiennymi regionalnymi i krajowymi. Początkowo badania empiryczne były prowadzone dla gospodarek krajowych. Modele regionalne, w tym modele regionalnych rynków pracy, zaczęły powstawać w drugiej połowie XX w. W 1969 r. została opublikowana pierwsza wersja modelu Philadelphia¹, będącego jednym z pierwszych w świecie modeli wielorównaniowych opisujących gospodarkę regionalną. Jest on skonstruowany dla jednego regionu i cechuje się dwupoziomową strukturą. Dodatkowo uwzględnione w nim powiązania między gospodarką całego regionu

1 Model skonstruowano dla Philadelphia Standard Metropolitan Statistical Area (PSMSA), obejmującego miasto Philadelphia i otaczające je hrabstwa ze stanów Pensylwania i New Jersey. Szczegółowe omówienie jego konstrukcji znaleźć można w pracy Bogdana Suchckiego et al. (1993).

a gospodarkami dwóch podregionów (miasta Philadelphia oraz obszarów podmiejskich) zostały ujęte poprzez dobór zmiennych objaśniających dotyczących całego regionu albo podregionów. W modelu występuje blok równań opisujących popyt na pracę, który jest funkcją produkcji w regionie oraz opóźnionego w czasie popytu na pracę. Innymi pionierskimi ekonometrycznymi modelami regionalnymi, uwzględniającymi zależności między gospodarką regionu a gospodarką większej jednostki (kraju lub organizacji), są m.in. międzyregionalny, międzysektorowy model FLEUR dla krajów EWG (por. Molle, 1983) oraz system modeli wieloregionalnych REGINA dla Francji (por. Courbis, 1972).

Dostępność danych statystycznych charakteryzujących społeczno-ekonomiczną strukturę badanego regionalnego rynku pracy powoduje, że analizy empiryczne są prowadzone w odniesieniu do regionów administracyjnych. Jednakże zasięg działalności gospodarczej jest na ogół inny niż terytorium danego regionu, dlatego bardzo ważne jest, aby analizy uwzględniały występowanie zależności przestrzennych. Takie badania obejmują różne szczeble dezagregacji geograficznej, najczęściej poziomy NUTS 1 i NUTS 2 (ang. *Nomenclature of Territorial Units for Statistics*, NUTS), co wynika m.in. z dużej dostępności danych statystycznych. Przedstawiony w niniejszym rozdziale przegląd również koncentruje się na badaniach empirycznych dotyczących regionów tych szczebli.

Modele rynków pracy funkcjonujące w różnych krajach, konstruowane z zastosowaniem alternatywnych podejść badawczych i modelowych, zostały opisane w podrozdziale 1.2. Z kolei w podrozdziale 1.3 przybliżono sytuację na polskim rynku pracy i porównano ją z innymi krajami europejskimi.

1.2. Przegląd literatury przedmiotu

Modelowanie i prognozowanie zatrudnienia oraz innych zmiennych charakteryzujących sytuację na rynku pracy jest przedmiotem wielu prac o charakterze teoretycznym i empirycznym. Analizy gospodarek narodowych zawierające podmoduły regionalne są prowadzone w wielu krajach przez instytucje rządowe, banki centralne lub konsorcja naukowe. W tych z reguły bardzo dużych modelach istotną rolę pełnią bloki opisujące rynek pracy. Badania nad jego funkcjonowaniem są też przedmiotem zainteresowania naukowców publikujących wyniki swoich prac w specjalistycznych czasopismach. Poniżej opisano najbardziej znaczące modele wspomagające prowadzenie polityk krajowych lub lokalnych, wykorzystywane przez instytucje amerykańskie i europejskie, oraz wiodące wyniki badań empirycznych prezentowanych w czasopismach naukowych. W pierwszej części przeglądu zaprezentowano wyniki dotyczące rynku pracy regionów Europy i świata, w drugiej zaś obejmujące regionalne rynki pracy w Polsce.

1.2.1. Regionalne rynki pracy na świecie

Jedne z najszerzej zakrojonych pod względem terytorialnym projekcji zasobów pracy są prowadzone przez Międzynarodowe Biuro Pracy (*International Labour Office*, ILO). Stanowią one część międzynarodowego programu, którego celem jest dokonanie szacunków i prognoz demograficznych realizowanych przez agencje ONZ. W raporcie Biura (ILO, *Labour Force Estimates and Projections*, 2017) przedstawiono szacunki i prognozy zasobów siły roboczej do 2030 r. dla 189 krajów i terytoriów świata jako całości i dziewięciu jego regionów. Prognozowaną zmienną był wskaźnik aktywności zawodowej według płci i jedenastu grup wiekowych. W przeciwieństwie do poprzednich edycji badania prognozy uzyskano wyłącznie w oparciu o metody ekonometryczne, co zapewniło ich przejrzystość i powtarzalność. Edycja raportu z 2017 r. bazuje na danych z lat 1990–2016, a projekcje wyznaczono na lata 2017–2030. Dane są dostępne w bazie danych Międzynarodowego Biura Pracy ILOSTAT: <http://www.ilo.org/ilostat>.

W Europie największym i najnowszym modelem służącym do analiz ekonomicznych jest model RHOMOLO². Został on opracowany na zlecenie Komisji Europejskiej przez zespół *Regional Economic Modelling* Wspólnego Centrum Badawczego (ang. *Joint Research Centre*, JRC) we współpracy z Dyrekcją Generalną ds. Polityki Regionalnej i Miejskiej (DG REGIO)³. Jest to dynamiczny przestrzenny model równowagi ogólnej (CGE), uwzględniający kluczowe założenia modeli Nowej Ekonomii Geograficznej (Krugman, 1991). Gospodarka globalna została w nim podzielona na gospodarki 267 regionów NUTS 2 Unii Europejskiej i jedną gospodarkę zagregowaną obejmującą resztę świata. Z kolei każda z tych gospodarek dzieli się na sześć sektorów zgodnie z klasyfikacją NACE Rev.2. Zakres czasowy modelu sięga od roku bazowego (2007) do stanu długookresowej równowagi określonej przez trajektorię wzrostu gospodarczego, którą można rozszerzyć poprzez integrację z innymi długookresowymi modelami makroekonomicznymi, np. QUEST III⁴.

Ze względu na przyjęte przy konstrukcji tego modelu założenia okazuje się on szczególnie użyteczny przy ewaluacji polityk inwestycji w kapitał ludzki, infrastrukturę transportową i innowacje. Transakcje pieniężne w gospodarce uwzględniono jako efekt decyzji optymalizacyjnych podejmowanych na rynku. Towary i usługi

2 Informacje o aktualnych wersjach modelu, publicznie dostępne bazy danych wykorzystanych do estymacji oraz kolejne wersje raportów technicznych są dostępne na stronie <https://ec.europa.eu/jrc/en/rhomolo> (dostęp: grudzień 2020).

3 JRC jest wewnętrznym działem naukowym Komisji Europejskiej, mającym zapewnić politykom niezależne doradztwo oparte na dowodach naukowych, a REGIO to dyrekcja generalna Komisji Europejskiej, która odpowiada za politykę UE dotyczącą regionów i miast.

4 QUEST III jest modelem DSGE gospodarki otwartej oszacowanym metodami bayesowskimi na podstawie danych z krajów strefy euro. Modelowane są aktywne zasady polityki pieniężnej i fiskalnej (w odniesieniu do konsumpcji rządowej, inwestycji, transferów i podatków od wynagrodzeń), dzięki czemu model może być wykorzystywany do analizy skuteczności polityk stabilizacyjnych. Jego opis przedstawiono w pracy Ratto et al. (2008).

konsumowane przez gospodarstwa domowe, rządy i firmy są produkowane na rynkach zarówno doskonale, jak i niedoskonale konkurencyjnych. Interakcje przestrzenne między regionami zostały uwzględnione poprzez wprowadzenie macierzy kosztów handlu towarami i usługami oraz przyjęcie mobilności czynników ludzkich i kapitałowych w postaci migracji i przepływów inwestycji. RHOMOLO jest szeroko stosowany do oceny wpływu europejskich funduszy strukturalnych i inwestycyjnych, takich jak EFRR i EFS, przez co znajduje wykorzystanie wraz z Europejskim Bankiem Inwestycyjnym (EBI) przy ocenie wpływu decyzji makroekonomicznych Banku.

Analizy prowadzone na podstawie modelu RHOMOLO przez zespół *Regional Economic Modelling* od 2018 r. są systematycznie publikowane w JRC Working Paper series on Territorial Modelling⁵. Dodatkowo opracowano narzędzie informatyczne⁶, pozwalające załogowanym użytkownikom na stosowanie uproszczonej wersji modelu w celu symulacji wpływu zmian strukturalnych (szoków) na produktywność pracy, łączną produktywność czynników produkcji i koszty transportu.

W modelu RHOMOLO uwzględniono specyfikę regionalnych rynków pracy, odmienną od specyfiki rynków krajowych. Założono, że na lokalnych rynkach pracy mają miejsce procesy dostosowania do zmian spowodowanych przez procesy globalne, w szczególności integrację regionalną i kryzysy gospodarcze. Mogą one mieć miejsce m.in. poprzez zmiany poziomu bezrobocia, udziału pracujących, zmiany w wartościach wynagrodzeń pracowników czy migrację zarobkową. Rynki regionalne charakteryzują się odmiennymi mechanizmami dostosowawczymi od rynków krajowych. Mają większą specjalizację produkcji dóbr i usług i są bardziej zróżnicowane pod względem charakterystyk siły roboczej. Ze względu na wysoki stopień integracji lokalnych gospodarek Unii Europejskiej (UE) kanały dostosowań rynku pracy mogą się wzajemnie wzmacniać lub z czasem neutralizować. Z tego powodu zakłada się, że analiza dynamiki dostosowań pomiędzy regionami prawdopodobnie przyniesie lepsze rezultaty niż analiza na poziomie krajowym, gdzie różnokierunkowe mechanizmy mogą się wzajemnie znosić. W modelu RHOMOLO równowaga na regionalnych rynkach pracy zależy od popytu na pracę ze strony firm, przebiegu krzywej płac, poziomu bezrobocia oraz wielkości międzyregionalnych migracji siły roboczej.

W modelu bezrobocie objaśniono za pomocą krzywej płac, łączącej zmiany regionalnych stóp bezrobocia ze zmianami regionalnych płac realnych. Opisuje ona ujemną zależność pomiędzy poziomem bezrobocia a płacami, która powstaje, gdy te zmienne są rozpatrywane na poziomie regionalnym. Każda zmiana podstawowych charakterystyk rynku pracy przekłada się na przesunięcia krzywej płac, dlatego może ona służyć jako uproszczenie bardziej kompletnego opisu

5 Por. <https://ideas.repec.org/s/ipt/termod.html> (dostęp: listopad 2020).

6 Por. <https://rhomolo.jrc.ec.europa.eu/> (dostęp: listopad 2020); formalny opis modelu znajduje się w pracy Brandsma *et al.* (2014).

niedoskonałego rynku pracy. Więcej informacji o założeniach i strukturze modelu RHOMOLO można znaleźć np. w pracy Andries Brandsma *et al.* (2013).

Modele służące do prognozowania wskaźników gospodarczych, w tym podstawowych charakterystyk rynku pracy, są też tworzone i wykorzystywane w poszczególnych krajach członkowskich Unii Europejskiej.

Brytyjski Bank of England od 2011 r. posługuje się platformą prognostyczną (Burgess *et al.*, 2013), w skład której wchodzi cztery komponenty. Pierwszy to strukturalny model COMPASS, drugi stanowi zestaw modeli pomocniczych służących do uzupełnienia luk w obszarach nieopisanych przez COMPASS i zapewnienia krzyżowych kontroli prognoz z modelu. Kolejnym komponentem jest zestaw narzędzi do modelowania i projekcji makroekonomicznej MAPS, a ostatnim – interfejs użytkownika EASE.

COMPASS, nazywany centralnym modelem organizacyjnym, ma trzy główne cele: jest ramą organizacyjną dla budowy prognozy, umożliwia analizę i wyjaśnienie prognoz, stanowi podstawę do oceny wrażliwości prognoz na alternatywne założenia. Uznaje się go za model otwartej gospodarki, klasy DSGE, oszacowany na danych krajowych dla Wielkiej Brytanii przy użyciu metod bayesowskich. Zakłada się w nim, że płace i ceny są nieelastyczne, dlatego polityka pieniężna może wpływać na rzeczywiste zmienne, takie jak produkcja i nadmierne zatrudnienie w średnim horyzoncie czasowym, ale nie w dalszej perspektywie. Ze względu na to, że COMPASS jest modelem stosunkowo małym i prostym, duże znaczenie dla funkcjonowania całej platformy prognostycznej ma dodatkowy zestaw modeli pomocniczych. Składa się on z ponad 50 modeli, które można podzielić na trzy obszerne kategorie: modele odzwierciedlające szoki gospodarcze i obszary gospodarki, które są pominięte w COMPASS; modele rozszerzające zakres prognozy poprzez tworzenie prognoz dla zmiennych niemodelowanych przez COMPASS oraz te, które oferują kontrole krzyżowe poprzez generowanie alternatywnych prognoz dla zmiennych modelowanych w COMPASS. Spośród zmiennych opisujących rynek pracy model uwzględni tylko liczbę godzin przepracowanych ogółem, jednak nie generuje prognoz zatrudnienia ani stopy bezrobocia. Prognozy te uzyskiwane są z modelu pomocniczego, który jest uruchamiany równoległe z COMPASS. Aby te dodatkowe informacje były zgodne z wygenerowanymi bezpośrednio z modelu centralnego, prognozy z COMPASS są wprowadzane do modeli pomocniczych jako dane wejściowe. W ten sposób na podstawie oszacowań COMPASS dotyczących liczby godzin ogółem prognozowane są m.in.: liczba pracujących, stopa bezrobocia, wskaźnik zatrudnienia.

W Stanach Zjednoczonych funkcjonuje agencja Departamentu Handlu (ang. *Department of Commerce*) pod nazwą Amerykańskie Biuro Analiz Ekonomicznych (ang. *U.S. Bureau of Economic Analysis, BEA*). Zajmuje się ona zbieraniem i opracowaniem danych, prowadzi badania naukowe, opracowuje i wdraża metody estymacji oraz rozpowszechnia statystyki publicznie. Dodatkowo podejmuje się analiz na poziomie międzynarodowym, federalnym i regionalnym, a także wykonuje badania branżowe dla pojedynczych sekcji gospodarki oraz analizy

input-output. Wyniki badań naukowych prowadzonych przez BEA na poziomie regionalnym dostępne są na stronie <https://www.bea.gov/research/papers>.

System informacji o rynku pracy LMI (ang. *labor market information system*), który również działa w USA, dostarcza informacji i analiz dotyczących wielkości i charakterystyk rynku pracy, w tym popytu, podaży i ich relacji, czynników determinujących rynek, struktury sektorowej i zawodowej, poziomu wykształcenia, efektów szkolenia i pośrednictwa pracy. LMI jest systemem stworzonym przez *Labor Market Information Institute*, funkcjonujący w ramach grupy *Workforce-GPS* sponsorowanej przez *U.S. Department of Labor, Employment and Training Administration*⁷. Użytkownikami systemu LMI są uczestnicy i doradcy rynku pracy, decydenci i planiści, media i instytucje komercyjne. Integralną część systemu stanowią dane z rynku pracy, opracowywane i analizowane w taki sposób, aby dostarczyć użytkownikom informacji dotyczących pracowników i sieci wsparcia w korzystaniu z nich. Finalne wyniki analiz LMI obejmują trzy główne kategorie. Pierwsze są to produkty, które pomagają osobom poszukującym znaleźć pracę, określić wymagania dotyczące umiejętności lub wykształcenia, zyskać możliwości szkolenia, dopasowywać osoby poszukujące pracy do oferowanego stanowiska, wskazać nowe ścieżki kariery. Drugie to tzw. produkty ogólnoeconomiczne, czyli dane, analizy lub badania dotyczące niektórych ukierunkowanych aspektów gospodarki. Trzecią kategorię stanowią „produkty rynku pracy” – dane, analizy lub badania dotyczące ogólnych trendów lub wyników z rynku pracy.

Analizy i prognozy sytuacji na regionalnych rynkach pracy są też tematem licznych badań naukowych. W książce Claudia Knobel *et al.* (2008) opisano alternatywne metodologie stosowane w regionalnych systemach prognozowania rynków pracy w różnych krajach europejskich. Niekiedy podejście do konstrukcji i metodologii prognozowania regionalnego jest inspirowane istniejącym modelem narodowym. W innych przypadkach konstrukcja modelu regionalnego pozostaje zależna od wyników modelu krajowego. Istnieją również modele regionalne, które są tworzone i estymowane niezależnie od modeli krajowych.

Przykładami regionalnych modeli rynków pracy, bazujących na prognozach krajowych zarówno pod względem metodologii, jak i wyników, są modele brytyjski i holenderski. Brytyjski *Local Economy Forecasting Model* (LEFM) (por. Wilson, 2008) łączy krajową i regionalną prognozę sporządzoną przez Cambridge Economics z kluczowymi wskaźnikami gospodarki i rynku pracy na poziomie regionalnym. Model ten dostarcza informacji o liczbie pracujących według sekcji, o formach zatrudnienia (w pełnym bądź niepełnym wymiarze, samozatrudnienie) oraz płci, a także strukturze zawodowej. Tak szczegółowa analiza i projekcje rynków pracy w regionach są możliwe dzięki połączeniu różnorodnych źródeł danych dla poszczególnych poziomów agregacji przestrzennej. Z kolei holenderski model regionalny składa się z osobnych równań popytu na zawody i umiejętności, których

7 Por. https://lmi.workforcegps.org/resources/2015/06/18/11/29/ALMIS_Data_Dissemination_for_LMI_Planning (dostęp: listopad 2020).

prognozy, w połączeniu z równaniami podaży pracy, pozwalają szacować wielkość przyszłego niedopasowania na regionalnych rynkach pracy (Kriechel *et al.*, 2008). Prognozy regionalnego popytu na pracę są wyznaczane dla 14 sekcji. W modelu regionalnym wykorzystuje się zmienne krajowe, przede wszystkim jako zmienne niezależne, ale też jako ich substytuty w przypadku niedostępności danych regionalnych. Szczegółowe dane dotyczące przekroju zawodowego oraz według wieku i płci niedostępne są zwłaszcza na poziomie regionów. W celu ich oszacowania stosuje się metodę RAS. Umożliwia ona opracowanie rozkładu zmiennych regionalnych na podstawie znanego rozkładu zmiennych krajowych. Jak podkreśla Ben Kriechel *et al.* (2008), konstruowanie modeli regionalnych w zależności od modelu krajowego (podejście *bottom-up*) jako jedyne gwarantuje zgodność wyników obu modeli.

Jako przykład odmiennego podejścia można wskazać prognozę liczby pracujących w 176 regionach niemieckich, tzw. *labour market districts* (Hampel *et al.* 2008). Jest ona krótkookresowa, bo przygotowana jedynie na dwa lata. Jej autorzy krytycznie porównują prognozy sporządzone na podstawie szeregów czasowych metodami ARIMA, wykładniczo ważonej średniej ruchomej (EWMA), Holta oraz w oparciu o model strukturalny szeregów czasowych (SC). Ze względu na to, że analizowane regiony są na tyle małe, że ich rynki pracy mogą podlegać wpływom z regionów sąsiednich, do jednej z wersji klasycznego modelu strukturalnego dołączono komponent przestrzenny w postaci składowej opisującej autoregresję przestrzenną (model SCSAR). Uwzględnienie zależności przestrzennych zauważalnie podniosło jakość prognoz. SCSAR okazał się najlepszym modelem prognostycznym dla 36 regionów. Jego prognozy obarczone były najniższym błędem MAPE. W przypadku aż 85 regionów, czyli niemal połowy spośród wszystkich objętych analizą, najlepsze prognozy uzyskano z modelu EWMA. Dodatkowo charakteryzował się on optymalnymi możliwościami uwzględnienia sezonowości w prognozach.

Interesującą analizę regionalnej mobilności zasobów siły roboczej przeprowadzono dla regionów fińskich (por. Poghosyan, 2018). Analizy dokonano dla regionów NUTS 3 i NUTS 4, stosując dwa uzupełniające się podejścia – model VAR i model grawitacji. Jako determinanty międzyregionalnych przepływów pracowników fińskich wybrano PKB *per capita*, stopę bezrobocia, koszty mieszkaniowe i gęstość zaludnienia. Z kolei poziom wynagrodzeń okazał się nieistotny statystycznie. Finlandia jest krajem o relatywnie niskiej przeciętnej gęstości zaludnienia, przy jednoczesnym dużym zróżnicowaniu regionalnym tej cechy. Większe natężenie zarówno przyływów, jak i odpływów migracyjnych odnotowano w bardziej zaludnionych regionach. System negocjacji płacowych jest w tym kraju scentralizowany, co powoduje relatywnie niskie zróżnicowanie wynagrodzeń pomiędzy regionami i może tłumaczyć nieistotność tej zmiennej w modelu grawitacji.

Podejście oparte na globalnym modelu wektorowej autoregresji (GVAR) zastosowane zostało do modelowania i prognozowania regionalnych rynków pracy w Niemczech (por. Schanne, 2010). Modele GVAR pozwalają uwzględnić związki między lokalnym rynkiem pracy a rynkami sąsiednimi, a także zarówno

dynamiczne, jak i przestrzenne zależności przekrojowe pomiędzy regionami. Interesującym podejściem zastosowanym przez autora jest to, że oprócz badania wpływu, jaki na zatrudnienie i bezrobocie wywierają powszechnie stosowane wskaźniki cyklu koniunkturalnego i rynku pracy, analizie poddano również wpływ czynników klimatycznych.

W literaturze znajdziemy liczne przykłady badań regionalnych rynków pracy opartych na podejściu Oliviera J. Blancharda i Lawrence'a F. Katza (1992). Solmaria Vega i Paul J. Elhorst (2014) skonstruowali i oszacowali przestrzenny model rynku pracy dla 112 regionów z ośmiu krajów Unii Europejskiej na podstawie danych rocznych z okresu 1986–2010. Autorzy oszacowali dynamiczny model przestrzenny dla danych panelowych, umożliwiając modelowanie interakcji między regionami. Najważniejsze wnioski dotyczą efektów rozprzestrzeniania, które w większości przypadków są statystycznie istotne. Szoki popytowe najsilniej wpływają na rynek pracy regionu, w którym one następują, ale rozprzestrzeniają się też na regiony będące sąsiadami pierwszego, a nawet drugiego rzędu.

Inne modele bazujące na metodologii O.J. Blancharda i L.F. Katza zostały skonstruowane przez Hektora Sala i Pedro Trivína (2014), Roberta Beyera i Franka Smetsa (2015), a także Alfonso Arpaia *et al.* (2015). Przywołani powyżej H. Sala i P. Trivín (2014) badali, jak hiszpański rynek pracy reaguje na różnego rodzaju regionalne szoki zatrudnienia. Reakcje na wstrząsy są w nim widoczne poprzez zmiany w bezrobociu, uczestnictwie w rynku pracy i mobilności przestrzennej. Z kolei R. Beyer i F. Smets (2015) porównali reakcje rynków pracy w Europie i Stanach Zjednoczonych na szoki regionalne oraz rynków pracy w Europie na szoki krajowe, a także dokonali analizy zmian w czasie. Autorzy zastosowali wielopoziomowy model czynnikowy do dekompozycji regionalnych zmiennych rynków pracy, a następnie oszacowali dostosowania poziomu zatrudnienia, wskaźnika zatrudnienia i wskaźnika uczestnictwa przy użyciu zmiennych regionalnych oraz krajowych. Alfonso Arpaia *et al.* (2015) analizowali zaś makroekonomiczne uwarunkowania mobilności siły roboczej i jej rolę w dostosowaniu do szoków asymetrycznych na poziomie krajowym i regionalnym w UE.

1.2.2. Regionalne rynki pracy w Polsce

Polski rynek pracy stoi przed narastającymi problemami związanymi z depopulacją i starzeniem się społeczeństwa. Niekorzystne tendencje demograficzne nakładają się na małą wydajność pracy i niski wskaźnik aktywności zawodowej. W roku 2018 tylko 56% populacji w wieku 15 lat i więcej było aktywne zawodowo w porównaniu ze średnią unijną równą 58%. Problemem, który będzie znacząco wpływał na rynek pracy w perspektywie kilkunastu lat, jest utrzymujący się niski współczynnik dzietności. W 2018 r. wyniósł on 1,45, podczas gdy przyjmuje się, że dopiero współczynnik między 2,10 a 2,15 zapewnia prostą zastępowalność pokoleń. Według prognoz (por. np. Bogdan *et al.*, 2015, s. 72–73) liczba ludności Polski w wieku 15–59 do roku 2025

zmniejszy się o 2,7 mln osób w porównaniu do roku 2015. Ten spadek mógłby zostać zrekompenzowany dzięki aktywnej polityce zwiększającej liczbę pracujących kobiet, udział w rynku pracy osób młodych (w wieku 15–24 lat) oraz osób starszych (55–59 lat), a także zachęcającej do imigracji bądź reemigracji Polaków mieszkających i pracujących za granicą. Dokładna analiza zmian na polskim rynku pracy, już zachodzących i prognozowanych do roku 2025, jest zawarta w raporcie Wojciecha Bogdana *et al.* (2015, s. 71–80). Ze względu na niekorzystny ogólny kierunek prognozowanych zmian badania sytuacji na krajowym i regionalnych rynkach pracy zyskują na znaczeniu. Wykorzystanie opracowanych na ich podstawie prognoz może wspomóc działania zmierzające do zmniejszenia istniejących niedopasowań i wpłynąć na wzrost liczby pracujących oraz na efektywne wykorzystanie ich kwalifikacji.

W latach 2011–2013 Centrum Rozwoju Zasobów Ludzkich w partnerstwie z Instytutem Pracy i Spraw Socjalnych realizowało projekt „Analiza procesów zachodzących na polskim rynku pracy i w obszarze integracji społecznej w kontekście prowadzonej polityki gospodarczej”. W projekcie tym wyodrębniono zadanie, jakim jest: „Opracowanie zintegrowanego systemu prognostyczno-informacyjnego umożliwiającego prognozowanie zatrudnienia”. Miało ono na celu opracowanie systemu umożliwiającego analizowanie, monitorowanie i prognozowanie sytuacji na rynku pracy oraz ocenę efektywności usług świadczonych przez instytucje rynku pracy.

Zintegrowany system prognostyczno-informacyjny został opracowany po rozpoznaniu podstaw teoretycznych oraz dotychczasowych doświadczeń w zakresie prognozowania zatrudnienia w Polsce i na świecie. Najważniejszą część projektu stanowiło wyznaczenie prognozy popytu na pracę według grup zawodów do 2020 r. w naszym kraju w trzech przekrojach. Wyróżniono zatem prognozę globalną dla całego kraju, prognozy dla wszystkich 16 województw i prognozy dla czterech sektorów gospodarczych (rolniczego, przemysłowego oraz usług rynkowych i nierynkowych). Do ich wyznaczenia zastosowano metody ekonometryczne, w szczególności prognozy wojewódzkie oparte zostały o przestrzenny, 16-równaniowy model SUR, w którym liczba pracujących w województwie zależy od liczby pracujących w Polsce, PKB danego województwa, właściwego mu przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia, relacji płacy minimalnej do wojewódzkiego wynagrodzenia przeciętnego, udziału nakładów na środki trwałe brutto w PKB. Nie wszystkie wymienione zmienne okazały się istotne w każdym równaniu, ponadto część z nich była ważona przestrzennie. Postać modelu, wyniki estymacji oraz metody prognozowania omówiono dokładnie m.in. w opracowaniu Bogdana Sucheckiego *et al.* (2014) bądź Barbary Dańskiej-Borsiak *et al.* (2014).

Strukturą organizacyjną Wojewódzkich Urzędów Pracy, wspierającą lokalną politykę rynku pracy pod względem badawczym i informacyjnym, są Wojewódzkie Obserwatoria Rynków Pracy, które powstawały od 2000 r. chociażby dzięki wsparciu funduszy unijnych. Działania prowadzone przez Obserwatoria umożliwiły stworzenie bazy danych statystycznych i urzędowych, wyników badań empirycznych i ekspertyz dotyczących podaży pracy, popytu na pracę, trendów rozwoju

gospodarczego, edukacji zawodowej i ustawicznej, sytuacji grup słabych i wykluczonych z rynku pracy. Podstawowym celem ich działania jest poszukiwanie metod bieżącego monitorowania podaży i popytu na pracę, struktury demograficznej oraz kapitału społecznego mieszkańców województwa oraz wskazanie sposobów utrzymania stabilnego zatrudnienia, radzenia sobie z bezrobociem i reintegracji zawodowej.

Obserwatoria zlecają też przeprowadzanie badań i ekspertyz naukowych. Interesującym przykładem takiego działania jest raport Marzeny Sochańskiej-Kawieckiej *et al.* (2018). Celem badania było ustalenie, czy i w jakim zakresie wiek osób zatrudnianych przez pracodawców działających w województwie łódzkim jest czynnikiem różnicującym popyt na pracę na tym obszarze. Przeprowadzono je metodami jakościowymi: analiza *desk research*, wywiady grupowe, jeden indywidualny wywiad pogłębiony i badanie kwestionariuszowe PAPI na próbie tysiąca przedsiębiorstw. Jak podkreślają autorzy, łódzki rynek pracy jest rynkiem specyficznym, doświadczającym deficytu pracowników o odpowiednich kwalifikacjach. Braki te wynikają z ujemnego salda migracji, w tym odpływu wykwalifikowanej siły roboczej do innych regionów w poszukiwaniu lepszych warunków pracy oraz zaszłości historycznych – pracownicy kształceni byli z myślą o gospodarce opartej na przemyśle lekkim. Około połowa zatrudnionych przypada na trzy kluczowe branże województwa, którymi są handel i naprawa, przemysł oraz budownictwo. Relatywnie wysoki poziom zatrudnienia notuje się w edukacji oraz opiece zdrowotnej i pomocy społecznej. Ponad 50% ogółu pracujących to osoby w wieku 25–44 lat. Jest to jednocześnie grupa wiekowa najchętniej zatrudniana przez pracodawców. Wyjątek stanowią stanowiska kierownicze, na które preferowane są osoby w wieku 35–44 czy nawet w przypadku niektórych branż (działalność finansowa i ubezpieczeniowa oraz usługowa związana z obsługą firm i nieruchomości) 45–54 lat (Sochańska-Kawiecka *et al.*, 2018, s. 91–103, 111–112). W tym przypadku wiek wiąże się z pożądanym doświadczeniem zawodowym. Umiejętności, doświadczenie i kierunek wykształcenia lub zawód to najważniejsze cechy wskazane przez potencjalnych pracodawców. O wieku jako o kryterium wyboru kandydata (na dowolne stanowisko) mówiło tylko 8% badanych podmiotów. Nie jest on zatem dla pracodawców samodzielną kategorią decydującą o wyborze, ale może być traktowany jako cecha, która w pewnym stopniu podnosi prawdopodobieństwo posiadania przez pracownika lub kandydata na pracownika określonego zestawu przymiotów (Sochańska-Kawiecka *et al.*, 2018, s. 112).

Innym przykładem ekspertyz wykonywanych na zlecenie Obserwatoriów jest raport Ewy Kusideł i Artura Gajdosa (2013). Przestrzenny zakres analizy obejmuje sześć podregionów NUTS 3 województwa mazowieckiego. Prognozę liczby pracujących wyznaczono na lata 2014–2020 na podstawie danych z okresu 1995–2013. Analizy i oszacowania obejmują strukturę sektorową oraz zawodową pracujących w podregionach. Do prognozowania rozważano wykorzystanie modelu liczby pracujących wyprowadzonego na podstawie funkcji produkcji Cobb-Douglasa. Jednak ze względu na ograniczoną dostępność i wiarygodność danych

oraz ich wysoką zmienność niemożliwe okazało się poprawne objaśnienie liczby pracujących w poszczególnych sektorach podregionów Mazowsza na podstawie wspomnianego modelu. Nie dało się zatem wykorzystać go do prognozowania, co spowodowało konieczność sięgnięcia po inną procedurę. W jej pierwszym kroku oszacowano funkcje trendu, w których objaśniano odchylenia wydajności pracy w podregionie od wydajności w województwie właściwe dla każdego sektora. Funkcje te miały postać liniową, wykładniczą lub logarytmiczną. Następnie do uzyskanych w ten sposób prognoz wydajności podstawiano wartości produkcji w poszczególnych sektorach gospodarczych i podregionach, wyliczając w ten sposób liczbę pracujących w danym sektorze i podregionie (por. Kusideł, Gajdos, 2013, s. 57–59, 121–125). Prognozy liczby pracujących w sektorach poszczególnych podregionów na lata 2014–2020 wyznaczono jako iloraz prognozowanych wartości produkcji oraz wydajności pracy.

Ocena skuteczności mechanizmów dostosowania regionalnego rynku pracy w Polsce w reakcji na asymetryczne szoki została przedstawiona w pracy Aleksandry Rogut (2008). Pojęcie szoku asymetrycznego wiąże się z różnicą między regionalną a ogólnokrajową reakcją na to zjawisko. Jeśli przyrost (spadek) wielkości zatrudnienia w regionie reaguje wprost proporcjonalnie na przyrost (spadek) wartości krajowej w tym samym okresie, określa się ją jako całkowicie symetryczną. Jeśli zaś taka reakcja w ogóle nie występuje, przyrost (spadek) poziomu zatrudnienia w regionie jest asymetryczny.

W swym badaniu autorka zastosowała podejście O.J. Blancharda i L.F. Katza (1992), szacując dla każdego województwa model w postaci: $\Delta \log L_{it} = \alpha + \beta \Delta \log L_t + \varepsilon_{it}$, gdzie L_{it} , L_t oznaczają odpowiednio liczbę pracujących w regionie i oraz w Polsce w roku t . Im większe odchylenie standardowe parametru β , tym regionalne reakcje na zmianę wartości ogólnokrajowej są bardziej asymetryczne. W przypadku województw odchylenie to było porównywalne z wartością dla regionów strefy Euro (0,63 wobec 0,72). Ponadto stwierdzono, że rynki pracy w województwach bardziej zurbanizowanych, ze stolicami w dużych aglomeracjach, reagowały w większym stopniu symetrycznie na krajowe zmiany zatrudnienia niż pozostałe województwa.

Do zbadania tempa i czasu trwania procesów dostosowawczych na regionalnych rynkach pracy zastosowano modele VAR. Opracowano je dla liczby pracujących, stopy bezrobocia i współczynnika aktywności zawodowej. Były one szacowane dla każdego województwa na podstawie danych kwartalnych z lat 1995–2007. Stopień autoregresji w przypadku każdego województwa określono indywidualnie. W celu wyodrębnienia wpływu szoków regionalnych i redukcji wpływu szoków globalnych zastosowano konstrukcję zmiennych zaproponowaną przez O.J. Blancharda i F. Katza (1992).

W literaturze można znaleźć wiele przykładów badań nad bezrobociem regionalnym w Polsce. Wśród pozycji analizujących wojewódzkie zróżnicowanie rynków pracy są m.in. opracowania Michała Pietrzaka (2011), Iwony Müller-Frączek i Michała Pietrzaka (2011), Dominika Śliwickiego (2013), Pawła Klibera (2017),

Kingi Haładus i Jacka Wolaka (2017), Sławomira Pastuszki i Tomasza Tokarskiego (2017), Iwony Markowicz (2015), Mariusza Zielińskiego (2017). Badanie M. Pietrzaka (2011) dotyczy jednorodności przyczyn bezrobocia w wymiarze przestrzennym. W pracy podjęto próbę weryfikacji hipotezy o niejednorodności oddziaływania poziomu inwestycji przypadających na mieszkańca na stopę bezrobocia w latach 2004–2009. Na podstawie wartości syntetycznej miary rozwoju wyróżniono dwa obszary terytorialne, które różnią się poziomem rozwoju społeczno-ekonomicznego. Dodatkowo potwierdzono hipotezę o występowaniu zależności przestrzennej poziomu bezrobocia, przy czym ustalono, że ma ona charakter dodatni. Z tego powodu w dalszej analizie wykorzystane zostały przestrzenne modele regresji przełącznikowej. Uzyskane wyniki potwierdziły niejednorodność w oddziaływaniu procesu inwestycji na stopę bezrobocia zarówno w przestrzeni, jak i w czasie.

Badanie związku między bezrobociem a fluktuacjami wzrostu gospodarczego, czyli zależności, którą w literaturze ekonomicznej określa się jako prawo Okuna, opisano w pracy P. Klibera (2017). Autor podjął też próbę odpowiedzi na pytanie, czy istnieją grupy województw, w których wpływ fluktuacji gospodarczych na bezrobocie jest podobny. W tym celu oszacowano wojewódzkie wartości współczynników Okuna. Zastosowano tu 16-równaniowy model o równaniach pozornie niezależnych (SUR). Następnie za pomocą testu Walda zbadano hipotezę o równości tych współczynników dla różnych województw. W ten sposób wykryto grupy regionów charakteryzujących się jednakowymi wartościami. Oznacza to, że zidentyfikowano grupy województw o silnych podobieństwach strukturalnych i wspólnym, ponadregionalnym rynku pracy. Procedurę przeprowadzono dwukrotnie (na podstawie danych rocznych i danych kwartalnych), uzyskując zbliżone wyniki. W szczególności wyodrębniono dwa „kluby” województw o takich samych współczynnikach Okuna, czyli tak samo reagujących na fluktuacje wzrostu. Z badań wynika też, że naturalna stopa wzrostu dla większości regionów Polski zawiera się w przedziale od około 3 do 5% i charakteryzuje się dużym zróżnicowaniem przestrzennym. Polityka walki z bezrobociem powinna być zatem dostosowana do regionalnej specyfiki lokalnego rynku pracy.

Kinga Haładus i Jacek Wolak (2017) oszacowali przestrzenne modele SEM objaśniające miesięczne zmiany stopy bezrobocia w 380 powiatach w okresie od lutego 2014 do marca 2016 r. Z kolei S. Pastuszka i T. Tokarski (2017) analizowali wpływ stopy bezrobocia oraz stopy wzrostu produkcji na przyrost stopy bezrobocia w województwach Polski w latach 2002–2013. Oszacowany przez nich model panelowy *fixed effects* może być traktowany jako modyfikacja prawa Okuna w przypadku, kiedy uwzględnia się dynamiczny i asymetryczny charakter dostosowań na rynku pracy. Iwona Markowicz (2015) zastosowała zaś model logitowy do oszacowania wartości ryzyka względnego bezrobocia w województwach w odniesieniu do Polski, na wsi w relacji do miast oraz kobiet w stosunku do mężczyzn w roku 2013. Mariusz Zieliński (2017) wykorzystał metody statystyczne do weryfikacji hipotezy, że zmniejszeniu ogólnego poziomu bezrobocia towarzyszy wzrost udziału

bezrobocia długookresowego oraz zwiększenie wśród bezrobotnych udziału osób o niskim wykształceniu i w wieku niemobilnym.

Przykładem badania dotyczącego popytu na pracę w wybranym województwie oraz w jego powiatach jest praca pod redakcją Eugeniusza Kwiatkowskiego (2012). Jej autorzy prezentują wyniki analizy popytu na pracę w latach 1999–2009 w całym województwie łódzkim oraz w jego powiatach, przyjmując zgodnie z literaturą, że podstawowym miernikiem tego popytu jest liczba pracujących. Dodatkowo zbadano strukturę zawodową i sektorową pracujących na terenie województwa oraz w powiatach, a także równość szans kobiet i mężczyzn na rynkach pracy analizowanego regionu. Ważny nurt prezentowanych analiz stanowi również określenie stopnia niedopasowań strukturalnych na wojewódzkim rynku pracy. Zwieńczeniem dociekań są prognozy wielkości i struktury podaży pracy mierzonej liczbą osób aktywnych zawodowo oraz poziomu liczby pracujących w województwie łódzkim do roku 2015. Prognozy podaży pracy sporządzone zostały na podstawie danych kwartalnych (w oparciu o metody wygładzania wykładniczego i modelu z autoregresyjnym rozkładem opóźnień) oraz rocznych (w odwołaniu do prognozy liczby ludności Polski sporządzonej przez GUS i przewidywanych współczynników aktywności zawodowej, przy czym rozważane są trzy warianty kształtowania się tego współczynnika w poszczególnych grupach wiekowych). Wielowariantowe prognozy popytu na pracę sporządzono na podstawie modeli ekonometrycznych – modeli trendu oraz modelu potęgowego, w którym liczba pracujących zależy od płac realnych i wielkości agregatowego popytu. Modele trendu oszacowano z kolei na danych kwartalnych z okresu od IV kwartału 1999 r. do III kwartału 2010 r., a model potęgowy – od I kwartału 2005 r. do III kwartału 2010 r. Oprócz prognoz liczby pracujących dla województwa łódzkiego ogółem, wyznaczono również prognozy pracujących w przekrojach sektorowym i zawodowym.

1.3. Rynek pracy w Polsce na tle Unii Europejskiej

Podejmując temat analizy rynku pracy w Polsce, zasadne wydaje się rozpoczęcie badań od osadzenia problemu w szerszym kontekście. W szczególności należy zacząć od porównania sytuacji regionów polskich do analogicznych jednostek przestrzennych w pozostałych państwach członkowskich Unii Europejskiej. Baza danych Europejskiego Urzędu Statystycznego (Eurostat) oferuje informacje dotyczące zatrudnienia, bezrobocia i aktywności zawodowej w regionach odpowiadających w Klasyfikacji Jednostek Terytorialnych do Celów Statystycznych polskim województwom, czyli tzw. regionom NUTS 2. W celu zapewnienia jednorodności i porównywalności obszarów na jednym poziomie odgórnie zostały określone zakresy populacji ludności, jaka zamieszkuje dane terytorium. W przypadku jednostek

terytorialnych NUTS 2 liczba mieszkańców powinna zawierać się w przedziale od 800 tys. do 3 mln osób. W rezultacie niektóre kraje, jak np. Litwa, Łotwa czy Estonia, postrzegane są zarówno jako regiony poziomu NUTS 0 (kraje), NUTS 1 (makroregiony), jak i NUTS 2 (prowincje, województwa).

W przypadku Polski od 1 stycznia 2018 r. Eurostat wyróżnia 17 regionów NUTS 2, z czego 15 to jednostki administracyjne (województwa). W klasyfikacji tej województwo mazowieckie podzielono na obszary warszawski stołeczny i mazowiecki regionalny. Miasto stołeczne zostało wyróżnione ze względu na wysoką liczbę ludności, podobnie jak dzieje się to z innymi europejskimi stolicami. Dane dotyczące rynku pracy w UE dostępne są za lata 1999–2018 dla większości regionów NUTS 2. W tym okresie w Unii miało miejsce wiele zmian, a szczególnie akcesja kolejnych krajów do wspólnoty, wystąpienie z niej Wielkiej Brytanii oraz wewnątrz krajowe zmiany administracyjne. Aby umożliwić prowadzenie przestrzenno-czasowych analiz porównawczych, Eurostat oferuje przeliczone dane dla najnowszej klasyfikacji NUTS. Z tego powodu na zamieszczonych mapach zaprezentowano 28 krajów (włączając Wielką Brytanię) oraz 17 regionów NUTS 2 dla Polski.

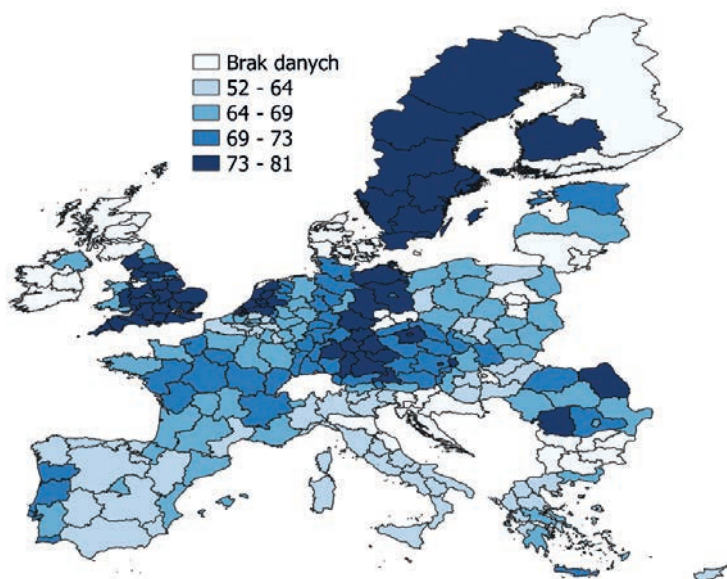
Pierwszym wskaźnikiem, który służy do opisu rynku pracy w ujęciu regionalnym, jest aktywność zawodowa (ang. *economically active population*). Miara ta określa procent całej populacji regionu przynależącej do zasobów siły roboczej, czyli zdolnej i chętnej do podjęcia pracy. W skład tej grupy wchodzi osoby zatrudnione i bezrobotne, aktywnie poszukujące zatrudnienia, znajdujące się w odpowiednim przedziale wiekowym (w tzw. wieku produkcyjnym), mogące podjąć pracę. W ciągu rozważanych 20 lat skala aktywności zawodowej w UE znacząco się nie zmieniła. W 1999 r. aktywni zawodowo stanowili od 58 do 81% ludności regionów (ze średnią 68,5%), a w 2018 r. od 52 do 85% (średnia 74,3%).

Zróznicowanie wartości aktywności zawodowej mierzone współczynnikiem zmienności opartym na odchyleniu standardowym było małe i nie przekroczyło 9% w całym badanym okresie. Jednakże rozkład przestrzenny tego wskaźnika wykazuje istotne zróżnicowanie. W początkowym okresie najwyższe wyniki odnotowywano w Szwecji i Wielkiej Brytanii. Najmniej aktywnych zawodowo było zaś we Włoszech i na Węgrzech. W 2018 r. najwyższe wartości wskaźnika obserwowano w Szwecji, Niemczech i Austrii, ale także w obszarze miasta stołecznego Warszawy. Z kolei najniższe zarejestrowano w Europie Centralnej i Wschodniej (w Polsce i na Węgrzech), na Bałkanach i w Europie Południowej. W badanym okresie udział aktywnych zawodowo zmalał jedynie w trzynastu regionach, w tym w sześciu w Rumunii, w dwóch w Wielkiej Brytanii i po jednym w Austrii, Belgii, Grecji i Francji. Największe wzrosty wskaźnika aktywności wystąpiły na Węgrzech, w szczególności we wschodniej części kraju – o 16,6 punktu procentowego (pp.), na Półwyspie Iberyjskim, Cyprze i na wyspach greckich, a także na Łotwie i w Estonii.

W Polsce wskaźniki aktywności ekonomicznej okazały się mało zróżnicowane przestrzennie i względnie statyczne. W 1999 r. średnio 65,4% ludności można było zaliczyć do zasobów rynku pracy. Najmniej osób aktywnych zawodowo

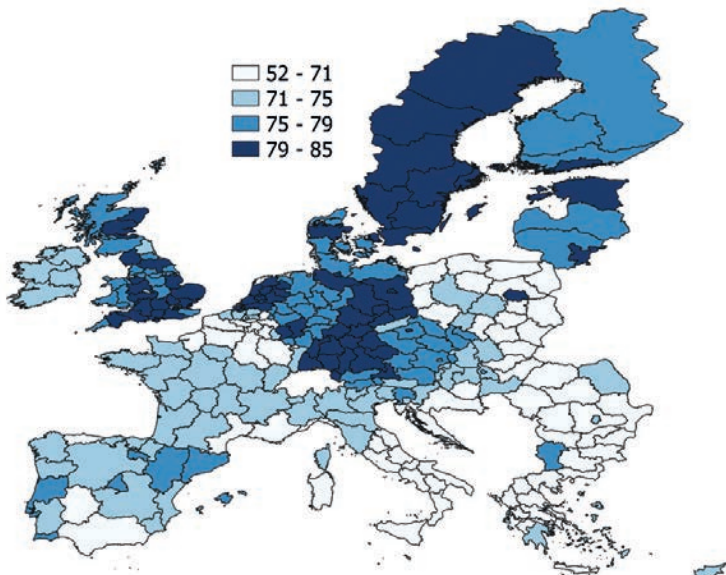
mieszkało w województwie śląskim (61,6%), a najwięcej w łódzkim (67,9%) (przy braku odrębnych danych dla regionu mazowieckiego i warszawskiego stołecznego). W 2018 r. średnia wartość wskaźnika wzrosła nieznacznie do 69,8% i była najniższa dla województwa warmińsko-mazurskiego (65,6%), a najwyższa dla regionu Warszawy (80,5%). Wysoki stopień aktywności w mieście stołecznym okazał się wartością nietypową, ponieważ dla pozostałych województw nie przekroczył poziomu 73,3% odnotowanego w województwie łódzkim. Przeciętny wzrost wyniósł 3,83 pp. i był najniższy dla świętokrzyskiego (0,5 pp.), a najwyższy dla opolskiego (7,1 pp.). Z jednej strony oznacza to stabilny odsetek osób w wieku produkcyjnym, choć należy pamiętać o spadającej liczbie ludności w Polsce. Z drugiej strony wskazuje, że udział osób biernych zawodowo, czyli w wieku przed- i poprodukcyjnym, a także niezdolnych lub niechętnych do podjęcia pracy, jest wysoki w porównaniu do innych regionów Unii Europejskiej. W całym okresie 1999–2018 średni wskaźnik aktywności oraz przeciętny przyrost absolutny były poniżej średniej wartości dla państw wspólnoty. Szczególnie w końcowym okresie badania dla większości województw wartości statystyki należały do najniższych w całej Unii. Wyjątek stanowiło miasto Warszawa, dla którego udział aktywnych zawodowo okazał się znacznie wyższy niż dla większości europejskich regionów (rysunek 1.1 i 1.2, tabela 1.1).

Kolejną ważną miarą, która służy do opisu sytuacji na rynku pracy, jest stopa bezrobocia, określająca relację liczby osób bezrobotnych do aktywnych zawodowo. Wartość tego wskaźnika w dużej mierze zależy od definicji pojęcia bezrobotnego. W Polsce do analiz często wykorzystuje się stopę bezrobocia rejestrowanego,



Rysunek 1.1. Wskaźnik aktywności zawodowej w regionach NUTS 2 Unii Europejskiej w 1999 r. (%)

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.



Rysunek 1.2. Wskaźnik aktywności zawodowej w regionach NUTS 2 Unii Europejskiej w 2018 r. (%)

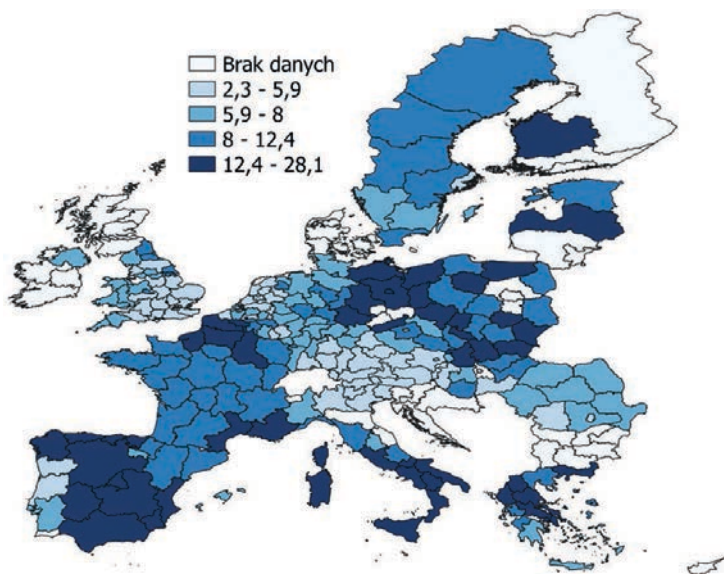
Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.

wyliczaną na podstawie liczby osób szukających pracy odnotowanej przez urzędy. Miara ta jest popularna ze względu na dostępność statystyk urzędowych, jednak jej wartość zależy od lokalnych i krajowych przepisów dotyczących rejestracji bezrobotnych. Europejski Urząd Statystyczny, idąc za Międzynarodową Organizacją Pracy (MOP), w celu ujednoczenia tego pojęcia definiuje bezrobotnych jako osoby w wieku od 15 lub 16 (w zależności od kraju) do 74 lat, pozostające bez pracy w tygodniu przeprowadzanego badania, mogące podjąć zatrudnienie w czasie dwóch następnych tygodni (lub już przyjęte do pracy, którą rozpoczną w ciągu najbliższych trzech miesięcy), które aktywnie poszukiwały pracy przez ostatnie cztery miesiące poprzedzające badanie. Tak przyjęta definicja daje wskaźnik o wartościach wyższych niż ten oparty na bezrobociu rejestrowanym, jednak wymaga prowadzenia dodatkowych badań sondażowych. W tabeli 1.1 oraz na rysunkach 1.3 i 1.4 przedstawiono rozkład wartości stopy bezrobocia w ujęciu Eurostatu i MOP.

W 1999 r. średni poziom stopy bezrobocia wyniósł 9,5%. Najniższe wartości – poniżej 3% – odnotowano w północnych Włoszech, Luksemburgu, Holandii, centralnej Portugalii i południowo-wschodniej Anglii. Najwyższe bezrobocie – powyżej 20% – obserwowano zaś w Hiszpanii, południowych regionach Włoch, na francuskiej Korsyce oraz w centralnych Niemczech i na wschodniej Słowacji. W 2018 r. liczba regionów ze stopą bezrobocia poniżej 3% wzrosła do 47. Najmniejsza skala tego zjawiska wystąpiła w Europie Centralnej (Czechy, Niemcy) oraz w Wielkiej Brytanii i na Węgrzech. Największy udział osób bezrobotnych odnotowano w Europie Południowej, m.in. w Grecji, Hiszpanii i we Włoszech.

Zróznicowanie przestrzenne wartości stopy bezrobocia od 1999 do 2018 r. okazało się bardzo duże i zwiększało się w czasie (od 55,2% w roku 1999 do 75,8% w 2018 r.). Rozkład stopy bezrobocia był asymetryczny – więcej niż połowa regionów charakteryzowała się bezrobociem poniżej średniej, a jedynie nieliczne miały wysokie wartości tego wskaźnika. W większości regionów odnotowano spadek tej wartości przeciętnie o 2,4 pp. W szczególności bardzo wysokie spadki pojawiły się we wszystkich polskich województwach, we wschodnich Niemczech i na Słowacji. Z kolei największy wzrost bezrobocia (do 12,6 pp.) zauważono w regionach całej Grecji i w zachodniej Macedonii.

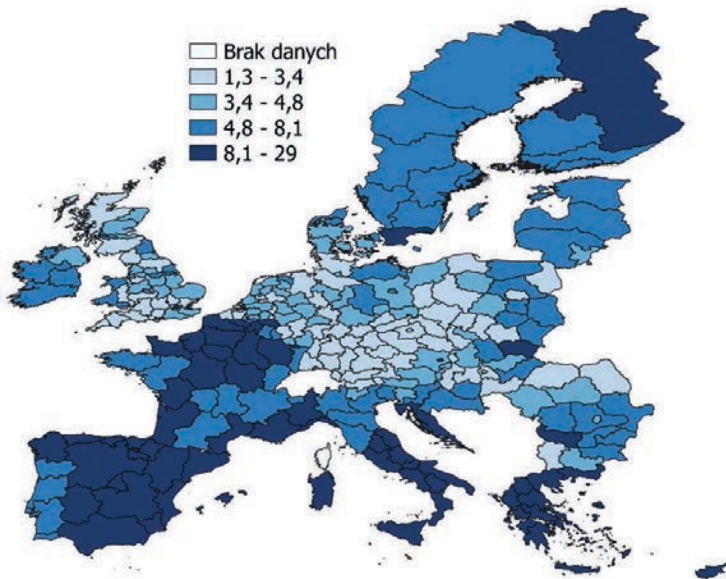
W 1999 r. średni poziom stopy bezrobocia w Polsce wynosił 13,4% i był wyższy od średniej dla całej wspólnoty, równej 9,5%. Na najwyższą skalę zjawisko to wystąpiło w województwie zachodniopomorskim (19,8%) i warmińsko-mazurskim (19,5%), a najniższe wskaźniki odnotowano w małopolskim (9,4%) i wielkopolskim (9,8%). W 2018 r. przeciętny poziom bezrobocia w Polsce spadł do 4% i był niższy od średniej dla UE wynoszącej 6,7%. Najwyższe bezrobocie wskazano w województwie lubelskim (6,3%) i podkarpackim (6,5%), co odpowiadało najmniejszemu spadkowi absolutnemu (odpowiednio 4,8 pp. i 6,3 pp.). Podobnie jak w 1999 r. najmniejszą stopę bezrobocia odnotowano w województwach wielkopolskim (2,2%), małopolskim (2,9%) oraz w Warszawie (2,4%). Spadek tej wartości można było zaobserwować we wszystkich województwach, przy czym największą jej redukcję w całej UE odnotowano w województwie zachodniopomorskim (16 pp.), a w warmińsko-mazurskim, lubuskim, dolnośląskim i opolskim przekroczyła ona 10 pp. W początkowym okresie badania poziom bezrobocia w Polsce był



Rysunek 1.3. Stopa bezrobocia w regionach NUTS 2 Unii Europejskiej w 1999 r. (%)

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.

bardzo wysoki w porównaniu do pozostałych regionów NUTS 2, jednakże w ciągu ostatnich 20 lat nastąpiła znaczna redukcja stopy bezrobocia w całym kraju. Nadal jednak zauważalne są różnice pomiędzy Polską wschodnią o wyższym poziomie bezrobocia a regionami zachodnimi. Ponadto miasto stołeczne Warszawa odznacza się znacznie mniejszym odsetkiem osób pozostających bez pracy niż otaczający je obszar mazowiecki regionalny.



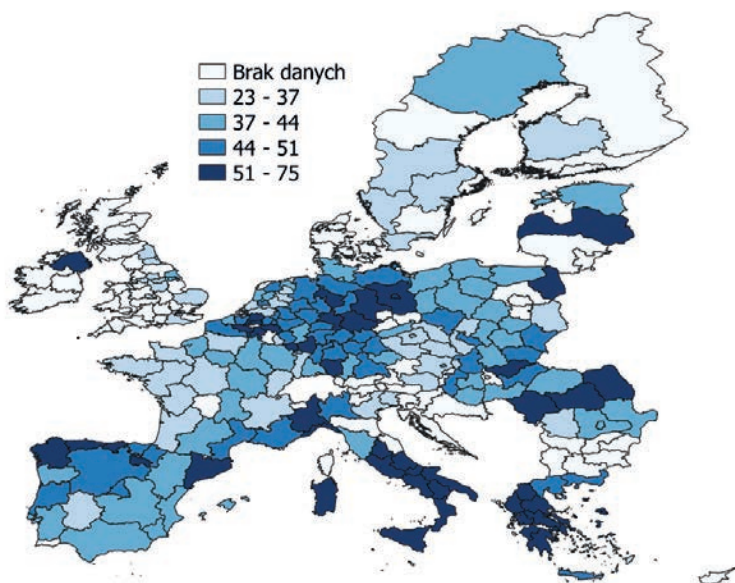
Rysunek 1.4. Stopa bezrobocia w regionach NUTS 2 Unii Europejskiej w 2018 r. (%)

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.

Wśród bezrobotnych grupę szczególnie zagrożoną ubóstwem i wykluczeniem społecznym stanowią osoby, których to zjawisko dotyka w sposób długotrwały. Zgodnie z definicją Eurostat i MOP bezrobocie długookresowe lub długotrwałe odnosi się do ludzi pozostających bez pracy i aktywnie jej poszukujących przez co najmniej 12 miesięcy. W 1999 r. przeciętnie 44% bezrobotnych nie pracowało przez co najmniej rok, przy czym największy odsetek (od 60 do 75%) odnotowano w Belgii, Grecji i we Włoszech, a najmniejszy (od 20 do 30%) w Wielkiej Brytanii, Holandii, Francji oraz w województwach opolskim (25,1%) i lubelskim (29,4%). W 2018 r. poziom bezrobocia długookresowego nieznacznie zmalał (średnia była równa 39%), zwiększyło się jednak rozproszenie wartości tego wskaźnika w regionach NUTS 2: wartość minimalna spadła z 20 do 12%, maksymalna wzrosła z 75 do 77%, a współczynnik zmienności zwiększył się z 24,6 do 37,9%. Pojawiła się także asymetria prawostronna z przewagą regionów ze stopą bezrobocia długotrwałego niższego od średniej. W 65% regionów (dla których dostępne są dane) wskaźnik bezrobocia długookresowego w 2018 r. był niższy niż w roku 1999. Największe

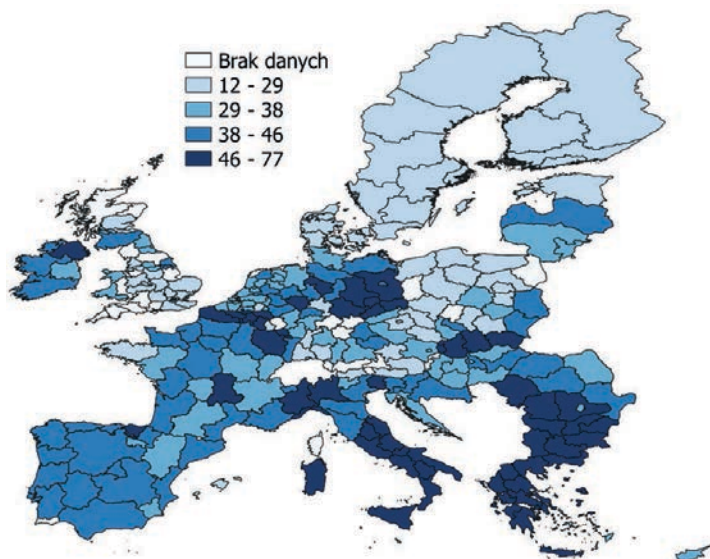
spadki odnotowano w Polsce, Niemczech i Belgii, a najwyższe wzrosty pojawiły się w Grecji, Słowacji, Rumunii i we Włoszech (zob. rysunki 1.5 i 1.6, tabela 1.1).

W Polsce w 1999 r. przeciętnie 41% bezrobotnych nie pracowało długookresowo, co stanowiło wynik nieznacznie mniejszy niż w całej Unii Europejskiej (44%). Najmniejszy udział takich osób w kraju, jak również jeden z najniższych w UE, wystąpił w województwie opolskim (25%) i lubelskim (29%), a najwyższy w podlaskim (55%) i dolnośląskim (49%). W 2018 r. średni poziom bezrobocia długookresowego znacząco zmalał do 27%, czyli był o 13 pp. niższy niż dla regionów UE ogółem. Region śląski charakteryzował się najniższym poziomem bezrobocia długotrwałego w Polsce (13%) i był to drugi tak niski wskaźnik w całej wspólnocie. Najwyższą wartość wskaźnika (powyżej 40%) odnotowano w województwie lubelskim i podkarpackim. W niemal wszystkich województwach, dla których dostępne są dane dla obu lat, nastąpił znaczący spadek stopy bezrobocia długookresowego. Aż sześć spośród 20 regionów NUTS 2 o największej redukcji bezrobocia długookresowego leży na terenach Polski północnej i zachodniej, przy czym największa zmiana w całej UE (spadek o 27 pp.) nastąpiła w województwie dolnośląskim. Tylko w województwie lubelskim odnotowano wzrost wskaźnika (o 14 pp.), co było znaczącym przyrostem nie tylko w skali kraju, ale także całej wspólnoty.



Rysunek 1.5. Udział bezrobotnych długotrwale w liczbie bezrobotnych ogółem w regionach NUTS 2 Unii Europejskiej w 1999 r. (%)

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.



Rysunek 1.6. Udział bezrobotnych długotrwale w liczbie bezrobotnych ogółem w regionach NUTS 2 Unii Europejskiej w 2018 r. (%)

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.

Tabela 1.1. Podstawowe statystyki opisujące wskaźniki rynku pracy w regionach NUTS 2 Unii Europejskiej w latach 1999 i 2018

		Śred- nia	Odchy- lenie stan- dard- owe	Vs (w %)	Media- na	Min.	Max.
Wskaźnik aktyw- ności zawodowej (%)	1999	68,5	6,0	8,7	68,5	51,9	81,0
	2018	74,3	5,7	7,7	75,0	52,0	85,3
Stopa bezrobocia (%)	1999	9,5	5,2	55,2	8,0	2,3	28,1
	2018	6,7	5,1	75,8	4,8	1,3	29,0

		Śred- nia	Odchy- lenie stan- dardo- we	Vs (w %)	Media- na	Min.	Max.
Udział bezrobot- nych długotrwale w bezrobotnych ogółem (%)	1999	44,4	10,9	24,6	44,0	20,0	75,4
	2018	39,1	13,9	35,6	37,9	12,1	77,2
Wskaźnik zatrud- nienia (%)	1999	62,2	7,9	12,7	62,5	38,4	78,9
	2018	69,4	7,9	11,3	71,2	40,7	81,8

Źródło: opracowanie własne.

Ostatnią ważną miarą rynku pracy oferowaną przez Eurostat jest wskaźnik zatrudnienia rozumiany jako udział osób pracujących w ogólnej liczbie osób w wieku produkcyjnym (por. rysunki 1.7 i 1.8, tabela 1.1). Łączy on informacje o aktywności zawodowej i bezrobociu. W 1999 r. przeciętny poziom zatrudnienia osób w wieku od 15/16 do 74 lat wyniósł 62%. Był on szczególnie niski we Włoszech (od 38%), Hiszpanii i na Węgrzech, a w Wielkiej Brytanii, południowej Szwecji, Holandii i Niemczech przekraczał 70% z wartością najwyższą w południowo-wschodniej Anglii (79%). W 2018 r. poziom ten wzrósł do 69% i był najniższy we Włoszech, Grecji i Hiszpanii (od 41%). Najwyższy wskaźnik zatrudnienia odnotowano dla fińskich Wysp Alandzkich (82%) oraz Szwecji, Wielkiej Brytanii, Holandii i Niemczech. Przeciętny wskaźnik ten wzrósł o 6,8%, a jedynie w 8% regionów (dla których dostępne są dane) zaobserwowano jego spadek. Redukcja odsetka osób pracujących wystąpiła w Rumunii, Grecji oraz w pojedynczych regionach Austrii i Wielkiej Brytanii. Największe wzrosty pojawiły się na francuskiej Korsyce (26 pp.), na Węgrzech i w Niemczech.

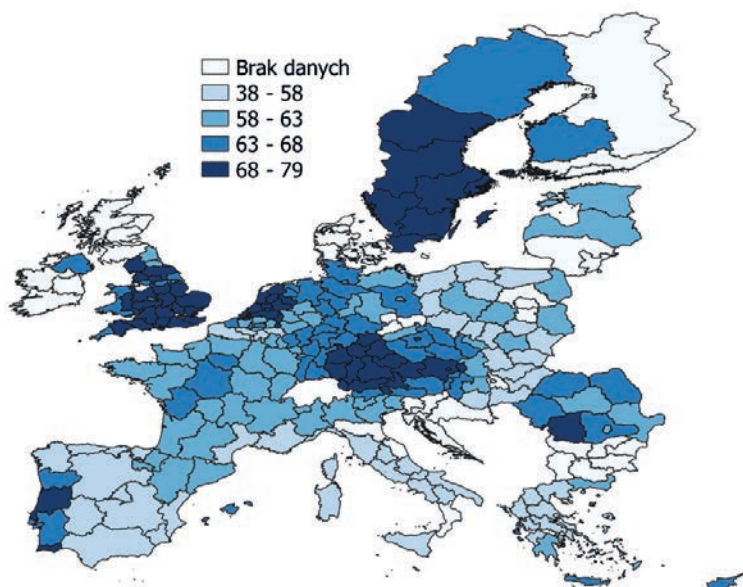
W Polsce wskaźnik zatrudnienia wśród osób w wieku produkcyjnym był niski w całym badanym okresie, ze średnią dla 1999 r. – 56%, a dla 2018 r. – 67%. W 1999 r. województwa lubuskie i warmińsko-mazurskie miały najniższy udział pracujących w liczbie osób w wieku produkcyjnym, wynoszący poniżej 52%. Z kolei w wielkopolskim i małopolskim wskaźnik ten obejmował niemal 60%. W 2018 r. w Polsce wschodniej był niższy niż w zachodniej z wartością minimalną w warmińsko-mazurskim równą 62%. Najwyższy udział zatrudnionych wśród

osób w wieku produkcyjnym odnotowano w regionach warszawskim (78%) i wielkopolskim (70%). We wszystkich województwach nastąpił wzrost odsetka liczby pracujących pomiędzy 1999 a 2018 r., który plasował się od 6 pp. w świętokrzyskim i lubelskim do 14 pp. w opolskim i lubuskim. W porównaniu do sytuacji w innych krajach UE poziom zatrudnienia w naszym kraju był w całym okresie niski, jednak w ciągu ostatnich lat regiony północne i zachodnie przejawiają duży wzrost.

Analiza mierników rynku pracy na tle regionów Unii Europejskiej pozwala stwierdzić, że w Polsce poziom aktywności zawodowej i wskaźnik zatrudnienia są niskie. Oznacza to, że znaczna część społeczeństwa nie może lub nie chce podjąć pracy zarobkowej. Bierni zawodowo i niepracujący pośrednio utrzymywani są z podatków i składek tych, którzy są zatrudnieni. Po części zjawisko to należy uznać za efekt procesu starzenia się społeczeństwa, który jest rozumiany jako systematyczne zwiększanie się zarówno średniej wieku, jak i odsetka osób starszych w populacji. Wpływ czynników demograficznych lepiej widać na podstawie miar wyrażonych w sposób bezwzględny niż dla wskaźników relatywnych. Stąd wiele ze zmiennych analizowanych w dalszych częściach opracowania będzie miało charakter absolutny. Równocześnie można zauważyć, że choć zasoby siły roboczej w Polsce były relatywnie niskie w porównaniu z innymi regionami UE, to w ciągu ostatnich 20 lat udało się zmniejszyć odsetek bezrobotnych ogółem i bezrobotnych długotrwale.

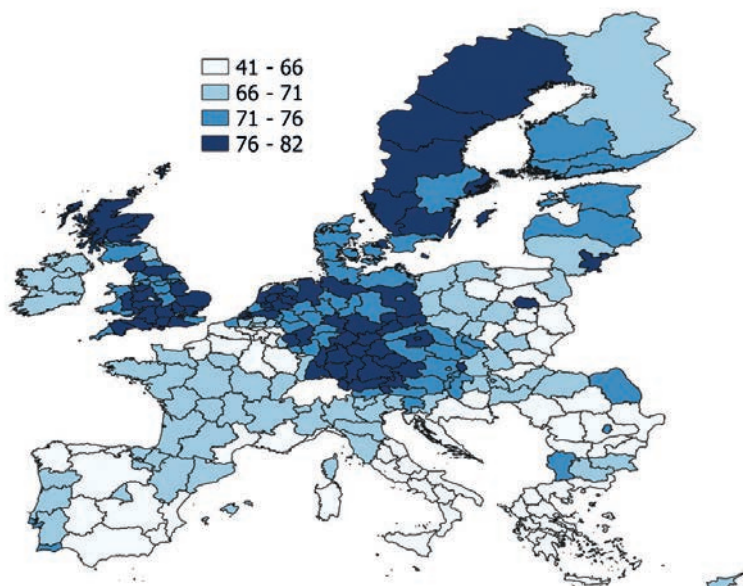
Ciekawym elementem analizy na podstawie danych Eurostat jest obserwacja sytuacji dla regionu warszawskiego. Miasto stołeczne odznacza się wysokimi wskaźnikami aktywności oraz zatrudnienia dla obszaru mazowieckiego regionalnego i całego kraju. Podobne prawidłowości można dostrzec dla innych stolic, m.in. Soffii, Pragi czy Bratysławy, chociaż różnice wartości w tych miastach w porównaniu z otaczającymi je regionami są zazwyczaj mniejsze niż luka pomiędzy wskaźnikami dla Warszawy i obszaru mazowieckiego regionalnego. Należy jednocześnie zauważyć, że wydzielenie regionu stołecznego w klasyfikacji NUTS nie znajduje odzwierciedlenia w podziale administracyjnym Polski, stąd wszystkie dalsze analizy w oparciu o dane GUS i BAEL będą prowadzone dla 16 województw.

Przeprowadzona analiza porównawcza jednoznacznie pokazała, że we wszystkich krajach wspólnoty występuje duże zróżnicowanie regionalne wartości statystyk opisujących rynek pracy oraz ich dynamiki. Oznacza to, że prowadzenie analiz na poziomie zagregowanym (NUTS 0) może powodować zbytne wygładzanie wskaźników i zniekształcać obraz sytuacji na rynku pracy. Zaleca się więc analizy na poziomie regionalnym (NUTS 2 lub niższym), co pozwoli uchwycić heterogeniczność badanego zjawiska wewnątrz kraju.



Rysunek 1.7. Wskaźnik zatrudnienia w regionach NUTS 2 Unii Europejskiej w 1999 r. (%)

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.



Rysunek 1.8. Wskaźnik zatrudnienia w regionach NUTS 2 Unii Europejskiej w 2018 r. (%)

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.

Rozdział 2

Rynek pracy w Polsce

2.1. Wprowadzenie

Poniższy rozdział poświęcony jest przestrzenno-czasowej analizie sytuacji na wojewódzkich rynkach pracy. Prowadzone rozważania mają na celu zwłaszcza identyfikację wzorców przestrzennych w wartościach charakterystyk zatrudnienia oraz ich zróżnicowania przestrzennego. Ponadto dzięki uwzględnieniu szeregów czasowych dla lat 1995–2018 możliwa stała się ocena długookresowej dynamiki zmian na regionalnych rynkach pracy. Wszystkie zmienne ekonomiczne analizowane w ujęciu monetarnym wyrażone są w wartości realnej przy cenach stałych z roku 2000 (cs 2000).

Dane dostępne na platformie Banku Danych Lokalnych GUS, pochodzące z rejestrów urzędowych oraz z badania ankietowego – BAEL, pozwalają na przeprowadzenie analizy dla województw w latach 1995–2018. Jak wspomniano w poprzednim rozdziale, województwa odpowiadają europejskiemu podziałowi NUTS 2. Wyjątek stanowi jedynie brak wydzielonego okręgu warszawskiego, który administracyjnie przynależy do województwa mazowieckiego. Obecność miasta stołecznego nie pozostaje bez wpływu na sytuację na rynku pracy w całym regionie, dlatego zasadne jest prowadzenie komplementarnych analiz dla danych o niższym poziomie agregacji (dla powiatów i gmin). Zbiór dostępnych statystyk dotyczących zatrudnienia i jego determinant dla jednostek administracyjnych wchodzących w obszar województw jest jednak bardzo ograniczony i często nieporównywalny ze zmiennymi definiowanymi dla innych kategorii regionów. W rezultacie konieczne staje się ustalenie jednego typu jednostek administracyjnych w celu zapewnienia porównywalności wartości statystyk oraz spójności prowadzonych analiz, interpretacji i wniosków. W niniejszym rozdziale oraz w kolejnych częściach monografii przeprowadzone analizy obejmują zakres przestrzenny 16 województw zgodnie z ustawą o samorządzie województwa z 5 czerwca 1998 r. obowiązującą od 1 stycznia 1999 r. (Dz.U. 1998 nr 91 poz. 576)¹.

1 Ustawa z 5 czerwca 1998 r. o samorządzie województwa.

W podrozdziale 2.2 dokonano pogłębionej analizy rozkładów przestrzennych charakterystyk rynku pracy w ujęciu długookresowym. Zaprezentowane zostały miary dotyczące liczby i struktury aktywnych zawodowo z uwzględnieniem poziomu ich wykształcenia, płci oraz udziału osób niepełnosprawnych. Dokonano także analizy stopy bezrobocia oraz poziomu zatrudnienia zarówno ogółem (na 100 tys. mieszkańców), jak i w ujęciu sektorowym. Dodatkowo poprzez uwzględnienie liczby nowych miejsc pracy netto (rozumianych jako różnica pomiędzy nowymi a likwidowanymi miejscami pracy) opisano aspekt popytowy rynku pracy.

Podrozdział 2.3 poświęcono analizie liczby pracujących w ujęciu przestrzenno-czasowym oraz opisowi determinant zatrudnienia, które wykorzystano w kolejnych rozdziałach do modelowania i prognozowania rynku pracy w Polsce. Informacje na temat historycznych wartości liczby pracujących pochodzą bezpośrednio z bazy danych BAEL Głównego Urzędu Statystycznego. Metodologia prowadzonego przez GUS reprezentatywnego badania ankietowego pozostaje zgodna z wytycznymi Międzynarodowej Organizacji Pracy. Ponieważ sondaż prowadzony jest kwartalnie, prezentowana poniżej zmienna, która w kolejnych rozdziałach stanowi główny element modelowania ekonometrycznego i prognozowania, obliczona została jako wartość średnio kwartalna lub średnio roczna. Przekształcenie niwelujące wahania sezonowe liczby pracujących uwarunkowane było rocznym cyklem rejestrowania wszystkich zmiennych egzogenicznych, co uniemożliwiło objaśnienie zmian okresowych. Ponadto wygładzenie szeregów czasowych pozwoliło lepiej uchwycić długofalowe tendencje, co stanowi atut przy prowadzeniu prognoz średnio- i długookresowych. Pozostałe zmienne analizowane w tym podrozdziale pochodzą z Banku Danych Lokalnych GUS. Wszystkie dane mają charakter panelowy – obejmują 16 województw w latach 1995–2018.

Liczba pracujących to zmienna absolutna, a jej wartość jest silnie uwarunkowana strukturą demograficzną regionów. Z tego powodu do zbioru determinant włączono liczbę ludności w wieku od 15. roku życia (nazywanej dalej 15+) według województw. Kategoria ta jest rozumiana szerzej niż populacja aktywnych zawodowo, ponieważ uwzględnia także osoby pracujące w wieku emerytalnym oraz niepełnoletnie. Ponadto w reprezentatywnym badaniu aktywności ekonomicznej BAEL zbiorowość statystyczna obejmuje właśnie osoby w wieku 15+. Podobnie strukturę populacji może reprezentować zmienna opisująca liczbę pracujących w Polsce ogółem. Ze względu na stabilną strukturę regionalną liczba pracujących ogółem może również stanowić pewnego rodzaju indyktor struktury demograficznej. Dodatkowo opisano zatrudnienie w trzech gałęziach przemysłu. W zależności od dominujących sektorów gospodarki w poszczególnych województwach zmienne te mogą pozwolić na lepsze dopasowanie modeli ekonometrycznych do danych empirycznych.

Poza zmiennymi o charakterze demograficznym do analiz konieczne jest wprowadzenie zmiennych ekonomicznych. Podstawową miarą bogactwa i poziomu rozwoju województwa jest wartość produkcji regionalnej opisywanej przez PKB. Zmiennymi, które pozwalają ocenić poziom inwestycji i konkurencyjności danego

obszaru, a co za tym idzie – kształtować sytuację na rynku pracy, są wartość brutto środków trwałych oraz nakłady na środki trwałe brutto. W niniejszym opracowaniu rozważana jest zarówno absolutna wartość tych nakładów, jak i ich relacja do PKB. Teoria ekonomii sugeruje, że poziom wydatków na inwestycje może determinować popyt na pracę (Kwiatkowski i Suchecki, 2013, s. 17–20; Kwiatkowski i Włodarczyk, 2014, s. 2–7).

Zarówno podejście neoklasyczne, jak i keynesowskie wskazuje, że istotnym czynnikiem kształtującym rynek pracy od strony popytowej i podażowej oraz w ujęciu mikro- i makroekonomicznym jest wynagrodzenie za pracę. Z tego powodu w procesie modelowania liczby pracujących uwzględniono wojewódzki poziom przeciętnych wynagrodzeń brutto oraz realny poziom płacy minimalnej. Ten ostatni w ujęciu popytowym wpływa na skłonność do tworzenia nowych miejsc pracy. Pracodawca, decydując o zatrudnieniu dodatkowych pracowników, musi brać pod uwagę koszty pracy. W rezultacie wyższa płaca minimalna zmniejsza skłonność do przyjmowania kolejnych pracowników, redukując tym samym popyt na pracę. Z kolei niższe wynagrodzenie minimalne działa odwrotnie (Kwiatkowski i Suchecki, 2014, s. 33). Z drugiej strony podaż pracy również jest determinowana najniższym gwarantowanym poziomem wynagrodzeń. Wzrost płacy minimalnej skłania niepracujących, aktywnych zawodowo do podejmowania zatrudnienia oraz podnoszenia kwalifikacji. Ponieważ w ujęciu popytowym płaca minimalna stanowi destymulantę, a w ujęciu podażowym jest stymulantą liczby pracujących, efekt końcowy będący wypadkową obu tych efektów jest niejednoznaczny i wymaga analizy (por. Plasman, 2015).

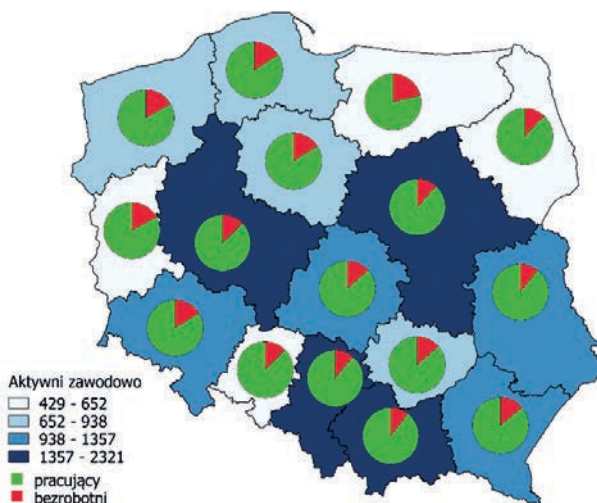
W niniejszym opracowaniu rozważono również miarę realnego poziomu płacy minimalnej w postaci wskaźnika Kaitza. Kategoria ta jest definiowana jako relacja płacy minimalnej do przeciętnego poziomu wynagrodzeń brutto. Małe wartości wskaźnika pokazują, że najniższy poziom wynagrodzeń, na jaki zezwala prawo, jest odległy od środka rozkładu wynagrodzeń. Oznacza to, że płaca minimalna ma znaczenie jedynie dla niewielkiej grupy zatrudnionych, a jej wpływ na sytuację na rynku pracy okazuje się niewielki. W przypadku wysokich wartości indeksu Kaitza znacząca część zatrudnionych otrzymuje płacę minimalną, stanowi ona zatem istotną determinantę liczby pracujących (por. Plasman, 2015).

2.2. Wybrane wskaźniki rynku pracy w Polsce

Podstawowym wyznacznikiem rynku pracy jest liczba aktywnych zawodowo, a zatem osób zdolnych i chętnych do podjęcia pracy (pracujących i bezrobotnych). W 1995 r. grupa aktywnych ekonomicznie liczyła ponad 17 mln osób i nie zmieniała się znacząco w kolejnych latach. Do 2018 r. odnotowano ogólny

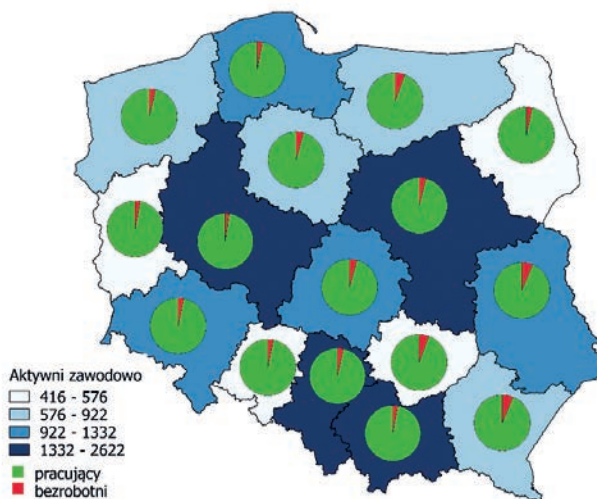
wzrost o 0,4%. Rozkład przestrzenny tej cechy również był relatywnie statyczny. W całym badanym okresie najwięcej aktywnych zawodowo zamieszkiwało województwo mazowieckie i śląskie (ponad 2 mln), co korespondowało z największą liczbą mieszkańców ogółem. Jednocześnie wartości te odpowiadały wysokiemu relatywnemu wskaźnikowi aktywności zawodowej dla regionu mazowieckiego (najwyższemu w kraju w 2018 r.) i niskiemu dla śląskiego (poniżej średniej wartości dla Polski) (por. podrozdział 1.3). Najmniej aktywnych zawodowo zanotowano w województwie lubuskim i opolskim, co wynikało głównie z najmniejszej liczby populacji, a także z niskich wskaźników aktywności zawodowej (poniżej średniej krajowej). Można zauważyć, że liczba aktywnych zawodowo jest silnie powiązana z czynnikami demograficznymi. Ponadto regiony z dużymi ośrodkami miejskimi (metropoliami i aglomeracjami) cechują się zarówno większą populacją, jak i liczbą osób aktywnych zawodowo (por. rysunek 2.1. i 2.2).

Ta ostatnia grupa okazała się niejednorodna w swojej wewnętrznej strukturze oraz w ujęciu regionalnym i czasowym. Analizując wskaźniki aktywności według płci, udostępniane przez GUS od roku 2008, można zauważyć znaczące dysproporcje w zaangażowaniu kobiet i mężczyzn w obecność na rynku pracy (por. rysunek 2.3). W całym okresie 2008–2018 w każdym województwie udział aktywnych ekonomicznie kobiet był o kilkanaście punktów procentowych niższy niż mężczyzn. Największe różnice odnotowywano w województwach: kujawsko-pomorskim, opolskim, pomorskim i zachodniopomorskim, a najmniejsze w lubelskim, małopolskim i śląskim. W badanym okresie w Polsce północnej i południowo-wschodniej oraz w województwie łódzkim odnotowano wzrost zróżnicowania według płci do 2,9 pp., z kolei w pozostałych regionach nierówności te nieznacznie zmalały (do 2,3 pp.).



Rysunek 2.1. Liczba aktywnych zawodowo oraz udział pracujących i bezrobotnych według województw w 1995 r. (tys. os.)

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.



Rysunek 2.2. Liczba aktywnych zawodowo oraz udział pracujących i bezrobotnych według województw w 2018 r. (tys. os.)

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.

Grupę o obniżonej aktywności zawodowej stanowią również osoby niepełnosprawne. Od 2008 do 2018 r. współczynnik aktywności zawodowej w ich przypadku nie przekroczył 25,5%. Najniższe wskaźniki, nieprzekraczające 16,5%, odnotowywano w województwie małopolskim (od 10 do 15%) i zachodniopomorskim, najwyższe zaś w lubuskim i łódzkim – powyżej 23%. W ciągu analizowanych dziesięciu lat w regionach Polski Wschodniej odnotowano spadki tego wskaźnika o kilka punktów procentowych, przy czym największy miał miejsce w województwie świętokrzyskim o 3,9 pp. Na północy, zachodzie oraz na Śląsku i w Łódzkiem udział aktywnych zawodowo niepełnosprawnych wzrósł. Maksymalny wzrost, tj. o 8,3 pp., pojawił się w województwie pomorskim. W rezultacie w 2018 r. można zaobserwować znaczące różnice pomiędzy ścianą wschodnią o niskiej aktywności zawodowej osób niepełnosprawnych a pozostałymi regionami (z wyłączeniem wielkopolskiego), w których udział ten jest znacznie wyższy (por. rysunek 2.4).

Struktura osób aktywnych zawodowo według poziomu wykształcenia charakteryzuje się dużym zróżnicowaniem przestrzennym i dynamiką zmian (por. tabela 2.1). W 1995 r. dominowały osoby z wykształceniem zasadniczym zawodowym² (średnio 35% w całej Polsce) oraz policealnym lub średnim zawodowym (27% w kraju). W przypadku wykształcenia zasadniczego zawodowego najmniej aktywnych zawodowo zamieszkiwało Polskę północno-wschodnią (27% w mazowieckim

2 Zasadnicze szkoły zawodowe kształcące na poziomie ponadpodstawowym pozwalały na uzyskanie wykształcenia ogólnego zasadniczego z możliwością zdobycia kwalifikacji zawodowych po zdaniu egzaminu państwowego. Szkoły te zostały zlikwidowane z 31 sierpnia 2019 r. na podstawie ustawy z 14 grudnia 2016 r. – Prawo oświatowe (Dz.U. 2017 poz. 59) na rzecz szkół branżowych.

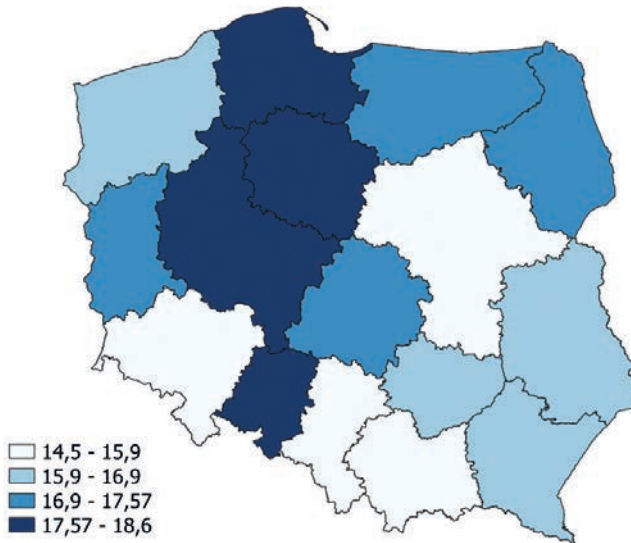
i podlaskim), a najwięcej regiony centralne i zachodnie (powyżej 40% w śląskim i wielkopolskim). Zróżnicowanie przestrzenne było bardzo wysokie (15 pp.) w porównaniu z innymi poziomami edukacji. W Polsce w badanym okresie nastąpił zauważalny spadek udziału aktywnych zawodowo z wykształceniem zasadniczym (o około 10 pp.). Zmniejszenie odsetka tej grupy edukacyjnej nastąpiło we wszystkich województwach – największe w regionach północnych i zachodnich (do 18 pp. w śląskim), a najmniejsze we wschodnich (od 3 pp. w warmińsko-mazurskim). W rezultacie, choć udział osób z takim wykształceniem zmalał, rozkład przestrzenny, a w szczególności dysproporcja pomiędzy Polską wschodnią i zachodnią, pozostał właściwie niezmienny.

Odmienne kształtowała się sytuacja aktywnych zawodowo z wykształceniem policealnym i średnim zawodowym. Udział tych osób na rynku pracy był bardzo jednorodny w 1995 r. – od 25% w lubelskim do 30% w dolnośląskim (zróżnicowanie wyniosło około 5 pp.). Rozkład dla tego poziomu edukacji okazał się jednorodny nie tylko w ujęciu regionalnym, ale też czasowym. W 2018 r. odnotowano zaledwie spadek o 0,5 pp. w stosunku do 1995 r. W poszczególnych województwach zauważono niewielkie zmiany: w dziewięciu z nich wystąpiły spadki udziału osób z wykształceniem policealnym i średnim zawodowym (do 6 pp. w mazowieckim), a w pozostałych siedmiu wzrosty (do 4 pp. w podkarpackim).

Trzecim co do częstości poziomem wykształcenia w 1995 r. był poziom najniższy (tzn. gimnazjalny³, podstawowy lub niższy) stanowiący 22% ogółu aktywnych zawodowo w kraju. Największy odsetek aktywnych zawodowo z tej grupy, przekraczający 30%, odnotowano w województwie podlaskim, lubelskim i świętokrzyskim. Najmniejszy udział takich osób (poniżej 18%) wystąpił w regionie śląskim, dolnośląskim, lubuskim i wielkopolskim. Można tu zauważyć znaczące dysproporcje pomiędzy ścianą wschodnią o znacznym odsetku aktywnych zawodowo mających wykształcenie co najwyżej gimnazjalne, a Polską zachodnią, gdzie udział tych osób jest znacznie niższy.

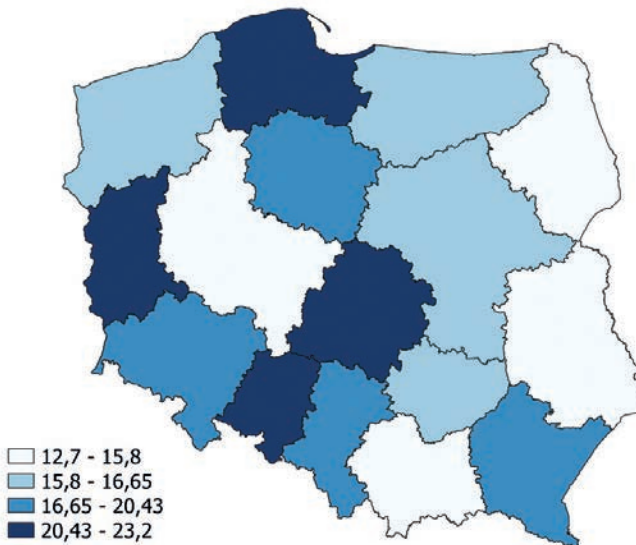
W grupie z najniższym poziomem wykształcenia do roku 2018 nastąpiła duża zmiana. W każdym z województw zaobserwowano znaczącą redukcję udziału osób z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym – od 10 pp. w lubelskim do aż 26 pp. w podlaskim (średnio o 17 pp. dla całego kraju do poziomu 5%). Największe spadki (powyżej 20 pp.) cechowały regiony wschodnie, a najmniejsze zmiany wystąpiły na zachodzie kraju. W rezultacie w 2018 r. udział osób z najniższym wykształceniem zmniejszył się do poziomu od 3% w małopolskim i śląskim do 9% w warmińsko-mazurskim, przy jednoczesnej redukcji zróżnicowania (zakres wartości to 6 pp. w porównaniu z 18 pp. w 1995 r.). Trudno tu zaobserwować klarowny wzorzec przestrzenny. Niskie wartości rozproszone są bowiem na południu i w centrum kraju, wysokie zaś na północy, zachodzie i wschodzie.

3 Gimnazja jako stopnie edukacji zostały zniesione po II wojnie światowej i ponownie wprowadzone z 1 września 1999 r. na podstawie ustawy z 25 lipca 1998 r. o zmianie ustawy o systemie oświaty (Dz.U. z 1998 r. nr 117, poz. 759). Następnie usunięto je ze struktury szkolnictwa polskiego ustawą z 14 grudnia 2016 r. o Prawie oświatowym (Dz.U. z 2019 r. poz. 1148) w roku szkolnym 2018/2019. Dla ujednoczenia danych statystycznych dotyczących poziomu edukacji najniższe wykształcenie obejmuje ukończenie co najwyżej gimnazjum (w rozumieniu do 1948 r. lub w okresie 1999–2018).



Rysunek 2.3. Różnica w aktywności zawodowej mężczyzn i kobiet (pp.) według województw w 2018 r.

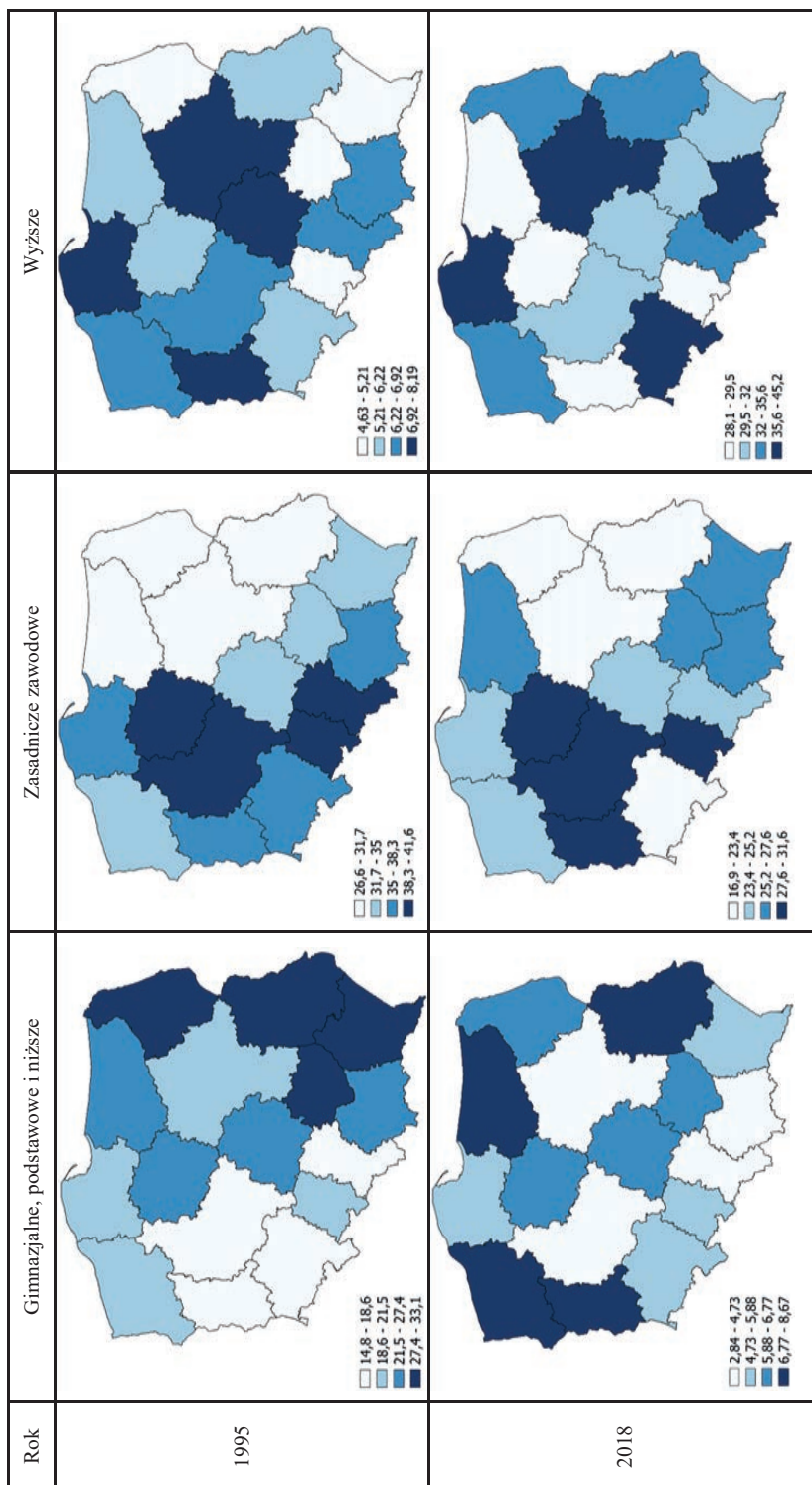
Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.



Rysunek 2.4. Współczynnik aktywności zawodowej osób niepełnosprawnych według województw w 2018 r. (%)

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.

Tabela 2.1. Odsetek aktywnych zawodowo dla wybranych poziomów wykształcenia w województwach w latach 1995 i 2018 (%)



Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.

Silne zróżnicowanie przestrzenne i czasowe wykazuje również rozkład osób z wykształceniem wyższym. W 1995 r. średnio 10% aktywnych zawodowo miało dyplom uczelni wyższej, a zróżnicowanie pomiędzy województwami wynosiło jedynie 7 pp. (od 7% w świętokrzyskim do 14% w mazowieckim). Odsetek ten był niższy w regionach wschodnich niż w reszcie kraju, a w szczególności niż w części centralnej. Do 2018 r. udział osób z wyższym wykształceniem w aktywnych zawodowo systematycznie wzrastał we wszystkich województwach – od 19 pp. w warmińsko-mazurskim do 32 pp. w mazowieckim. Przeciętnie w całym kraju odsetek takich osób zwiększył się o 25 pp., czyli do 35%. Była to największa zmiana w strukturze wykształcenia aktywnych zawodowo. W rezultacie w 2018 r. pracujący z wykształceniem wyższym stanowili od 28% zasobów rynku pracy w województwie warmińsko-mazurskim do 45% w województwie mazowieckim. Jednocześnie znacząco wzrosło zróżnicowanie przestrzenne pomiędzy poszczególnymi obszarami (do 17 pp.). Obecnie rozkład odsetka aktywnych z wykształceniem wyższym nie wykazuje wyraźnych prawidłowości przestrzennych, bez widocznego podziału na Polskę wschodnią i zachodnią.

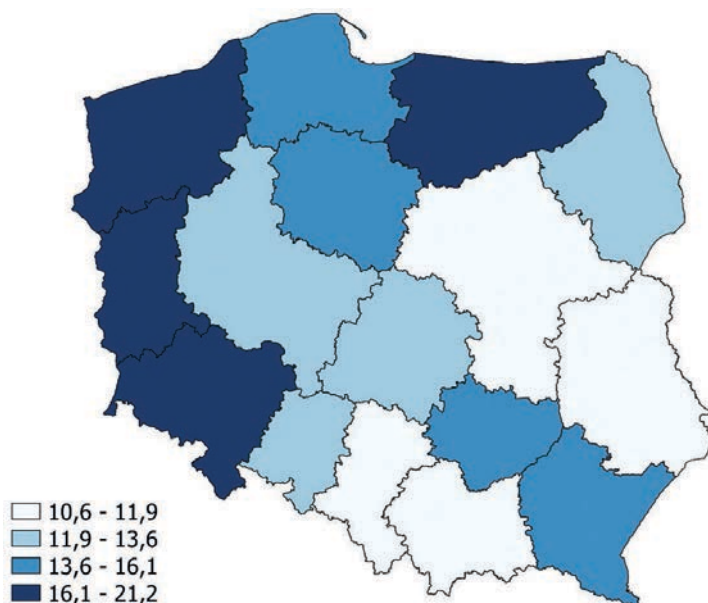
Poziomem wykształcania, który charakteryzował się najmniejszym udziałem w rynku pracy w 1995 r., okazał się ten odpowiadający wykształceniu średniemu. Przeciętnie 6% aktywnych zawodowo zakończyło edukację na poziomie matury (od 5% w opolskim, podlaskim, świętokrzyskim i podkarpackim do 8% w mazowieckim). Do 2018 r. odsetek ten nieznacznie wzrósł (średnio o 3 pp. do 9%) i osiągnął najwyższą wartość dla województwa łódzkiego (12%), a najniższą dla wielkopolskiego (7%). Ogólnie udział osób z wykształceniem średnim wykazywał bardzo małe zróżnicowanie zarówno w czasie, jak i w przestrzeni.

Podsumowując, w 1995 r. wśród aktywnych zawodowo dominowało wykształcenie zasadnicze zawodowe (34,5%), policealne i średnie zawodowe (27%) oraz gimnazjalne lub niższe (22%), przy najniższym udziale osób z wykształceniem średnim (6%). Z kolei w 2018 r. sytuacja uległa zauważalnej zmianie. Na rynku pracy najwięcej było osób z wykształceniem wyższym (35%), policealnym lub średnim zawodowym (27%) oraz zasadniczym zawodowym (24%), a najmniej z gimnazjalnym, podstawowym lub niższym (5%). Największy wzrost odsetka osób z danym poziomem wykształcenia odnotowano dla wykształcenia wyższego (o 25 pp.), spadek zaś dla co najwyżej gimnazjalnego (o 17 pp.). W przypadku wykształcenia policealnego i średniego zawodowego nie zauważono prawie żadnej zmiany ani w skali kraju (0,5 pp.), ani w poszczególnych województwach. Ponadto rozkład przestrzenny tego poziomu edukacji był bardzo jednorodny w całym badanym okresie. Podobna sytuacja miała miejsce w przypadku wykształcenia średniego – dynamika zmian okazała się bardzo mała (średnio 3 pp.), a zróżnicowanie regionalne należy uznać za najmniejsze spośród wszystkich analizowanych poziomów (4–5 pp.).

Analizując przedstawiony na rysunku 2.1 i 2.2 status zatrudnienia osób aktywnych zawodowo, można zauważyć, że udziały pracujących i bezrobotnych były

zróznicowane regionalnie i zmieniały się w czasie. W skali kraju stopa bezrobocia⁴ w 1995 r. wynosiła 13,3%, jednak jej zróznicowanie przestrzenne miało znaczący charakter i wynosiło 11 pp. Jak wynika z rysunku 2.5, Polska dzieliła się diagonalnie na części południowo-wschodnią o niższych wskaźnikach bezrobocia i północno-zachodnią, w której te wskaźniki pozostawały wyższe. Najniższą stopę bezrobocia odnotowano w województwie małopolskim (10,6%), a najwyższą w warmińsko-mazurskim (21,2%). Ogółem bezrobotnych w Polsce było około 2,3 mln osób, z czego najmniej w województwie opolskim – 59 tys., a najwięcej w mazowieckim – 269 tys.

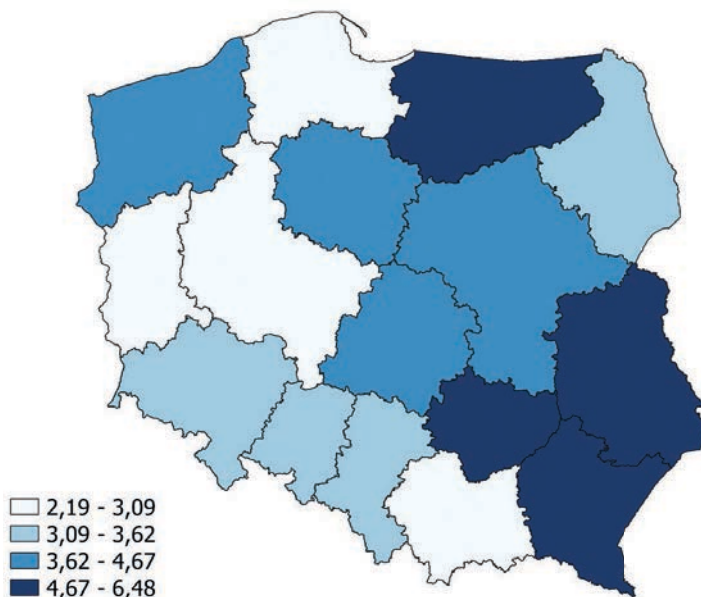
Do 2018 r. bezrobocie w Polsce zmalało zarówno w ujęciu względnym (stopa bezrobocia spadła o 9,5 pp. do 3,8%), jak i absolutnym (liczba bezrobotnych zmniejszyła się o 71% do 660 tys. osób przy równoczesnym wzroście liczby aktywnych zawodowo o 0,4%). Redukcja wskaźnika bezrobocia wystąpiła we wszystkich województwach i była największa na północy i północnym zachodzie (co najmniej 13 pp.), a najmniejsza na południowym wschodzie (poniżej 8 pp.). Z rysunku 2.6 można odczytać, że w 2018 r. najwyższa stopa bezrobocia charakteryzowała województwo lubuskie, podkarpackie i świętokrzyskie oraz warmińsko-mazurskie, które mimo rekordowo wysokiego spadku (o 15,5 pp.) w stosunku do 1995 r. pozostało w grupie województw o najwyższym udziale bezrobotnych.



Rysunek 2.5. Stopa bezrobocia (w %) w województwach w 1995 r.

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.

4 Stopa bezrobocia rozumiana jako udział osób bezrobotnych według MOP i BAEL w ogólnej liczbie aktywnych zawodowo.



Rysunek 2.6. Stopa bezrobocia (w %) w województwach w 2018 r.

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.

W Polsce równocześnie ze znaczącym spadkiem bezrobocia rósł poziom zatrudnienia. W 1995 r. udział pracujących wśród aktywnych zawodowo był stosunkowo niski, jednak w analizowanym okresie systematycznie się zwiększał. Różnicę między tymi wartościami w latach 1995–2018 widać na rysunku 2.1 i 2.2. O 11% wzrosła także ogólna liczba pracujących. Kształtowanie się tej wielkości zostanie szczegółowo omówione w podrozdziale 2.3, poświęconym zmiennym wykorzystanym w analizie ekonometrycznej.

Względnie statyczna okazała się liczba pracujących w odniesieniu do całej populacji. W 1995 r. pracowało przeciętnie 383 osoby na tysiąc mieszkańców, najmniej w województwie warmińsko-mazurskim (317 osób), a najwięcej w świętokrzyskim (436 osób). Zauważalny na rysunku 2.7 podział na regiony o wyższej liczbie pracujących na tysiąc mieszkańców, które przeważają w Polsce południowo-wschodniej, i tereny o niższej wartości wskaźnika, znajdujące się na północnym zachodzie, przebiegał diagonalnie, podobnie jak działo się to w przypadku stopy bezrobocia. Zróżnicowanie to nie było jednak duże – współczynnik zmienności wynosił około 9%.

W 2018 r. rozkład liczby pracujących w odniesieniu do całej populacji pozostał względnie niezmienny, co odzwierciedla rysunek 2.8. W pięciu województwach: lubuskim, małopolskim, mazowieckim, pomorskim i zachodniopomorskim nastąpił spadek liczby pracujących w relacji do całej populacji o maksymalnie 10%, a w pozostałych regionach miał miejsce wzrost, przy czym maksymalny – 19% – dało się odnotować w województwie opolskim. Średnio w Polsce w 2018 r.

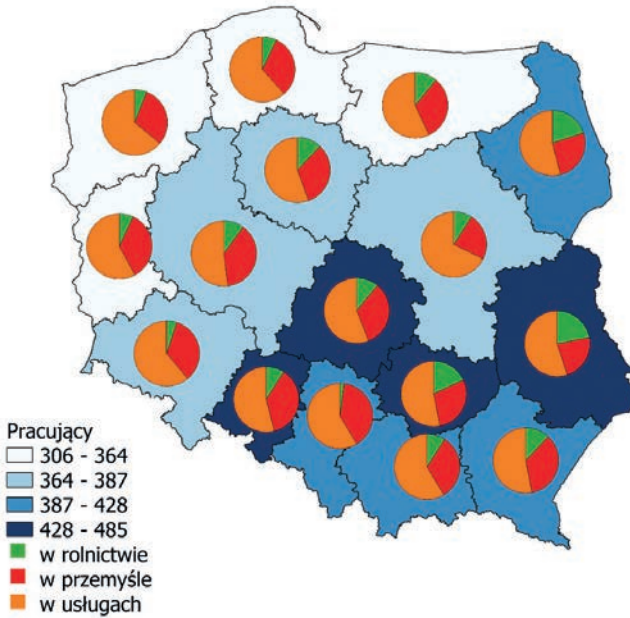
pracowało 390 osób na tysiąc mieszkańców, a zatem przeciętny wzrost liczby pracujących wynosił 2%. Wartości zmiennej oraz jej rozkład przestrzenny uległy niewielkim zmianom. Dyspersja zmiennej również pozostała niska, choć wzrosła w stosunku do roku 1995 – odchylenie stanowiło 13% średniego poziomu zjawiska, a zakres wartości zwiększył się ze 119 osób w 1995 do 178 osób w 2018 r.

Analizując rysunki 2.7 i 2.8, można zauważyć, że w badanym okresie w grupie pracujących nastąpiła znacząca zmiana struktury zatrudnienia według sektorów gospodarki. W 1995 r. przeciętnie 23% osób pracowało w sektorze rolniczym – najwięcej w województwie podlaskim, świętokrzyskim (42%) i lubelskim (45%), najmniej zaś w śląskim (7%), dolnośląskim (12%), lubuskim i zachodniopomorskim (13%). Zróżnicowanie odsetka pracujących w rolnictwie jest znaczne – rozstęp wynosił bowiem 37 pp. z zauważalnie wyższymi wartościami w regionach wschodnich i południowych oraz niskimi na zachodzie.

W tym samym czasie w polskim przemyśle zatrudnionych było 32% pracujących, przy czym odsetek ten okazał się najniższy w województwach lubelskim i podlaskim, w których wynosił odpowiednio 19 i 20%, a najwyższy w województwie dolnośląskim i śląskim – 38 i 50%. Międzywojewódzkie zróżnicowanie udziałów pracujących w omawianym sektorze miało więc spore znaczenie, ponieważ rozstęp wynosił aż 32 pp. Wyższymi wartościami charakteryzowały się województwa leżące na zachodzie kraju, a bardzo duży odsetek pracujących w przemyśle na Śląsku wynika z faktu, że górnictwo klasyfikowane jest jako część sektora przemysłowego. W usługach zatrudnienie znalazło średnio 45% osób – najmniej w województwie świętokrzyskim (33%), lubelskim, podlaskim (37%) i podkarpackim (38%), a najwięcej, powyżej 50%, w dolnośląskim (51%), lubuskim, małopolskim (53%), pomorskim (55%) i zachodniopomorskim (58%). Zakres wartości był niższy niż w pozostałych sektorach, ponieważ rozstęp wynosił 25 pp. Można zauważyć diagonalny podział Polski na regiony północno-zachodnie o znacznie wyższym udziale pracujących w usługach i południowo-wschodnie. Wynika to z wpływu szeroko obecnej zarówno na północy, jak i zachodzie kraju branży turystycznej oraz hotelarskiej należącej do sektora usługowego.

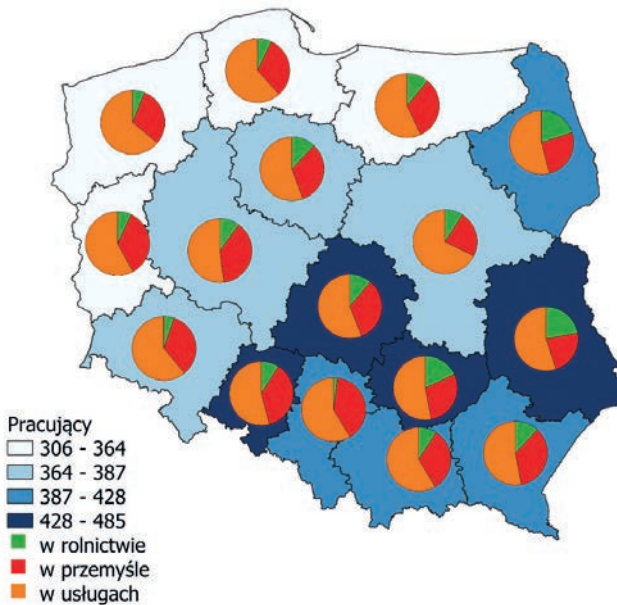
W ciągu dwudziestu lat struktura zatrudnienia w Polsce uległa zmianie. W 2018 r. w całym kraju udział zatrudnionych w rolnictwie spadł w stosunku do 1999 r. o 13 pp., czyli do 10%, przede wszystkim na rzecz usług, gdzie odnotowano wzrost o 12,9 pp., tj. do aż 58%. Najbardziej stały w czasie okazał się odsetek liczby pracujących w przemyśle, dla którego odnotowano tylko niewielki spadek (o 0,3 pp.). Jednocześnie nastąpiło wyrównanie regionalnych udziałów pracujących we wszystkich sektorach i spadek zakresu ich wartości – rozstęp wyniósł 19 pp. dla rolnictwa, 17 pp. dla przemysłu i 15 pp. dla usług.

W ujęciu regionalnym zatrudnienie w rolnictwie uległo redukcji we wszystkich województwach. Najmniejsze spadki odnotowano w tych regionach, dla których wartość udziału była najniższa, m.in. w województwie dolnośląskim (o 6,8 pp.), zachodniopomorskim (6,4 pp.), lubuskim (5,8 pp.) i śląskim (5 pp.). Z kolei największymi spadkami charakteryzowały się województwa tradycyjnie uznawane za rolnicze – podkarpackie (o 21,8 pp.), podlaskie (22 pp.), lubelskie (22,8 pp.) i świętokrzyskie (23,7 pp.).



Rysunek 2.7. Liczba pracujących na 1000 mieszkańców oraz struktura zatrudnienia według sektorów gospodarki w województwach w 1995 r.

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.



Rysunek 2.8. Liczba pracujących na 1000 mieszkańców oraz struktura zatrudnienia według sektorów gospodarki w województwach w 2018 r.

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.

Spadek odsetka pracujących w przemyśle pomiędzy rokiem 1995 a 2018 odnotowano jedynie w czterech województwach przy jednoczesnym zmniejszeniu tego udziału dla Polski o 0,3 pp. W województwie łódzkim odsetek zatrudnionych w przemyśle zmniejszył się o 1 pp., w mazowieckim o 2,4 pp., w dolnośląskim o 4,3 pp., a w śląskim o 11 pp., co stanowiło największą zmianę w tym sektorze. W pozostałych regionach odnotowano niewielkie zwiększenie się udziału przemysłu, do 6,1 pp. w podkarpackim.

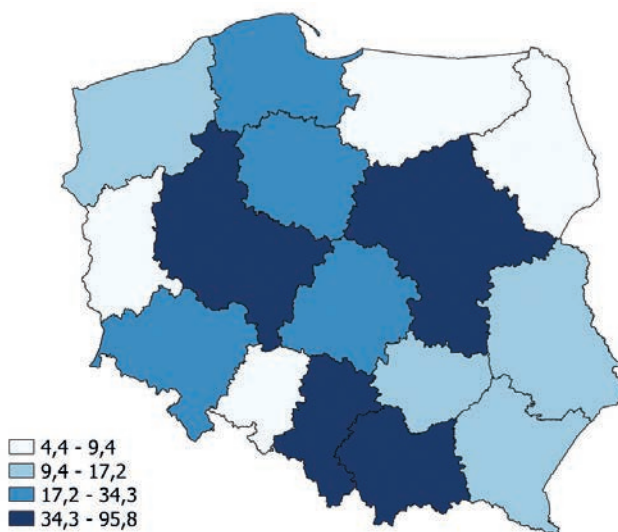
Procentowy udział zatrudnionych w usługach wzrósł we wszystkich regionach. Małe zmiany odnotowano zarówno w niektórych województwach uznawanych powszechnie za usługowe, takich jak: zachodniopomorskie, pomorskie i lubuskie, w których wzrosty wyniosły odpowiednio: 5,5 pp., 6 pp. i 4,8 pp., jak i na obszarach o przeciętym poziomie zatrudnienia w tej sekcji (w województwie wielkopolskim nastąpił wzrost o 5,4 pp., w opolskim o 7,7 pp., a w warmińsko-mazurskim o 7,8 pp.). Z kolei największe przyrosty charakteryzowały regiony o najniższych wartościach udziału pracujących w usługach w 1995 r., czyli województwa lubelskie (o 18,7 pp.) i świętokrzyskie (o 19,6 pp.).

Mimo dość dużych zmian w regionalnej strukturze zatrudnienia, szczególnie w rolnictwie i usługach, jej rozkład przestrzenny w roku 2018 pozostał podobny do tego z roku 1995. Zauważmy bowiem, że udział pracujących w rolnictwie nadal jest najwyższy w regionach Polski wschodniej, odsetek zatrudnionych w usługach pozostał wysoki w województwach zachodnich i północnych, a w przemyśle nieustannie najwięcej osób pracuje na Śląsku. Wykryte różnice rozkładów przestrzennych wskaźników zatrudnienia wskazują na celowość dokonania analogicznych, pogłębionych analiz dla niższych poziomów agregacji. Wyniki badań rynku pracy dla polskich powiatów można znaleźć w pozycji Iwony Laskowskiej i Agaty Żółtaszek (2021).

Analiza strony popytowej rynku pracy wymaga rozważenia liczby nowych miejsc pracy netto rozumianej jako różnica pomiędzy nowymi, a likwidowanymi miejscami pracy. Dane te pozwalają na obserwację realnego przyrostu dostępnych miejsc pracy w kolejnych latach badania. Wartości tej cechy w województwach w latach 2008 i 2018 ilustrują rysunki 2.9 i 2.10, przy czym wybór roku 2008 wynika z dostępności odpowiednich danych statystycznych. W Polsce nadwyżka nowych miejsc pracy występowała w każdym roku. Najniższa była w latach 2009 oraz 2012 i wynosiła odpowiednio 20,2 tys. i 88,5 tys. miejsc pracy, a najwyższa w 2017 i 2018 r., kiedy na rynku pracy pojawiło się kolejno 429,9 tys. i 417,3 tys. nowych miejsc pracy.

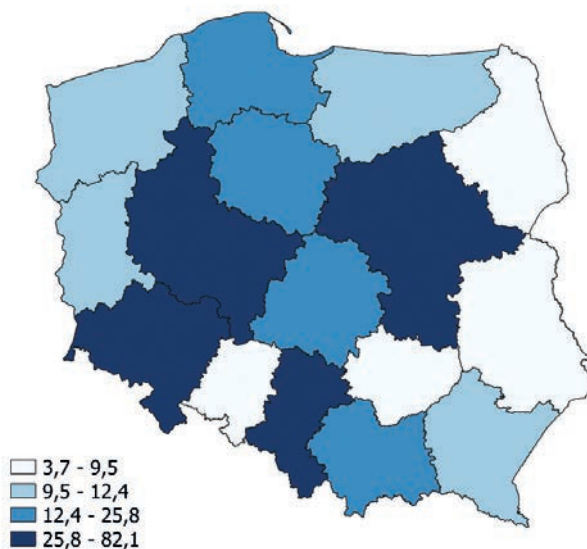
Liczba dostępnych miejsc pracy rosła w czasie we wszystkich województwach. Największe nadwyżki nowych miejsc pracy nad likwidowanymi odnotowywano systematycznie w województwach: mazowieckim, wielkopolskim i śląskim, gdzie w 2018 r. wyniosły one odpowiednio: 95,8 tys., 51,2 tys. i 49,2 tys. Najniższe występują zaś w województwach lubuskim, warmińsko-mazurskim, podlaskim i świętokrzyskim, w których kolejno w 2018 r. wyniosły: 4,4 tys., 5,6 tys., 6,9 tys. i 9,7 tys. Rok 2009 okazał się najgorszy dla rynku pracy w Polsce. W pięciu województwach

nastąpiła redukcja ogólnej liczby miejsc pracy aż o 9,4 tys. w podkarpackim, a najmniej, tj. o 1,9 tys., w zachodniopomorskim. W pozostałych regionach, z wyjątkiem łódzkiego, na ten rok przypadła jedna z dwóch najniższych wartości nadwyżki w całym badanym przedziale czasowym. Drugim problematycznym okresem okazały się lata 2011–2013, kiedy odnotowano niewielką nadwyżkę liczby nowych miejsc pracy, jednak nie nastąpiły żadne spadki.



Rysunek 2.9. Liczba nowych miejsc pracy netto w województwach w 2008 r. (w tys.)

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.



Rysunek 2.10. Liczba nowych miejsc pracy netto w województwach w 2018 r. (w tys.)

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.

2.3. Analiza liczby pracujących oraz determinant zatrudnienia

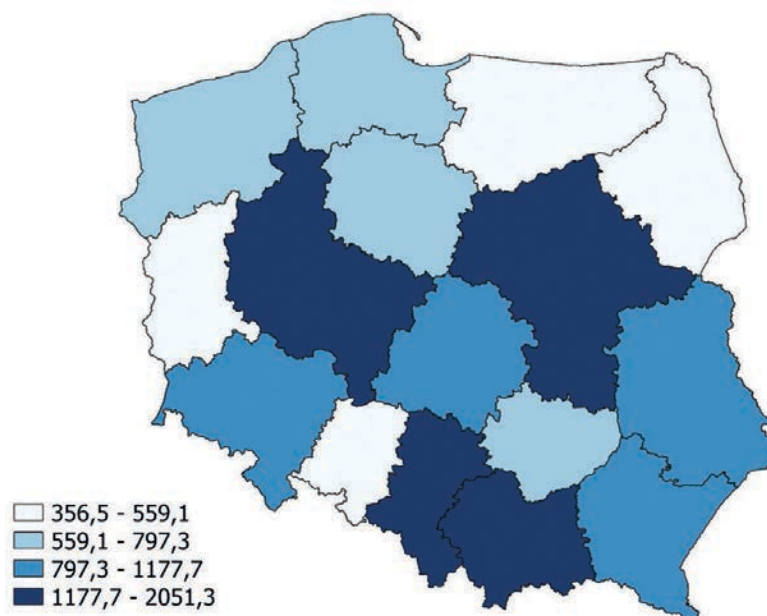
Zasadniczym elementem prezentowanej w niniejszej publikacji analizy regionalnych rynków pracy jest modelowanie i prognozowanie liczby pracujących w ujęciu wojewódzkim. Rysunki 2.11 i 2.12 prezentują przestrzenny rozkład liczby zatrudnionych według województw w latach 1995 i 2018.

W całym badanym okresie regionalne zróżnicowanie liczby pracujących pozostawało prawie niezmiennie. Najwyższe wartości systematycznie odnotowywano w województwach: mazowieckim, śląskim, małopolskim i wielkopolskim; najmniej zatrudnionych było zaś w lubuskim, opolskim, podlaskim i warmińsko-mazurskim. Zróżnicowanie regionalne okazało się znaczące i zwiększało się w kolejnych okresach. W 1995 r. w skali kraju zmienność liczby pracujących stanowiła 51% średniej, a jej największą wartość wskazano w mazowieckim, gdzie była ona 5,8 razy większa niż wartość minimalna występująca w lubuskim. W 2018 r. ogólnokrajowy współczynnik zmienności wzrósł do 56%, z kolei relacja maksimum liczby pracujących (w mazowieckim) do minimum (w opolskim) zwiększyła się do 630%.

W początkowych latach badania można zaobserwować mniejszą liczbę osób pracujących na północy kraju niż w centrum i na południu. Z czasem nastąpiła jednak nieznaczna zmiana i w 11 województwach dało się zaobserwować wzrost bezwzględnej liczby pracujących. Największy przyrost, jaki miał miejsce w latach 1995–2018, odnotowano w województwach pomorskim (36,2%), wielkopolskim (29,9%), mazowieckim (23,0%), dolnośląskim (21,2%) i warmińsko-mazurskim (20,3%), a także w lubuskim (19,3%) i zachodniopomorskim (17,3%). Spadki liczby pracujących zaobserwowano zaś w pięciu województwach: świętokrzyskim (12,7%), lubelskim (8,8%), opolskim i łódzkim (3,1%) oraz w podlaskim (1,2%).

W przypadku większości regionów zmiany wartości były powolne i systematyczne, choć wystąpiły jednak pewne anomalie. Przykładowo w województwie dolnośląskim odnotowano spadek liczby pracujących o prawie 20% w latach 2000–2003, a następnie, od 2006 r., nastąpił powrót do poziomu sprzed 1999 r. W tym samym regionie w latach 2013–2016 miał miejsce szybki wzrost wartości cechy o około 17%. W województwie lubuskim w roku 2016 odnotowano nagły spadek liczby pracujących o prawie 16% w stosunku do poprzedniego okresu oraz stabilizację na niższym poziomie w kolejnych dwóch latach. W mazowieckim nastąpiło z kolei zauważalne zmniejszenie się liczby pracujących w 2016 r. w stosunku do roku poprzedniego o około 10%, poprzedzone wzrostem o przeszło 13% w latach 2014–2015. Odwrotnie stało się w województwie śląskim, gdzie po spadku o 11,8% w roku 2000 w stosunku do roku poprzedniego nastąpił niemal identyczny wzrost o 11,3% w 2001 r. W województwie wielkopolskim i zachodniopomorskim w latach 2016–2018 zaobserwowano znaczące wzrosty liczby pracujących o odpowiednio 23,3 i 27,3% w odniesieniu do roku 2015.

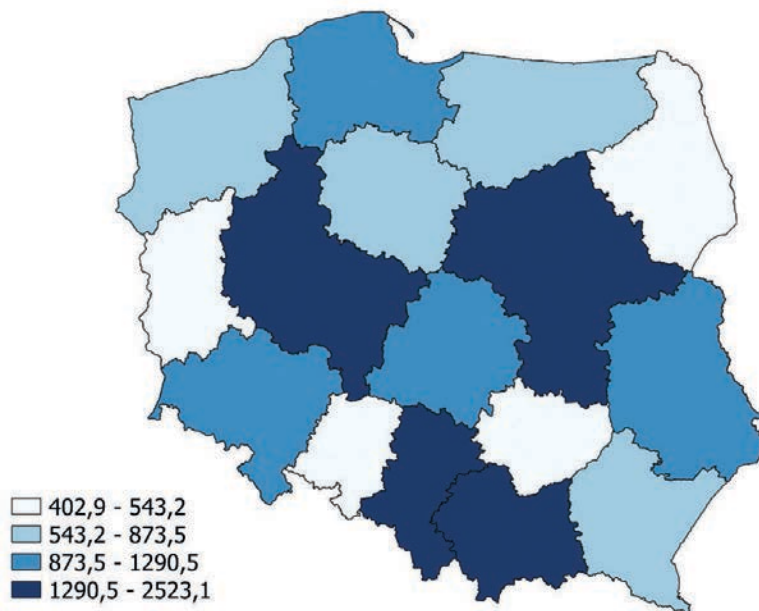
Analizując poszczególne szeregi czasowe kształtowania się liczby pracujących, jak również porównując je między sobą, trudno zaobserwować klarowne wzorce czy trendy. W efekcie uzasadnione wydaje się podjęcie próby modelowania zmian wartości liczby pracujących w województwach z zastosowaniem modeli ekonometrycznych wielorównaniowych lub panelowych z czynnikami różnicującymi regiony. W tym celu konieczne jest wprowadzenie ekonomicznych i demograficznych czynników, które wpływają na kształtowanie się regionalnych rynków pracy i mogą posłużyć jako potencjalne zmienne egzogeniczne w modelu ekonometrycznym.



Rysunek 2.11. Liczba pracujących w województwach w 1995 r. (tys. osób)

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.

Przeprowadzone analizy statystyczne jednoznacznie dowodzą występowania zróżnicowania przestrzennego na rynku pracy w Polsce. Jednakże zasadne wydaje się założenie, że liczba i sektorowa struktura pracujących w całym kraju może istotnie wpływać na wojewódzkie wartości liczby pracujących. Tabela 2.2 zawiera informacje o liczbie zatrudnionych w Polsce w latach 1995–2018 według sektorów oraz ogółem.



Rysunek 2.12. Liczba pracujących w województwach w 2018 r. (tys. osób)

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.

Tabela 2.2. Liczba i udział pracujących w sektorach w Polsce w latach 1995–2018

Rok	Pracujący w sektorach gospodarki						Liczba pracujących ogółem (tys. os.)
	Rolnictwo		Przemysł		Usługi		
	Liczba (tys. os.)	Udział (%)	Liczba (tys. os.)	Udział (%)	Liczba (tys. os.)	Udział (%)	
1995	3345	22,6	4728	32,0	6718	45,4	14 791
1996	3309	22,1	4739	31,7	6921	46,2	14 969
1997	3116	20,5	4845	31,9	7216	47,5	15 177
1998	2926	19,1	4921	32,0	7509	48,9	15 356
1999	2666	18,1	4623	31,3	7468	50,6	14 757
2000	2727	18,8	4481	30,8	7318	50,4	14 526
2001	2720	19,1	4331	30,5	7156	50,4	14 207
2002	2663	19,3	3947	28,6	7172	52,0	13 782
2003	2509	18,4	3892	28,6	7216	53,0	13 617
2004	2483	18,0	3976	28,8	7336	53,2	13 795
2005	2452	17,4	4127	29,2	7537	53,4	14 116
2006	2304	15,8	4374	30,0	7916	54,2	14 594
2007	2247	14,7	4681	30,7	8313	54,5	15 241
2008	2206	14,0	5036	31,9	8558	54,2	15 800

Rok	Pracujący w sektorach gospodarki						Liczba pracujących ogółem (tys. os.)
	Rolnictwo		Przemysł		Usługi		
	Liczba (tys. os.)	Udział (%)	Liczba (tys. os.)	Udział (%)	Liczba (tys. os.)	Udział (%)	
2009	2107	13,3	4934	31,1	8827	55,6	15 868
2010	2019	13,0	4686	30,3	8768	56,7	15 473
2011	2008	12,9	4772	30,7	8782	56,4	15 562
2012	1960	12,6	4740	30,4	8891	57,0	15 591
2013	1867	12,0	4752	30,5	8949	57,5	15 568
2014	1820	11,5	4836	30,5	9206	58,0	15 862
2015	1849	11,5	4896	30,4	9339	58,1	16 084
2016	1708	10,5	5074	31,3	9415	58,1	16 197
2017	1672	10,2	5180	31,5	9571	58,3	16 423
2018	1578	9,6	5219	31,7	9687	58,8	16 484

Źródło: opracowanie własne.

Liczba pracujących ogółem wzrosła o 11,4% od 14 791 tys. osób w 1995 r. do 16 484 tys. osób w 2018 r., czyli przeciętnie o 0,5% rocznie. Jednakże dynamika tych wzrostów w badanym okresie była zmienna. Do roku 1998 wartości zwiększały się bardzo powoli, o około 1,3% rocznie (ogółem 3,8% dla lat 1995–1998). Następnie nastąpił nagły spadek o prawie 11% do odnotowanej w 2003 r. najniższej wartości (średnioroczny spadek o 2,4%), a po nim nieco większy wzrost aż do 2009 r. o 16,5% (2,6% przeciętnie z roku na rok). W kolejnym roku zaobserwowano jednorazowy spadek liczby pracujących o 2,5%, a następnie stabilizację trendu powolnego wzrostu o około 0,8% rocznie do roku 2018.

Analizując liczbę pracujących w ujęciu krajowym i regionalnym, można ocenić udział poszczególnych województw w ogólnopolskim rynku pracy. W całym badanym okresie największy odsetek pracujących w Polsce występował w mazowieckim (13,9% w 1995 r., 15,3% w 2018 r.) i śląskim (12,1% w 1995 r., 11,4% w 2018 r.), a najmniejsze frakcje odnotowywano w lubuskim (2,4% w 1995 r., 2,6% w 2018 r.) i opolskim (2,8% w 1995 r., 2,4% w 2018 r.). Struktura regionalna liczby pracujących była względnie stabilna. W połowie województw odnotowano niewielkie wzrosty (największe dla województwa mazowieckiego i wielkopolskiego o 1,4 pp.), a w pozostałych nieznaczne spadki (do 1,2 pp. w lubuskim i o 1 pp. w łódzkim).

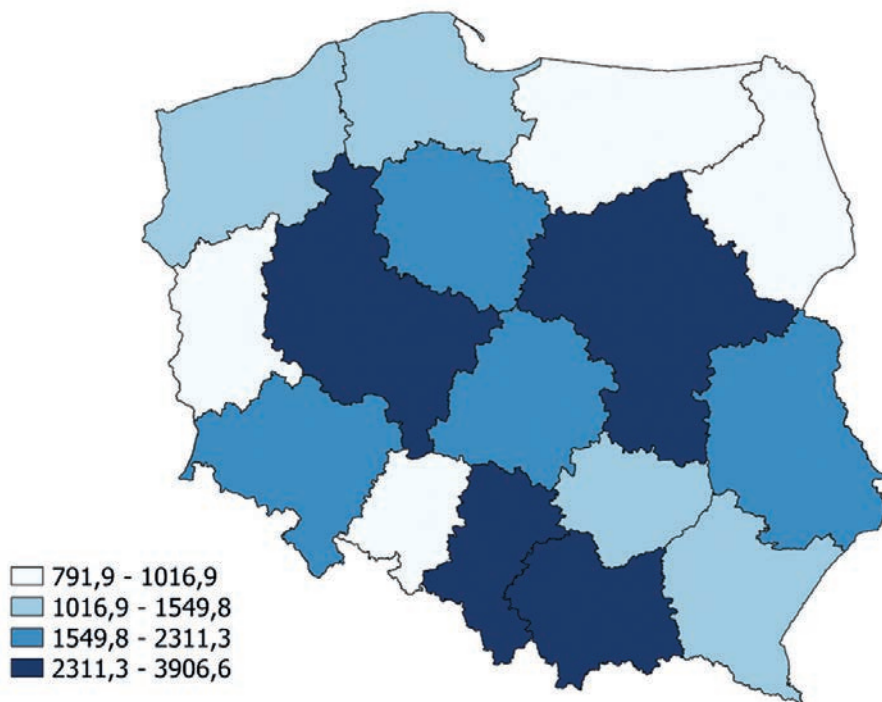
Dla analizy rynku pracy w Polsce ważne jest także uwzględnienie struktury zatrudnienia w sektorach, która cechuje się dużą niejednorodnością regionalną (por. rysunki 2.7 i 2.8). Uwzględniając podstawowy podział na trzy gałęzie gospodarki, rozpatruje się liczbę i udział pracujących w:

- rolnictwie, co odpowiada sekcji A (Rolnictwo, leśnictwo, łowiectwo i rybactwo) Polskiej Klasyfikacji Działalności (PKD 2007),

- przemyśle (lub przemyśle i budownictwie), który zawiera sekcje: B (Górnictwo i wydobywanie), C (Przetwórstwo przemysłowe), D (Wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, parę wodną i gorącą wodę), E (Dostawa wody; gospodarowanie ściekami i odpadami, rekultywacja) i F (Budownictwo),
- usługach, które obejmują sekcje: G (Handel hurtowy i detaliczny; naprawa pojazdów samochodowych, włączając motocykle), H (Transport i gospodarka magazynowa), I (Działalność związana z zakwaterowaniem i usługami gastronomicznymi), J (Informacja i komunikacja), K (Działalność finansowa i ubezpieczeniowa), L (Działalność związana z obsługą rynku nieruchomości), M (Działalność profesjonalna, naukowa i techniczna), N (Działalność w zakresie usług administrowania i działalność wspierająca), O (Administracja publiczna i obrona narodowa; obowiązkowe zabezpieczenia społeczne), P (Edukacja), Q (Opieka zdrowotna i pomoc społeczna), R (Działalność związana z kulturą, rozrywką i rekreacją) i S (Pozostała działalność usługowa); jak również nieprzypisane jednoznacznie sekcje T (Gospodarstwa domowe zatrudniające pracowników; gospodarstwa domowe produkujące wyroby i świadczące usługi na własne potrzeby) i U (Organizacje i zespoły eksterytorialne).

Liczba pracujących w rolnictwie spadała systematycznie w całym badanym okresie. Ogólna redukcja z 3345 tys. osób w 1995 r. do 1578 tys. osób w 2018 r. wskazuje, że zatrudnienie w tym sektorze zmniejszyło się o 52,8%, tzn. o 3,2% rocznie. Jednocześnie odnotowywano postępujące ograniczenie udziału rolnictwa w liczbie pracujących ogółem o 13 pp. z 22,6% w 1995 r. do 9,6% w 2018 r. W tym samym czasie następował wzrost udziału zatrudnienia w usługach o 13,4% pp., z 45,4% na początku badanego okresu do 58,8% w 2018 r. Bezwzględna liczba zatrudnionych w tym sektorze zwiększyła się z 6718 tys. osób w roku 1995 do 9687 tys. w 2018 r. Średnioroczny wzrost przy zmiennej dynamice wyniósł 1,6%, a całkowity – 44,2%.

Analogicznie do spadku ogólnej liczby pracujących w latach 1999–2003 nastąpiło zmniejszenie zatrudnienia w usługach o około 4% (0,8% z roku na rok), a następnie wzrost o 22,3% do 2009 r. (średnioroczny przyrost o 3,4%) i jednorazowy spadek o 1% w kolejnym roku. W przypadku przemysłu tendencje zmian wyglądały podobnie do tych dla liczby pracujących ogółem i w sektorze usług, jednak ich siła okazała się większa. Spadek zatrudnienia w przemyśle na przełomie XX i XXI w. był dłuższy i trwał 7 lat, od roku 1998 do 2004. Spowodował on redukcję zatrudnienia w tej gałęzi gospodarki o przeszło 19% (średnio 3% rocznie). Następujący po okresie spadku czas wzrostu, choć krótszy o jeden rok niż w przypadku usług i wartości ogółem, to przyniósł znacznie silniejszy efekt, ponieważ całkowity wzrost wyniósł 24%, a więc 4,4% średniorocznie. W roku 2010 również w tej sekcji odnotowano spadek o 5%, a potem stabilizację powolnej tendencji wzrostowej o przeciętnie 1,4% rocznie. Ogólna zmiana, która nastąpiła w latach 1995–2018, była niewielka. Wówczas to nastąpił wzrost liczby pracujących o 10,4% (średniorocznie o 0,4%).

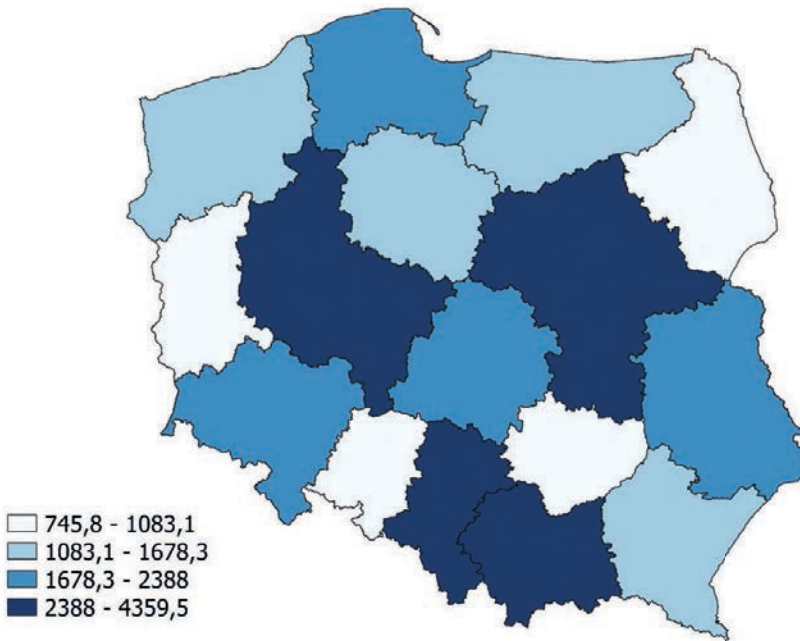


Rysunek 2.13. Ludność powyżej 15. roku życia w województwach w 1995 r. (tys. osób)

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.

Ludność w wieku 15+ stanowi demograficznie rozumiany zasób osób pracujących i bezrobotnych. Jest to grupa wiekowa szersza niż populacja osób w wieku produkcyjnym lub aktywnych zawodowo, ale uwzględnia zatrudnionych w wieku emerytalnym (także będących na emeryturze i pracujących) oraz niepełnoletnich. Zmienna ta w opisie kształtowania się liczby pracujących w województwach odzwierciedla czynnik demograficzny. Na rysunku 2.13 przedstawiono przestrzenny rozkład tej charakterystyki w województwach w 1995 r. Najwięcej osób w wieku 15 lat i więcej zamieszkiwało województwa: mazowieckie, śląskie, wielkopolskie i małopolskie, a najmniej odnotowano w lubuskim, opolskim, podlaskim i warmińsko-mazurskim. Relacja pomiędzy województwem o największej (3,9 mln osób) liczbie ludności 15+, a tym o najmniejszej (791 tys. osób) wynosiła 4,9, co wskazuje na nieco mniejsze zróżnicowanie niż dla populacji ogółem (najwięcej mieszkańców miało mazowieckie – 5,06 mln osób, a najmniej lubuskie – 1,01 mln osób, a więc stosunek ten wynosi 5:1).

W 2018 r. rozkład przestrzenny nie uległ znaczącym zmianom, co widać na rysunku 2.14. W całym kraju nastąpił wzrost liczby osób w analizowanej grupie wiekowej o 5% w stosunku do roku 1995. W pięciu województwach zaobserwowano spadek populacji 15+: w łódzkim (o 9,76%), opolskim (8,37%), podlaskim (3,67%), świętokrzyskim (1,38%) i w lubelskim (0,32%). W pozostałych regionach



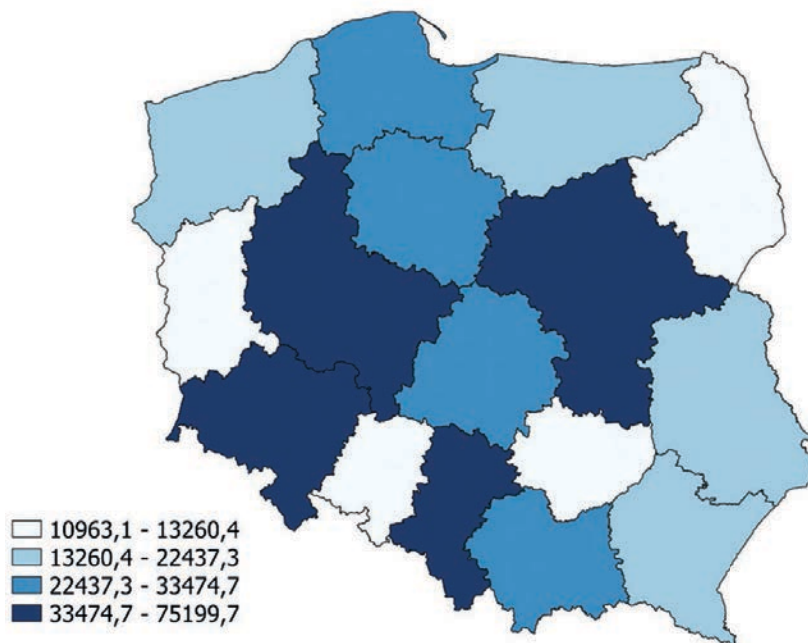
Rysunek 2.14. Ludność powyżej 15. roku życia w województwach w 2018 r. (tys. osób)

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.

wystąpił wzrost – największy w województwie pomorskim (o 20,19%), wielkopolskim (13,3%), mazowieckim (11,59%) i warmińsko-mazurskim (11,51%).

Najmniejszą odnotowaną zmianą było zwiększenie się populacji 15+ o 0,2% od 1995 do 2018 r. w województwie śląskim. Najwyższymi wartościami zmiennej w tym ostatnim roku charakteryzowały się te same cztery województwa co w 1995 r. z mazowieckim na czele (4,36 mln osób), a w najniższej grupie kwartylowej znalazły się województwa: opolskie (z wartością najniższą 745 tys. osób), lubuskie, podlaskie, a także świętokrzyskie (zamiast warmińsko-mazurskiego). W 2018 r. zanotowano większe zróżnicowanie regionalne liczby ludności 15+. Zakres ten wzrósł z 3,11 mln osób w 1995 r. do 3,61 mln osób w 2018 r., a relacja wartości najwyższej do najniższej plasowała się na poziomie 5,84 w porównaniu z 5,48 dla całej populacji.

Miarą poziomu rozwoju regionalnego i regionalnej produkcji, która silnie determinuje sytuację na rynku pracy, jest produkt krajowy brutto. Na rysunkach 2.15 i 2.16 zaprezentowano wartości PKB w Polsce w latach 1995 i 2018. Wizualizacja pozwala na zaobserwowanie z jednej strony znaczącego zróżnicowania pomiędzy województwami, z drugiej zaś stabilności i statyczności rozkładu przestrzennego. W całym badanym okresie najwyższym poziomem produktu krajowego brutto charakteryzowało się województwo mazowieckie, wysokie wartości notowano też w województwach: śląskim, wielkopolskim i dolnośląskim. Najniższe poziomej zmiennej występowały zaś w podlaskim, lubuskim, świętokrzyskim i opolskim.

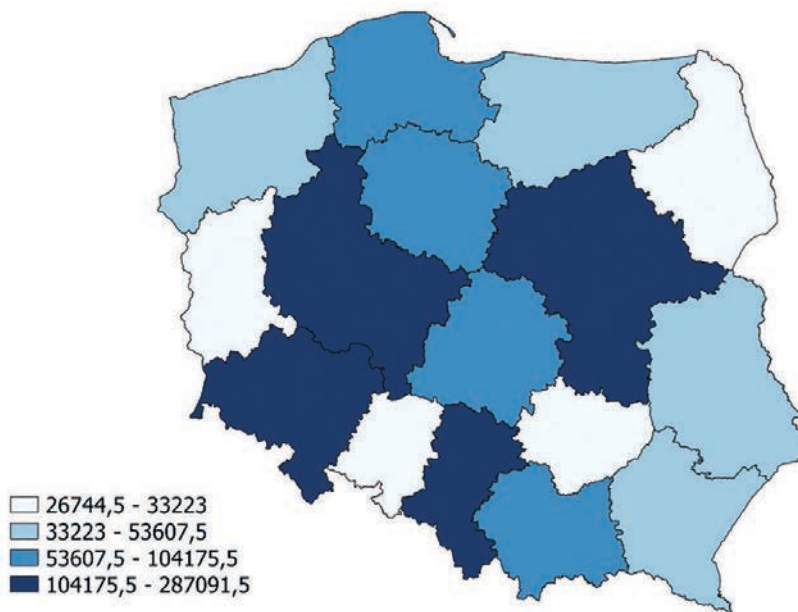


Rysunek 2.15. Wartość produktu krajowego brutto w województwach w 1995 r. (mln zł, cs 2000)

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.

Międzywojewódzkie zróżnicowanie PKB było bardzo duże i wzrastało w czasie. W 1995 r. wartość maksymalna (w mazowieckim) okazała się prawie siedmiokrotnie większa od wartości minimalnej (w podlaskim), a w 2018 r. niemal jedenastokrotnie przewyższała wartość najniższą odnotowaną w opolskim. We wszystkich województwach dało się zauważyć znaczący wzrost produkcji w analizowanym okresie, który wyniósł od 114,8% w województwie opolskim do 281,8% w mazowieckim. Ogólny poziom PKB w Polsce zwiększył się o 187,5%. W całym badanym okresie można zaobserwować niższe wartości produktu w województwach ściany wschodniej niż w centralnej i południowo-zachodniej części kraju.

Udział poszczególnych regionów w ogólnokrajowym PKB jest bardzo zróżnicowany pod względem przestrzennym. Największy wkład globalnej produkcji, przekraczający 10%, obserwowano w województwie mazowieckim (16,8% w 1995 r. i 22,3% w 2018 r.) oraz śląskim (15,1% w 1995 r. i 12,3% w 2018 r.). Nie więcej niż 3% udziału w PKB Polski mają województwa lubuskie, opolskie, podlaskie, świętokrzyskie i warmińsko-mazurskie. W badanym okresie jedynie pięć regionów zwiększyło swój wkład w krajową produkcję: województwo mazowieckie o 5,5 pp., wielkopolskie o 1,4 pp., małopolskie o 0,7 pp., dolnośląskie o 0,2 pp. i pomorskie o 0,1 pp. Jednocześnie największe redukcje frakcji regionalnych PKB w wartości krajowe zauważono w śląskim (2,8 pp.), kujawsko-pomorskim (1 pp.) i zachodnio-pomorskim (0,9 pp.).



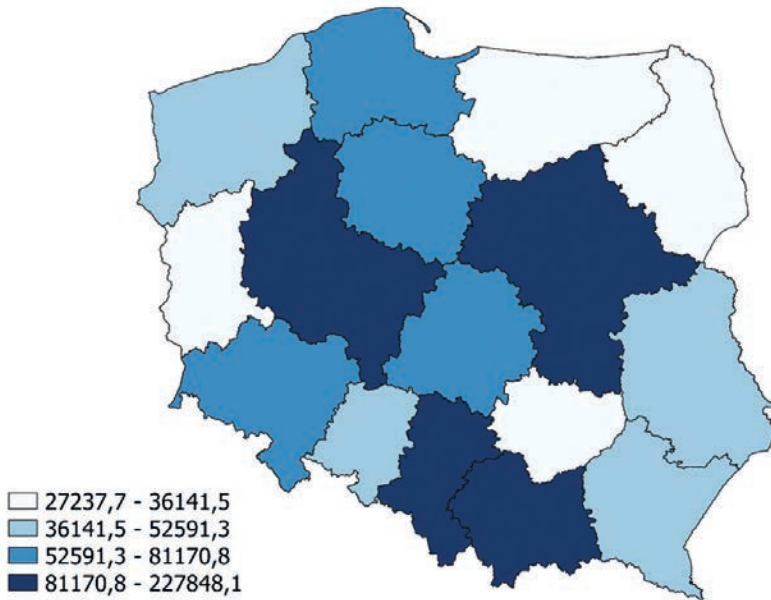
Rysunek 2.16. Wartość produktu krajowego brutto w województwach w 2018 r. (mln zł, cs 2000)

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.

Należy zwrócić uwagę, że województwo mazowieckie różni się znacząco od pozostałych regionów. Cechuje się ono zarówno najwyższym poziomem PKB na mieszkańca, jak i udziałem regionalnym w krajowym PKB. Ponadto odnotowano w nim najwyższy przyrost absolutny produkcji, a także wzrost wkładu do krajowej produkcji. Można przypuszczać, że modelowanie i prognozowanie liczby pracujących dla tego regionu będzie wymagało implementacji indywidualnego podejścia, np. oddzielnego równania lub wprowadzenia czynnika indywidualnego.

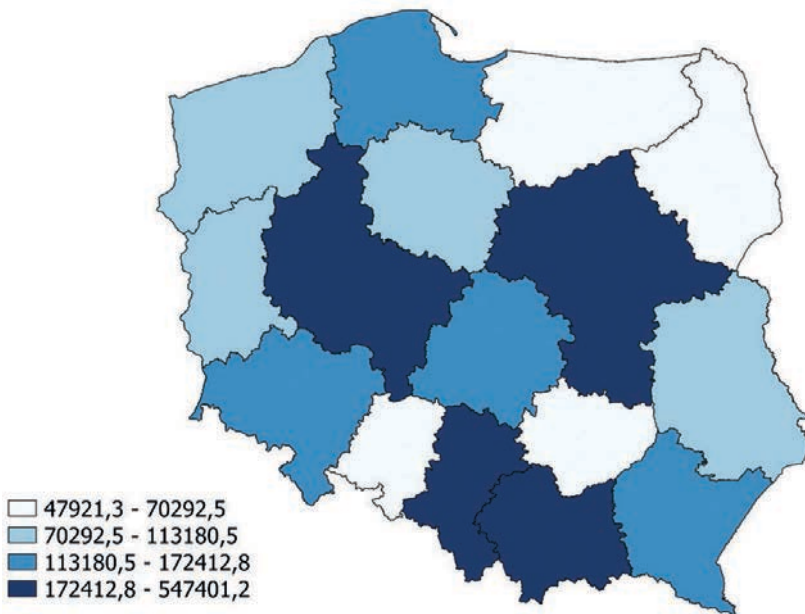
Kolejnym czynnikiem wpływającym na poziom zatrudnienia na regionalnych rynkach pracy są środki trwałe. Poniżej zostanie poddana analizie ich wartość, nakłady na nie oraz relacja do PKB. Rozkłady wartości tych zmiennych w latach 1995 i 2018 według województw ilustrują rysunki 2.17–2.22.

Wartość środków trwałych brutto w latach 1995 i 2018 zaprezentowano na rysunkach 2.17 i 2.18. Można zauważyć, że te regiony, które wytwarzają największą wartość PKB, są również liderami rankingu pod względem wartości środków trwałych. Województwa wschodnie posiadają mniejszą wartość środków trwałych niż regiony centralne i południowo-zachodnie. Najwyższą wartość tej cechy zaobserwowano w województwie mazowieckim. Była ona zauważalnie wyższa od zajmującego drugą pozycję województwa śląskiego (o 64% w 1995 r. i 75% w 2018 r.), a dodatkowo stanowiła ponad ośmiokrotność najniższej wartości z 1995 r., którą odnotowano w województwie podlaskim oraz jedenastokrotność minimum z 2018 r., zaobserwowanego w województwie opolskim. Wartość środków



Rysunek 2.17. Wartość brutto środków trwałych w województwach w 1995 r. (mln zł, cs 2000)

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.



Rysunek 2.18. Wartość brutto środków trwałych w województwach w 2018 r. (mln zł, cs 2000)

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.

trwałych wzrastała we wszystkich regionach w całym badanym okresie. Całkowita zmiana wyniosła od 29,74% w opolskim do 140,25% w mazowieckim. Przyrosty były nieco niższe w północnej i północno-zachodniej części kraju w porównaniu z regionami centralnymi, wschodnimi i południowymi (wyjątek stanowiły tu województwa opolskie i świętokrzyskie).

Podobnie jak w przypadku PKB wartość środków trwałych w województwie mazowieckim miała największy udział w zagregowanej wartości dla Polski i wyniosła 19,5% w 1995 r. i 22,2% w 2018 r., co stanowiło także największy przyrost o 2,7 pp. Kolejnym znaczącym regionem było województwo śląskie (11,9% w 1995 r. i 12,7% w 2018 r.) z drugim co do wielkości wzrostem udziału o 0,8 pp. oraz wielkopolskie (10,6% w 1995 r. i 8,7% w 2018 r.), w którym odnotowano największy spadek udziału w wartości krajowej o 1,9 pp. W połowie województw zanotowano małe wzrosty, a w pozostałych niewielkie spadki udziałów. Rozkład przestrzenny wartości środków trwałych wykazuje duże zróżnicowanie regionalne, które nie uległo znaczącym zmianom w długim okresie poddanych analizie.

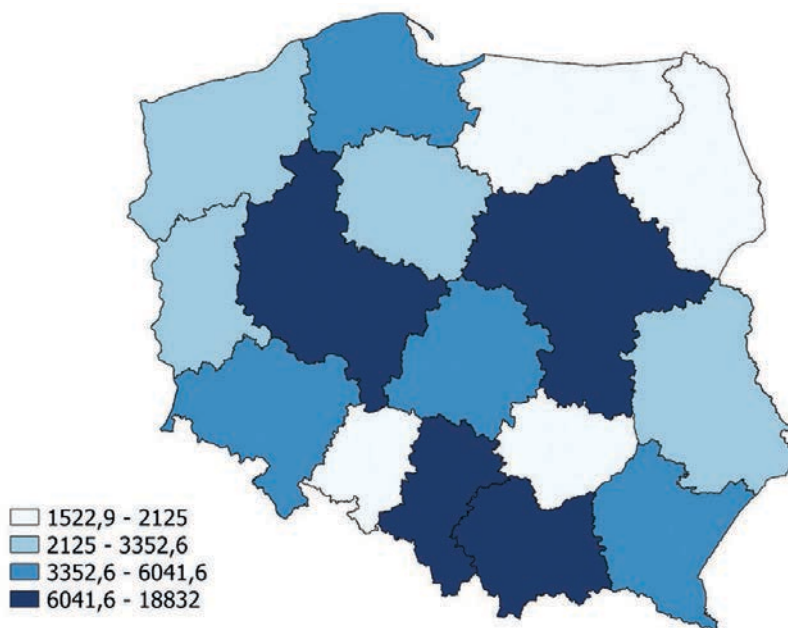
Nakłady brutto na środki trwałe pozwalają ocenić poziom inwestycji w danym regionie. Rozkłady przestrzenne tej zmiennej zaprezentowane na rysunkach 2.19 i 2.20 są zbieżne z tymi dla wartości środków trwałych oraz PKB. Oznacza to, że poziom inwestycji w regionach bogatszych i lepiej rozwiniętych jest zauważalnie wyższy niż w województwach biedniejszych. W szczególności w regionach wschodnich poziom nakładów plasuje się na niższym poziomie niż w centralnych i południowo-zachodnich. Można sądzić, że prywatnym i publicznym podmiotom gospodarczym w województwach z wyższymi wartościami PKB oraz zasobami środków trwałych łatwiej jest pozyskać inwestycje. Ponadto regiony te są bardziej atrakcyjne inwestycyjnie dla podmiotów zewnętrznych niż województwa biedniejsze.

Najwyższe nakłady na środki trwałe ponoszone są w województwie mazowieckim – dwukrotnie wyższe niż w drugim co do wartości inwestycji śląskim i około dwunastokrotnie przewyższające najniższe wartości nakładów poniesione w 1995 r. w województwie podlaskim, a w 2018 r. w świętokrzyskim. We wszystkich regionach odnotowano długookresowe wzrosty nakładów, które wynosiły od 127,39% w świętokrzyskim do 281,09% w łódzkim. Największe przyrosty występowały, oprócz województwa łódzkiego, na ścianie wschodniej, najniższe zaś na zachodzie kraju. W badanym okresie sumaryczna wartość tej zmiennej dla Polski uległa podwojeniu.

Województwo mazowieckie miało największy udział w krajowym poziomie nakładów na środki trwałe – 23,9% w 1995 r. i 23,2% w 2018 r. Można zauważyć jednak, że udział ten zmalał o 0,7 pp., co stanowiło drugi największy spadek po województwie wielkopolskim, gdzie wyniósł on 2 pp. (od 11% w 1995 r. do 9% w 2018 r.). Największy wzrost zanotowały z kolei województwa łódzkie z 5% do 6,3% (o 1,3 pp.) i śląskie z 11,3% do 12,4% (o 1,1 pp.).

W celu zbadania, jak wysokie są nakłady na środki trwałe w relacji do poziomu rozwoju regionalnego, wśród potencjalnych zmiennych objaśniających modelu

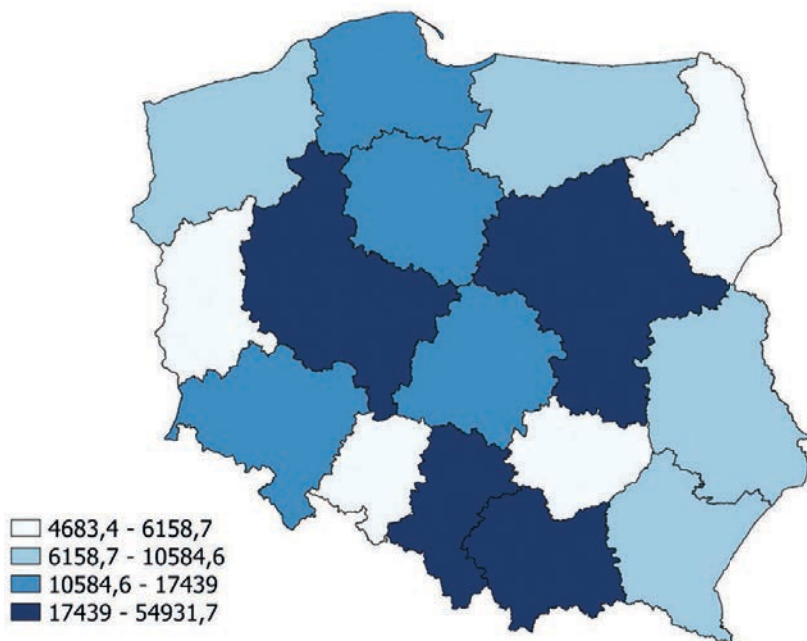
ekonometrycznego uwzględniono udział tych nakładów na środki trwałe brutto w wartości produktu krajowego brutto w województwach. Zróżnicowanie regionalne zmiennej przedstawiono na rysunkach 2.21 i 2.22. W 1995 r. najwyższą wartość wskaźnika odnotowano w mazowieckim (25,77%), dolnośląskim (18,09%), wielkopolskim (18,03%), a także w świętokrzyskim (17,41%) i podkarpackim (17,37%). Interesujące jest to, że wysoki udział nakładów na środki trwałe w PKB wystąpił zarówno w regionach o najwyższym PKB, wartości środków trwałych i związanych z nimi nakładów, jak i w tych o najniższych wartościach zmiennych. Analogicznie także wśród regionów o małych wartościach udziałów znalazły się obszary biedniejsze i bogatsze: województwo kujawsko-pomorskie (12,63%), lubelskie (13,33%), warmińsko-mazurskie (13,86%), ale też łódzkie (13,87%) i śląskie (14,57%).



Rysunek 2.19. Nakłady brutto na środki trwałe w województwach w 1995 r. (mln zł, cs 2000)

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.

W długim okresie nastąpiły znaczące zmiany rozkładu przestrzennego udziału nakładów na środki trwałe brutto w wartości produktu krajowego brutto. W 2018 r. najwyższe wartości wskaźnika zanotowano w województwach: opolskim (23,58%), podlaskim (21,19%), podkarpackim (19,76%) i warmińsko-mazurskim (19,75%), a najniższe w świętokrzyskim (15,51%), śląskim (16,34%), lubuskim (17,69%) i małopolskim (17,76%). Ponadto, zmniejszeniu uległo zróżnicowanie regionalne udziałów o 5,07 pp. z 13,14 pp. w 1995 r. do 8,07 pp. w 2018 r. Było to wynikiem dynamicznych zmian w wartościach badanej zmiennej. Wartość udziałów zmalała jedynie w trzech województwach – w największym stopniu w mazowieckim, gdzie



Rysunek 2.20. Nakłady brutto na środki trwałe w województwach w 2018 r. (mln zł, cs 2000)

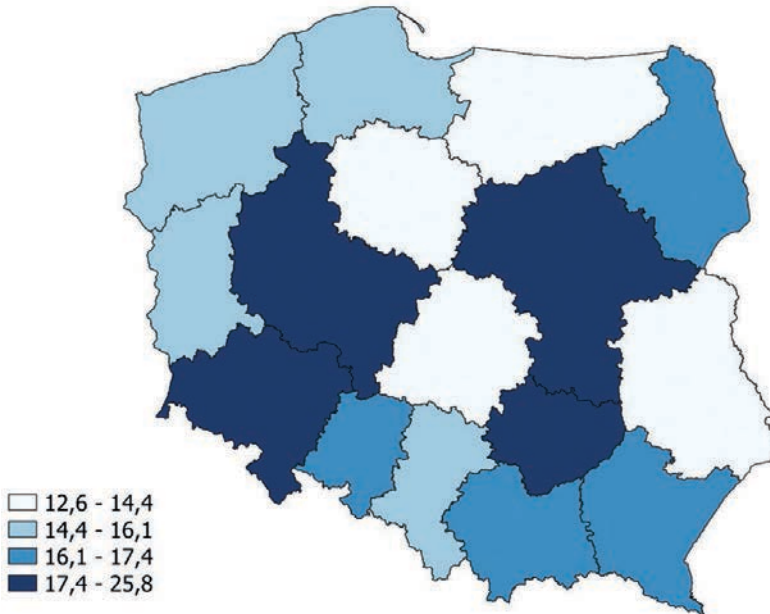
Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.

wynosiła 7,22 pp., o 1,9 pp. w świętokrzyskim i o 0,07 pp. w wielkopolskim. W pozostałych regionach nastąpiły wzrosty wartości wskaźnika – największe w opolskim (7,27 pp.), warmińsko-mazurskim (5,89 pp.) i kujawsko-pomorskim (5,73 pp.).

Analizując przestrzenno-czasowy rozkład udziału nakładów na środki trwałe brutto w wartości produktu krajowego brutto, obserwuje się, że wzrost nakładów inwestycyjnych jest szybszy niż PKB w większości regionów. W szczególności efekt ten okazuje się najsilniejszy w województwach śląski i łódzki, na północy kraju oraz w opolskim. Może to dowodzić występowania powolnej konwergencji w kontekście nakładów inwestycyjnych i rozwoju regionalnego.

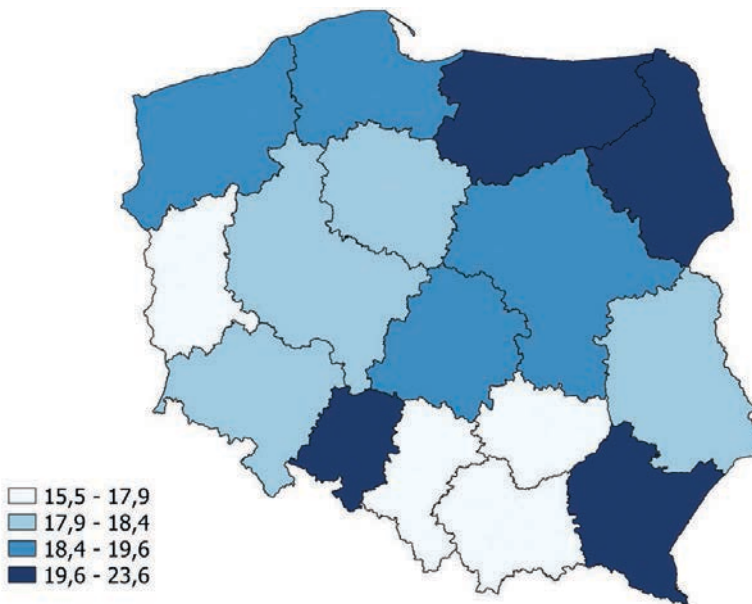
Ostatnim czynnikiem stymulującym poziom zatrudnienia na lokalnych rynkach pracy jest wynagrodzenie w ujęciu absolutnym oraz relatywnym, którego regionalne rozkłady pokazano na rysunkach 2.23–2.24 oraz 2.25–2.26.

Na rysunkach 2.23 i 2.24 zaprezentowano wartość przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia brutto w gospodarce w ujęciu regionalnym dla lat 1995 i 2018. W pierwszym roku badania najwyższy poziom wynagrodzeń wyrażonych w cenach stałych z 2000 r. wystąpił w województwie wielkopolskim (1 246,48 zł), małopolskim (1 101,93 zł), pomorskim (1 077,47 zł) oraz lubuskim (1 042,33 zł), najniższy zaś w podlaskim (772,89 zł), lubelskim (787,49 zł), dolnośląskim (876,09 zł) i świętokrzyskim (880,50 zł). Z łatwością można zauważyć różnicę pomiędzy regionami wschodnimi o niższej wartości wynagrodzeń a tymi o wyższych wartościach na zachodzie i północy kraju.



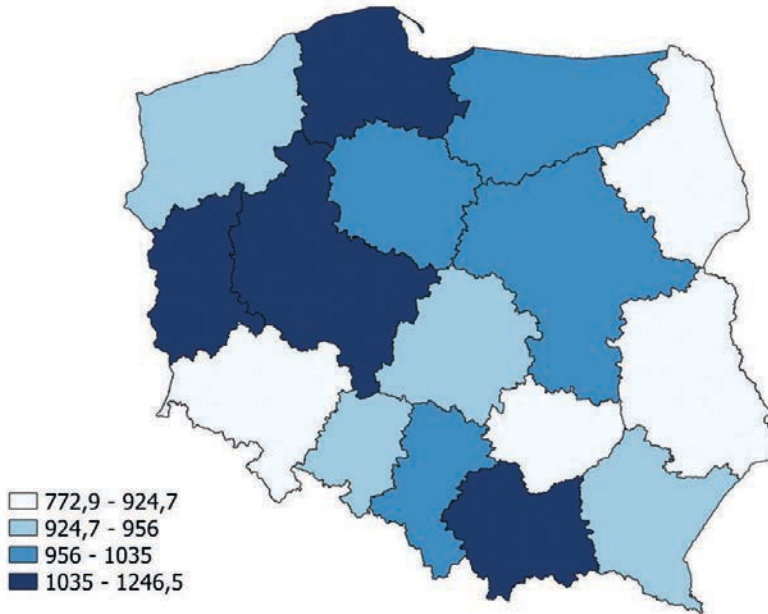
Rysunek 2.21. Udział nakładów na środki trwałe brutto w wartości produktu krajowego brutto w województwach w 1995 r. (%)

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.



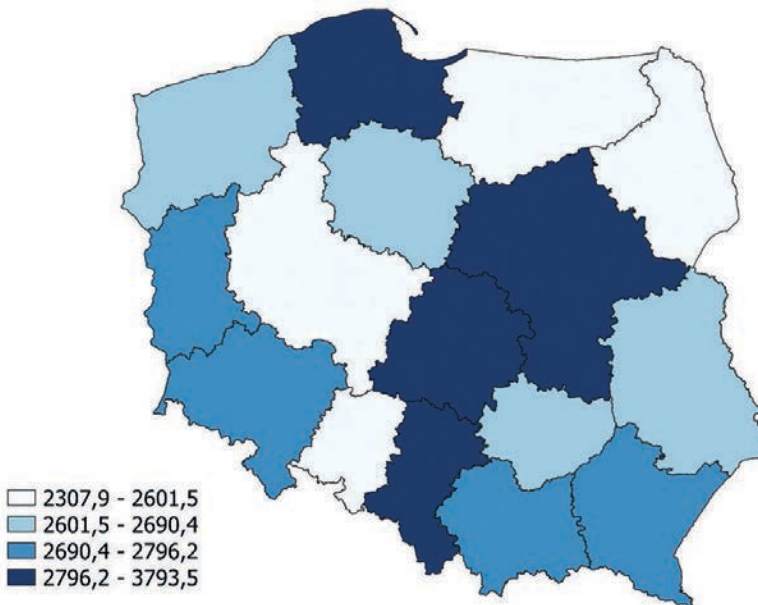
Rysunek 2.22. Udział nakładów na środki trwałe brutto w wartości produktu krajowego brutto w województwach w 2018 r. (%)

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.



Rysunek 2.23. Przeciętne miesięczne wynagrodzenia brutto w gospodarce w województwach w 1995 r. (zł., cs 2000)

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.



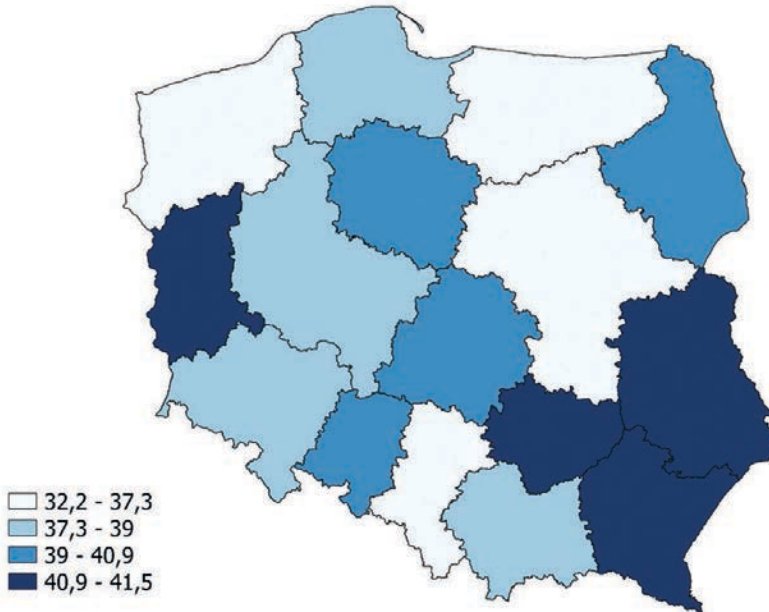
Rysunek 2.24. Przeciętne miesięczne wynagrodzenia brutto w gospodarce w województwach w 2018 r. (zł., cs 2000)

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.

W kolejnych latach wartość wynagrodzeń uległa wyraźnym zmianom. We wszystkich województwach przeciętny poziom płac wzrósł, jednak zakres zmian przekraczał 160 pp., porównując sytuację z roku 2018 w stosunku do 1995. Najmniej zwiększyła się wartość cechy w wielkopolskim (o 107,56%), opolskim (o 145,19%), warmińsko-mazurskim (o 149,83%) i małopolskim (o 151,26%). Największe przyrosty wystąpiły zaś na wschodzie kraju w województwach: mazowieckim (o 270,67%), lubelskim (240,30%) i podlaskim (o 223,06%) oraz w śląskim (o 227,35%). W rezultacie rozkład przestrzenny wartości przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia brutto w 2018 r. diametralnie odbiegał od tego z 1995 r. Wysokie wartości zmiennej (w cenach stałych z 2000 r.) odnotowano w centralnej Polsce (województwo mazowieckie – 3 793,46 zł i łódzkie – 2 878,39 zł), na południu (w szczególności w śląskim – 3 379,99 zł) i na północy (pomorskie – 3 038,75 zł). Najniższe wynagrodzenia zarejestrowano na północnym wschodzie kraju (województwo warmińsko-mazurskie – 2 408,86 zł i podlaskie – 2 496,87 zł), ale też w centrum i na zachodzie (opolskie – 2 307,95 zł i wielkopolskie – 2 587,22 zł). W końcowych latach badanego okresu nie zaobserwowano podziału na Polskę A i B, a wynagrodzenia w regionach południowo-wschodnich były porównywalne z regionami zachodnimi.

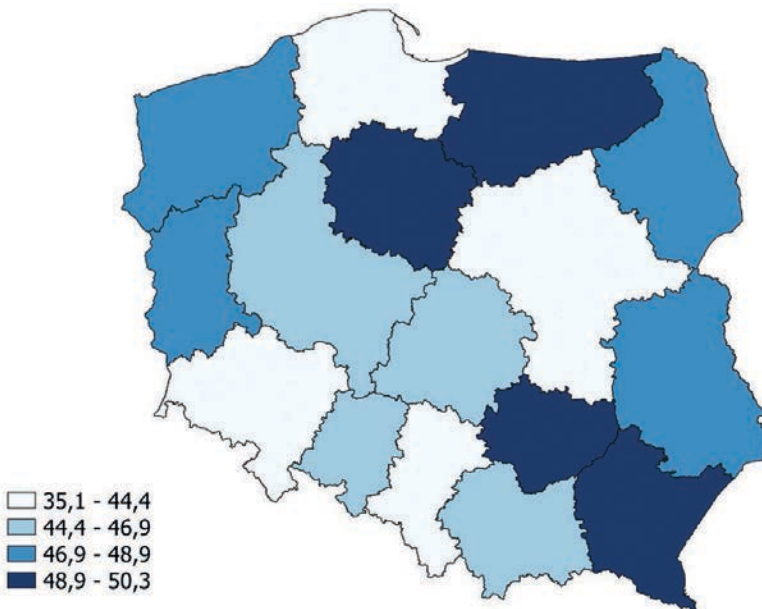
Na rysunkach 2.25 i 2.26 zaprezentowano rozkład przestrzenny indeksu Kaitza będącego miarą relatywnego poziomu płacy minimalnej. W 1995 r. wartość wskaźnika wahała się od 32,18% w województwie śląskim, 35,14% w warmińsko-mazurskim, 35,24% w mazowieckim i 36,99% w zachodniopomorskim do 41,54% w lubuskim, 41,04% w podkarpackim, 40,98% w lubelskim i 40,96% w świętokrzyskim. Wyższe wartości charakteryzowały województwa wschodnie i południowo-wschodnie, nie zaś centralne i zachodnie, co potwierdza wnioski płynące z analizy rozkładu wynagrodzeń.

W 2018 r. wartości indeksu Kaitza wzrosły przy jednoczesnym zwiększeniu się zróżnicowania regionalnego do 15,21 pp. w porównaniu z 9,36 pp. w 1995 r. Najniższą relatywną płacę minimalną odnotowano w województwie mazowieckim (35,10%), dolnośląskim (41,63%), śląskim (43,13%) i pomorskim (43,50%). Najwyższe wartości indeksu wystąpiły w warmińsko-mazurskim (50,31%), podkarpackim (49,72%), świętokrzyskim (49,44%) i kujawsko-pomorskim (49,28%). Zauważalna ewolucja rozkładu regionalnego miary Kaitza w porównaniu z rokiem 1995 wynikała z nierównomiernej dynamiki zmian. Mazowieckie było jedynym województwem, dla którego relatywna wartość płacy minimalnej zmalała w czasie (o 0,14 pp.). W pozostałych regionach wartość indeksu wzrastała. Największy przyrost zaobserwowano w województwie warmińsko-mazurskim o 15,17 pp., śląskim o 10,95 pp. i zachodniopomorskim o 10,09 pp. W szczególności w województwie warmińsko-mazurskim, które w 1995 r. należało do grupy regionów o najmniejszych wartościach indeksu, wzrost relacji płacy minimalnej do przeciętnej spowodował, że w 2018 r. wartość płacy minimalnej w tym regionie stanowiła więcej niż 50% przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia brutto.



Rysunek 2.25. Wartość wskaźnika Kaitza (relacja płacy minimalnej do przeciętnych wynagrodzeń brutto) w województwach w 1995 r. (%)

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.



Rysunek 2.26. Wartość wskaźnika Kaitza (relacja płacy minimalnej do przeciętnych wynagrodzeń brutto) w województwach w 2018 r. (%)

Źródło: opracowanie własne w programie QGIS.

Rozdział 3

Modelowanie liczby pracujących w województwach

3.1. Wprowadzenie

W niniejszym rozdziale podjęto próbę ekonometrycznego modelowania kształtowania się liczby pracujących w poszczególnych województwach za pomocą dwóch alternatywnych modeli: składającego się z szesnastu równań modelu wielorównaniowego o równaniach pozornie niezależnych oraz modelu panelowego.

W pierwszym z omówionych modeli zmiennymi endogenicznymi są liczby pracujących w poszczególnych województwach. W szesnastu indywidualnych równaniach podjęto próbę opisu kształtowania się poziomu zatrudnienia w zależności od czynników ekonomicznych, istotnie wpływających na rynek pracy w danym regionie, jak również czynników przestrzennych. Przyjęto bowiem założenie, że województwa nie stanowią odseparowanych gospodarek, ale ze sobą współoddziałują. Do badań wykorzystano model o równaniach pozornie niezależnych (SUR – *seemingly unrelated regression*). Jest on systemem równań prostych, w którym dopuszcza się współzależność składników losowych dla wszystkich równań z układu (por. Zellner, 1962). Ten typ modeli nazywa się pozornie niezależnym, ponieważ poszczególne równania układu powiązane są wyłącznie poprzez założenie o tożsamości rozkładu składników losowych. Zastosowanie SUR wiąże się więc z przyjęciem założenia o stałej wariancji składnika losowego dla wszystkich szesnastu województw, co w przypadku modelowania liczby pracujących wydaje się w pełni uzasadnione.

Alternatywą dla powyższego rozwiązania jest model, którego parametry zostaną oszacowane na podstawie danych przekrojowo-czasowych dla szesnastu województw równocześnie. Takie podejście umożliwia wyznaczenie oszacowań parametrów dla zmiennych ekonomicznych w modelu, przy czym każda z tych wartości opisuje średni ze względu na województwa wpływ danej zmiennej na poziom liczby pracujących. Dodatkowo modele panelowe pozwalają na

uwzględnienie wpływu stałych w czasie, nieobserwowalnych czynników specyficznych dla danego regionu, mających istotne znaczenie dla prawidłowego opisu zatrudnienia.

Podstawową zaletą modelowania panelowego jest więc fakt, że oceny parametrów takiego modelu opisują przeciętną dla analizowanych regionów siłę wpływu zmiennych ekonomicznych na regionalną liczbę pracujących, oczyszczoną z wpływu skorelowanych z nimi czynników nieobserwowalnych. Redukcja obciążenia ocen parametrów strukturalnych jest możliwa dzięki oszacowaniu efektów grupowych lub ich wariancji. Z drugiej strony model SUR daje możliwość indywidualizacji wpływu czynników ekonomicznych w zależności od specyfiki regionu. Wybrany w wyniku analizy własności statystyczno-merytorycznych model będzie narzędziem do opisanego w rozdziale 4 prognozowania liczby pracujących według województw.

Przy określeniu zmiennych egzogenicznych obu modeli wzięto pod uwagę zarówno czynniki ekonomiczne, jak i społeczne. Rozważano uwarunkowania o charakterze lokalnym oraz ogólnokrajowym. Wszystkie wykorzystane w badaniach determinanty zatrudnienia zostały opisane w paragrafie 2.2, a kształtowanie się liczby pracujących w okresie historycznym zaprezentowano w podrozdziale 2.3. Wykorzystane w modelowaniu dane obejmują lata 1995–2018.

3.2. Przestrzenny model liczby pracujących według województw

Do modelowania liczby pracujących według województw zastosowano wielorównaniowy, przestrzenny model SUR. Każde z szesnastu równań opisuje liczbę pracujących w danym województwie:

$$LP_L = \mathbf{X}_L \boldsymbol{\beta}_L + \boldsymbol{\xi}_L$$

gdzie: LP_L oznacza liczbę pracujących w L -tym województwie ($L=02, 04, \dots, 32$), \mathbf{X}_L reprezentuje macierz zmiennych egzogenicznych opisujących liczbę pracujących w równaniu przypisanym do L -tego województwa, $\boldsymbol{\beta}_L$ – wektor parametrów strukturalnych w równaniu dla województwa L , $\boldsymbol{\xi}_L$ – wektor składników losowych w L -tym równaniu modelu. Numery województw występujące w oznaczeniach zmiennych modelu odpowiadają symbolizacji GUS (por. tabela 3.1).

Przy określeniu zmiennych egzogenicznych modelu wzięto pod uwagę zarówno czynniki ekonomiczne, jak i społeczne. Rozważano uwarunkowania o charakterze lokalnym oraz ogólnokrajowym. Wszystkie wykorzystane w badaniu determinanty

zatrudnienia zostały opisane w paragrafie 2.3. Dodatkowo, konstruując model, uwzględniono również przestrzenny aspekt badanego zjawiska.

Tabela 3.1. Dwuznakowe symbole województw według symbolizacji GUS

Numer	Nazwa województwa	Numer	Nazwa województwa
02	dolnośląskie	18	podkarpackie
04	kujawsko-pomorskie	20	podlaskie
06	lubelskie	22	pomorskie
08	lubuskie	24	śląskie
10	łódzkie	26	świętokrzyskie
12	małopolskie	28	warmińsko-mazurskie
14	mazowieckie	30	wielkopolskie
16	opolskie	32	zachodniopomorskie

Źródło: opracowanie własne na podstawie informacji GUS.

Ponieważ województwa nie stanowią odrębnych, niezależnych gospodarek, na poziom zatrudnienia w każdym z nich wpływa również sytuacja ekonomiczno-społeczna innych regionów. W przypadku analiz rynku pracy intuicyjnie możemy powiedzieć, że wzrost wynagrodzeń w jednym województwie może skutkować migracją zarobkową, a tym samym zmniejszeniem podaży na rynku pracy w innym, prawdopodobnie pobliskim regionie. Nawet przy porównywalnym poziomie wynagrodzeń województwa różnią się przecież liczbą ofert pracy, co może powodować migrację części bezrobotnych do województw ościennych w poszukiwaniu pracy. Z kolei wysokie dochody w sąsiednim regionie najpewniej będą stymulować poprawę na rynku pracy w uboższym województwie. Relatywnie większa atrakcyjność cenowa może przyciągnąć zamożnych klientów z regionów ościennych i w ten sposób przyczynić się do tworzenia nowych miejsc pracy.

Według Waldo Toblera (1970) im bliżej położone są obiekty w przestrzeni, tym silniejsze oddziaływania występują pomiędzy nimi. Wynika to z faktu, że procesy ekonomiczne są ograniczone w przestrzeni, a natężenie zależności przestrzennych jest pewną funkcją odległości. O interakcjach przestrzennych mówimy, gdy wartość zmiennej z jednej lokalizacji (np. województwa) zależy od jej wartości w innych lokalizacjach. Zależności są wynikiem heterogeniczności przestrzennej lub tzw. efektów przestrzennych (*spatial effects*) (Anselin, 1988). Zależności przestrzenne w modelu ekonometrycznym opisuje macierz wag przestrzennych. Jest to macierz kwadratowa o wymiarach $n \times n$ i o elementach diagonalnych równych zero. Przyjmuje się, że ma ona charakter egzogeniczny z punktu widzenia modelu. W konstruowanym modelu ekonometrycznym liczby pracujących w województwach powiązania geograficzne oraz ekonomiczne pomiędzy poszczególnymi regionami zostały opisane za pomocą operatora W , zdefiniowanego przez równość:

$$WZ_L = \frac{Z_L}{M \cdot Z}$$

gdzie $Z = (Z_L)_{L=L=02,04,\dots,32}$ jest kolumnowym wektorem obserwacji Z_L zmiennej Z w L -tym województwie, a $M = [m_{L,L'}]_{L,L'}$ to macierz wag przestrzennych wspólnej granicy o wymiarach 16×16 . Województwo L sąsiaduje zatem z innym województwem L' wtedy i tylko wtedy, gdy posiada z nim wspólną granicę. Dokładniej element $m_{L,L'}$ macierzy M przyjmuje wartość niezerową dla lokalizacji sąsiadujących, a zero – w przeciwnym wypadku. Dodatkowo wartość ta jest równa odwrotności liczby sąsiadów województwa. Z powyższej definicji wynika, że wartość zmiennej przestrzennej WZ_L reprezentuje stosunek poziomu zjawiska w L -tym województwie do średniego (w rozumieniu macierzy M) poziomu zjawiska w regionach sąsiednich.

W procesie analiz wyłoniono najlepszy pod względem własności statystyczno-merytorycznych model ekonometryczny kształtowania się liczby pracujących w województwach w latach 1995–2018. Model ten przyjął następującą postać:

$$\begin{aligned} \ln LP_{02t} &= \alpha_{002} + \alpha_{102} \cdot \ln LP_{Pt} + \alpha_{202} \cdot \ln LWPB_{02t} + \alpha_{302} \cdot \ln X_{02t} + \varepsilon_{02t} \\ \ln LP_{04t} &= \alpha_{004} + \alpha_{104} \cdot \ln LP_t + \alpha_{204} \cdot \ln LWPB_{04t} + \alpha_{304} \cdot \ln WBPPX_{04t} + \varepsilon_{04t} \\ \ln LP_{06t} &= \alpha_{006} + \alpha_{106} \cdot \ln LP_t + \alpha_{206} \cdot \ln LWPB_{06t} + \alpha_{306} \cdot \ln WBPPX_{06t} + \varepsilon_{06t} \\ \ln LP_{08t} &= \alpha_{008} + \alpha_{108} \cdot \ln LP_{Pt} + \alpha_{208} \cdot \ln LWPB_{08t} + \alpha_{308} \cdot \ln X_{08t} + \alpha_{408} \cdot \ln UNBST_{08t} \\ &\quad + \varepsilon_{08t} \\ \ln LP_{10t} &= \alpha_{010} + \alpha_{110} \cdot \ln LP_t + \alpha_{210} \cdot \ln LWPB_{10t} + \alpha_{310} \cdot \ln WBPPX_{10t} + \varepsilon_{10t} \\ \ln LP_{12t} &= \alpha_{012} + \alpha_{112} \cdot \ln LP_{Pt} + \alpha_{212} \cdot \ln WLWPB_{12t} + \varepsilon_{12t} \\ \ln LP_{14t} &= \alpha_{014} + \alpha_{114} \cdot \ln LP_t + \alpha_{214} \cdot \ln X_{14t} + \varepsilon_{14t} \\ \ln LP_{16t} &= \alpha_{016} + \alpha_{116} \cdot \ln LWPB_{16t} + \alpha_{216} \cdot \ln WMIN/WPB_{16} \\ \ln LP_{18t} &= \alpha_{018} + \alpha_{118} \cdot \ln LP_t + \alpha_{218} \cdot \ln WLWPB_{18t} + \alpha_{318} \cdot \ln WBPPX_{18t} + \varepsilon_{18t} \\ \ln LP_{20t} &= \alpha_{020} + \alpha_{120} \cdot \ln LP_t + \alpha_{220} \cdot \ln LWPB_{20t} + \alpha_{320} \cdot \ln WBPPX_{20t} + \varepsilon_{20t} \\ \ln LP_{22t} &= \alpha_{022} + \alpha_{122} \cdot \ln LP_{Pt} + \alpha_{222} \cdot \ln X_{22t} + \varepsilon_{22t} \\ \ln LP_{24t} &= \alpha_{024} + \alpha_{124} \cdot \ln LP_{Pt} + \alpha_{224} \cdot \ln WLWPB_{24t} + \alpha_{324} \cdot \ln WWBPPX_{24t} + \varepsilon_{24t} \\ \ln LP_{26t} &= \alpha_{026} + \alpha_{126} \cdot \ln LP_t + \alpha_{226} \cdot \ln LWPB_{26t} + \alpha_{326} \cdot \ln WBPPX_{26t} + \varepsilon_{26t} \\ \ln LP_{28t} &= \alpha_{028} + \alpha_{128} \cdot \ln LP_t + \alpha_{228} \cdot \ln X_{28t} + \varepsilon_{28t} \\ \ln LP_{30t} &= \alpha_{030} + \alpha_{130} \cdot \ln LP_{Pt} + \alpha_{230} \cdot \ln LWPB_{30t} + \alpha_{330} \cdot \ln X_{30t} + \varepsilon_{30t} \\ \ln LP_{32t} &= \alpha_{032} + \alpha_{132} \cdot \ln LP_{Pt} + \alpha_{232} \cdot \ln LWPB_{32t} + \varepsilon_{32t} \end{aligned}$$

W powyższych równaniach: LP_L oznacza liczbę pracujących ogółem w L -tym województwie (w tys. osób), LP – liczbę pracujących ogółem w Polsce (w tys. osób), LP_p – liczbę pracujących w przemyśle w Polsce (w tys. osób), X_L – produkt regionalny brutto wytworzony w województwie L -tym (w cenach stałych z 2000 r. w mln zł), $LWPB_L$ – ludność w wieku 15+ (w tys. osób) w województwie L -tym, $WBPPX_L$ – przeciętne miesięczne wynagrodzenia brutto w L -tym województwie (w cenach stałych z 2000 r. w zł), $UNBST_L$ – udział nakładów na środki trwałe brutto w PKB w województwie L -tym, $WMIN/WBP$ – tzw. współczynnik Kaitza, w uproszczonej postaci wyznaczony jako stosunek nominalnej płacy minimalnej

($WMIN$) do przeciętnego wynagrodzenia (WBP). Zmienne o ogólnej postaci WZ_L reprezentują opisaną powyżej zmienną przestrzenną.

Tabela 3.2. Wyniki estymacji modelu SUR liczby pracujących według województw

Województwo	Zmienna objaśniająca	Oszacowanie parametru	Błąd parametru	Wartość - p
dolnośląskie - 02	$\ln LP_p$	0,887	0,058	<0,0001
	$\ln LWPB_{02}$	0,957	0,058	<0,0001
	$\ln X_{02}$	0,060	0,013	<0,0001
	stała	-8,577	0,643	<0,0001
kujawsko-pomorskie - 04	$\ln LP$	1,135	0,073	<0,0001
	$\ln LWPB_{04}$	1,188	0,040	<0,0001
	$\ln WBPPX_{04}$	-0,067	0,010	<0,0001
	stała	-12,542	0,820	<0,0001
lubelskie - 06	$\ln LP$	0,504	0,050	<0,0001
	$\ln LWPB_{06}$	0,939	0,036	<0,0001
	$\ln WBPPX_{06}$	-0,123	0,009	<0,0001
	stała	-4,155	0,568	<0,0001
lubuskie - 08	$\ln LP_p$	0,653	0,072	<0,0001
	$\ln LWPB_{08}$	0,837	0,070	<0,0001
	$\ln X_{08}$	0,128	0,022	<0,0001
	$\ln UNBST_{08}$	0,070	0,015	<0,0001
	stała	-6,326	0,843	<0,0001
łódzkie - 10	$\ln LP$	1,153	0,056	<0,0001
	$\ln LWPB_{10}$	0,852	0,032	<0,0001
	$\ln WBPPX_{10}$	-0,057	0,009	<0,0001
	Stała	-10,211	0,648	<0,0001
małopolskie - 12	$\ln LP_p$	0,351	0,035	<0,0001
	$\ln WLWPB_{12}$	0,651	0,050	<0,0001
	Stała	4,096	0,290	<0,0001
mazowieckie - 14	$\ln LP$	1,501	0,127	<0,0001
	$\ln X_{14}$	0,088	0,017	<0,0001
	stała	-7,801	1,120	<0,0001
opolskie - 16	$\ln LWPB_{16}$	1,637	0,124	<0,0001
	$\ln WMIN/WBP_{16}$	0,687	0,074	<0,0001
	stała	-4,402	0,801	<0,0001
podkarpackie - 18	$\ln LP$	0,688	0,095	<0,0001
	$\ln WLWPB_{18}$	0,904	0,071	<0,0001

Tabela 3.2. (cd.)

Województwo	Zmienna objaśniająca	Oszacowanie parametru	Błąd parametru	Wartość - p
	$\ln WBPPX_{18}$	-0,099	0,013	<0,0001
	stała	0,934	0,877	0,287
podlaskie – 20	$\ln LP$	0,741	0,095	<0,0001
	$\ln LWPB_{20}$	1,011	0,063	<0,0001
	$\ln WBPPX_{20}$	-0,111	0,015	<0,0001
	stała	-7,058	1,017	<0,0001
pomorskie – 22	$\ln LP_p$	0,800	0,143	<0,0001
	$\ln X_{22}$	0,250	0,030	<0,0001
	stała	-2,786	1,165	0,017
śląskie – 24	$\ln LP_p$	0,659	0,054	<0,0001
	$\ln WLWPB_{24}$	1,111	0,043	<0,0001
	$\ln WWBPPX_{24}$	0,192	0,048	<0,0001
	stała	0,991	0,460	0,032
świętokrzyskie – 26	$\ln LP$	1,431	0,082	<0,0001
	$\ln LWPB_{26}$	1,053	0,064	<0,0001
	$\ln WBPPX_{26}$	-0,244	0,016	<0,0001
	stała	-13,038	0,987	<0,0001
warmińsko-mazurskie – 28	$\ln LP$	0,828	0,135	<0,0001
	$\ln X_{28}$	0,123	0,256	<0,0001
	stała	-2,977	1,166	0,011
wielkopolskie – 30	$\ln LP_p$	0,545	0,048	<0,0001
	$\ln LWPB_{30}$	1,119	0,034	<0,0001
	$\ln X_{30}$	0,064	0,009	<0,0001
	stała	-6,938	0,481	<0,0001
zachodniopomorskie – 32	$\ln LP_p$	0,818	0,065	<0,0001
	$\ln LWPB_{32}$	1,112	0,043	<0,0001
	stała	-8,489	0,643	<0,0001

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem oprogramowania STATA.

Tabela 3.2 prezentuje wyniki estymacji modelu liczby pracujących według województw. Oszacowania parametrów przy zmiennych objaśniających są istotne statystycznie i zgodne z teorią ekonomii. Zbiory determinant kształtowania się liczby pracujących w poszczególnych województwach różnią się jednak pomiędzy sobą zarówno pod względem ilości zmiennych, jak i ich rodzaju.

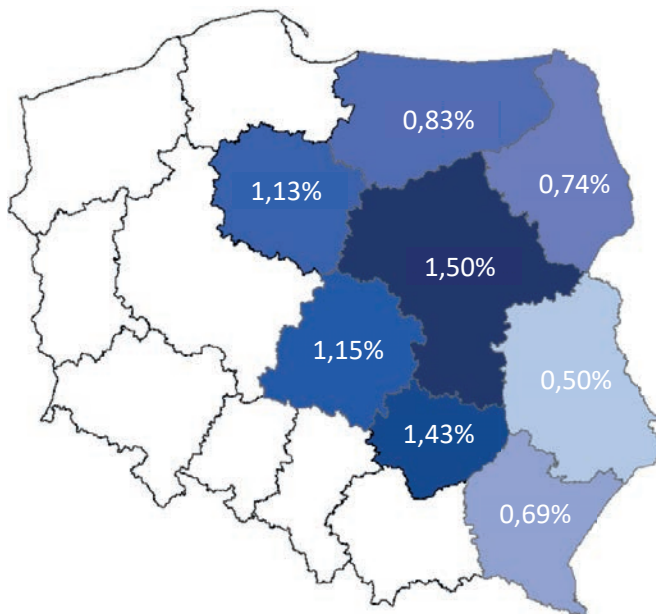
Okazało się, że dla wszystkich województw istotnym czynnikiem regionalnego poziomu zatrudnienia jest liczba pracujących w Polsce: ogółem bądź w przemyśle. Dodatni znak oszacowania parametru przy zmiennych LP i LP_p oznacza, że ogólna poprawa koniunktury gospodarczej stymulującej wzrost zatrudnienia na poziomie kraju istotnie przekłada się na zwiększenie liczby pracujących w poszczególnych województwach. Wzrost ten nie jest jednak równomierny. Zwiększenie liczby pracujących w gospodarce o 1% powinno oznaczać, *ceteris paribus*, ponad jednoprocentowy wzrost liczby pracujących w województwie kujawsko-pomorskim oraz łódzkim. Najwyższych zmian można się spodziewać w województwie mazowieckim – o 1,50% i świątokrzyskim – 1,43%.

Wyraźnie niższą czułość na wzrost wartości LP i LP_p przewiduje się dla Polski północno-wschodniej. Analogiczne wzrosty kształtują się na poziomie 0,83% dla województwa warmińsko-mazurskiego i 0,74% dla podlaskiego. Dla Polski południowo-wschodniej zwiększenie zatrudnienia ogółem skutkuje znacząco wolniejszym wzrostem liczby pracujących. Przyrost zatrudnienia w kraju ogółem o 1% dla województwa lubelskiego jest równoznaczny ze wzrostem liczby pracujących o 0,50%, a dla województwa podkarpackiego o 0,69%. Na rysunku 3.1 przedstawiono przestrzenny rozkład wpływu liczby pracujących w Polsce ogółem na zatrudnienie w poszczególnych województwach, który zaznacza się wyraźnie w Polsce centralnej i wschodniej.

W Polsce, podobnie jak w innych krajach o rozwiniętych gospodarkach, zatrudnienie w rolnictwie systematycznie spada, a rośnie w usługach. Liczba pracujących w przemyśle z kolei oscyluje bez wyraźnego trendu wokół 4,66 tys. osób. Z rysunku 3.2 wynika, że wpływ pracujących w tej branży na lokalne zatrudnienie daje się zaobserwować w Polsce północnej, zachodniej i południowej. Czynniki ten ma najwyraźniej charakter komplementarny do objaśniającej roli liczby pracujących w Polsce ogółem. Należy zauważyć, że znaczenie LP_p dla regionalnych rynków pracy jest mniejsze o średnio 0,32 pp. w sensie elastyczności, niż dzieje się to w przypadku LP. Prawidłowość tę warunkuje fakt, że wszystkie te województwa, mimo że charakteryzują się znacznym udziałem liczby pracujących w przemyśle (powyżej 30%), mają również znaczący poziom zatrudnienia w pozostałych sektorach, w szczególności w sektorze usług.

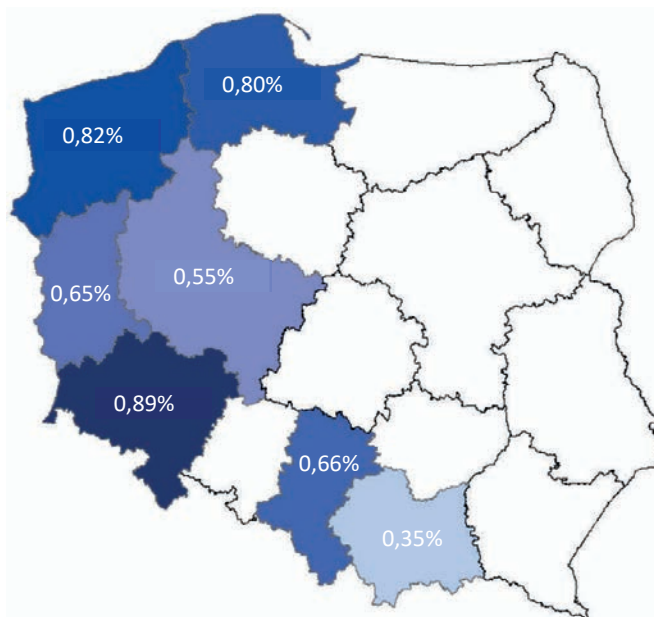
Przy pozostałych wartościach niezmiennych wzrost zatrudnienia w przemyśle w skali kraju o 1% pociąga za sobą zwiększenie liczby pracujących w województwie dolnośląskim o 0,89%, zachodniopomorskim i pomorskim na poziomie 0,80% oraz w lubuskim i śląskim rzędu 0,65%. Niższych wzrostów można oczekiwać zaś w województwie wielkopolskim – 0,55%, a najniższych w małopolskim – 0,35%.

Na rysunku 3.3 odcienie niebieskiego reprezentują natężenie wpływu liczby ludności w wieku 15 lat i więcej na liczbę pracujących w poszczególnych województwach (LWPB). Zróznicowany kolor zielony przedstawia rolę liczby ludności w regionach sąsiednich (WLWPB). Liczba ludności w wieku 15 lat i więcej w regionie jest stymulantą liczby pracujących dla wszystkich województw, poza województwami pomorskim, warmińsko-mazurskim i mazowieckim. Dla tej zmiennej



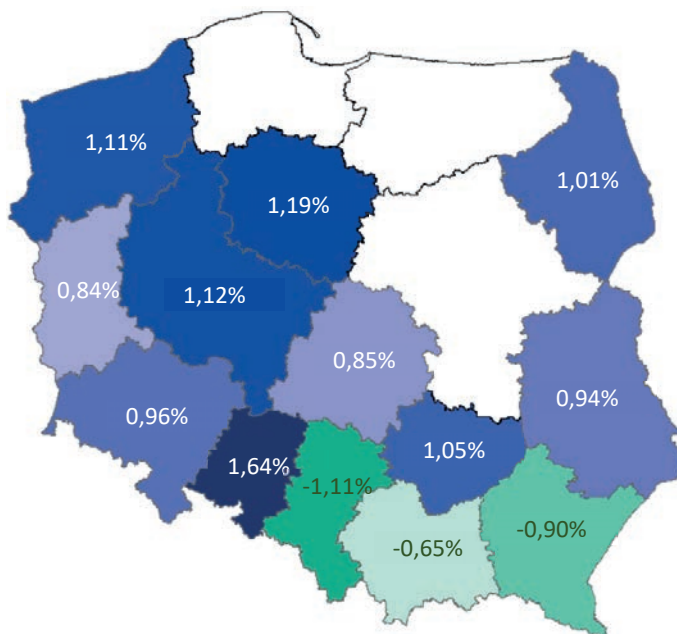
Rysunek 3.1. Przestrenny rozkład wpływu liczby pracujących w Polsce ogółem na liczbę pracujących w województwach

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem oprogramowania ArcMap.



Rysunek 3.2. Przestrenny rozkład wpływu liczby pracujących w przemyśle w Polsce na liczbę pracujących w województwach

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem oprogramowania ArcMap.



Rysunek 3.3. Przestrzenny rozkład wpływu liczby ludności 15+ na liczbę pracujących w województwach

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem oprogramowania ArcMap.

jednoprocentowy wzrost liczby ludności skutkuje zwiększeniem liczby pracujących w województwie również o około 1%. Najsilniejsze wzrosty zaobserwowano dla województw opolskiego – o 1,64% i kujawsko-pomorskiego – 1,19%. W dolnośląskim, lubelskim, podlaskim, świętokrzyskim, wielkopolskim i zachodnio-pomorskim plasowały się one na poziomie około 1%, z kolei w województwach lubuskim i łódzkim – około 0,85%.

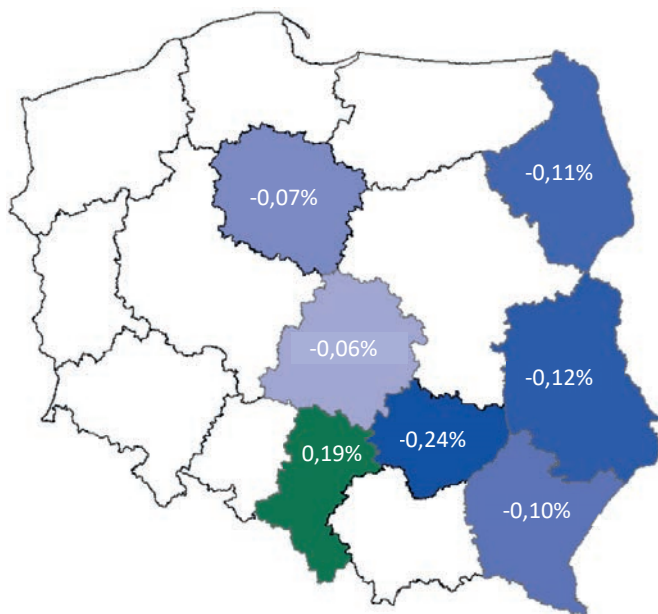
Poprawa sytuacji demograficznej w przypadku województw: śląskiego, małopolskiego i podkarpackiego, przy jednoczesnej stabilizacji w regionach z nimi sąsiadujących (średnio rzecz biorąc), podobnie jak w pozostałych województwach stymuluje wzrost liczby pracujących. Dodatkowo zwiększenie liczby ludności w województwie opolskim, łódzkim, świętokrzyskim oraz małopolskim średnio o 1%, przy pozostałych wartościach niezmiennych, oznacza ponad jednoprocentowe zmniejszenie liczby pracujących w śląskim.

W przypadku województwa podkarpackiego średni jednoprocentowy wzrost liczby ludności w wieku 15 lat i więcej w małopolskim, świętokrzyskim i lubelskim, *ceteris paribus*, skutkuje prawie jednoprocentowym spadkiem liczby pracujących. Mniejszy wpływ na spadek liczby pracujących mają z kolei województwa sąsiadujące z województwem małopolskim. Okazuje się, że średni wzrost liczby ludności o 1% w województwach: podkarpackim, śląskim oraz świętokrzyskim oznacza spadek liczby pracujących w małopolskim o 0,65%.

Istotną destymulantą liczby pracujących są płace realne. Zgodnie z teorią neoklasyczną konsekwencją wzrostu płac realnych może być ograniczanie liczby pracujących wynikające ze zwiększenia kosztów zatrudnienia. Rysunek 3.4 prezentuje przestrzenny rozkład wpływu wynagrodzeń na liczbę pracujących w poszczególnych województwach. Wzrost płacy realnej o 1% wiąże się z najsilniejszym spadkiem liczby pracujących, przy pozostałych czynnikach niezmiennych, w województwie świętokrzyskim (0,24%). Z kolei w województwach lubelskim, podkarpackim, podlaskim taki spadek względny wynosi około 0,1%. W województwie kujawsko-pomorskim i łódzkim indukowane w ten sposób zmiany są stosunkowo niewielkie (-0,07% i -0,06%).

Wyższe płace realne w województwie śląskim przy założeniu średniego, stałego poziomu płac w regionach sąsiednich (województwach: opolskim, łódzkim, świętokrzyskim i małopolskim) determinują większe zatrudnienie w tym regionie. Równocześnie średni wzrost płac o 1% w województwach sąsiednich, *ceteris paribus*, jest powiązany ze spadkiem liczby pracujących w śląskim o 0,19%. Taka zależność może być np. efektem migracji zarobkowej mieszkańców regionu. Należy tutaj podkreślić, że sytuacja społeczno-gospodarcza sąsiednich województw jest silnie statystycznie powiązana z liczbą pracujących w województwie śląskim.

Dla województwa opolskiego ważną zmienną stymulującą wzrost zatrudnienia jest relacja minimalnego wynagrodzenia do płacy przeciętnej. Przy pozostałych czynnikach niezmiennych jednoprocenowy wzrost współczynnika Kaitza oznacza stymulację zatrudnienia na poziomie 0,7%.



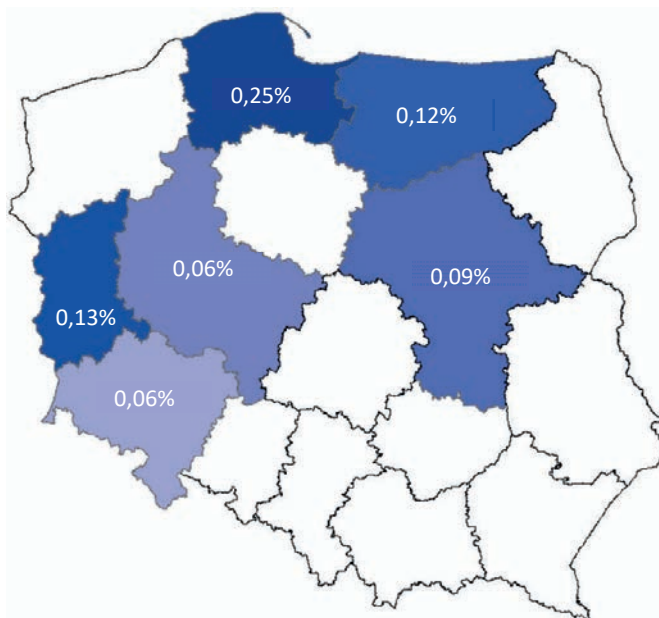
Rysunek 3.4. Przestrzenny rozkład wpływu wynagrodzeń na liczbę pracujących w województwach

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem oprogramowania ArcMap.

Kolejną istotną determinantą liczby pracujących w województwach Polski jest PKB zróżnicowany regionalnie. Regionalna produkcja ma największy wpływ na kształtowanie się zatrudnienia w województwie pomorskim – 0,25% (por. rysunek 3.5). W województwach: lubuskim, warmińsko-mazurskim i mazowieckim jednoprocenowy wzrost produkcji oznacza zwiększenie liczby pracujących o około 0,1%, *ceteris paribus*. Najsłabszy wpływ PKB na zatrudnienie obserwujemy w województwach dolnośląskim i wielkopolskim (0,06%).

Udział nakładów na środki trwałe brutto w PKB okazał się istotną determinantą liczby pracujących tylko w województwie lubelskim. Przy jednoprocenowym wzroście udziału nakładów, *ceteris paribus*, liczba pracujących zwiększa się średnio o 0,07%.

Istotnymi determinantami liczby pracujących okazały się aż cztery zmienne przestrzenne. Potwierdza to istnienie silnych zależności międzyregionalnych, szczególnie w Polsce południowej.



Rysunek 3.5. Przestrzenny rozkład wpływu PKB na liczbę pracujących w województwach

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem oprogramowania ArcMap.

W tabeli 3.3 zaprezentowano ocenę własności modelu SUR kształtowania się liczby pracujących według województw w latach 1995–2018. Dopasowanie tego modelu do danych empirycznych jest wysokie i zawiera się w przedziale od 0,82 do 0,96 z wartością średnią na poziomie 90%. Oznacza to, że zróżnicowanie liczby pracujących w poszczególnych województwach na przestrzeni rozważanego przedziału czasowego zostało wyjaśnione zmiennością istotnych czynników w nie

mniej niż 82%. W przypadku województwa dolnośląskiego, lubelskiego, lubuskiego, łódzkiego, małopolskiego, mazowieckiego, śląskiego, świętokrzyskiego i wielkopolskiego modele pozwalają wyjaśnić w sensie ekonometrycznym regionalny poziom zatrudnienia w przeszło 90%.

Tabela 3.3. Ocena własności modelu o równaniach pozornie niezależnych (SUR) dla województw w latach 1995–2018

Województwo	RMSE	R ²	F	p
dolnośląskie – 02	0,023	0,945	200,87	<0,0001
kujawsko-pomorskie – 04	0,018	0,890	316,63	<0,0001
lubelskie – 06	0,013	0,930	249,51	<0,0001
lubuskie – 08	0,026	0,905	103,14	<0,0001
łódzkie – 10	0,013	0,958	278,32	<0,0001
małopolskie – 12	0,014	0,902	160,38	<0,0001
mazowieckie – 14	0,030	0,927	175,34	<0,0001
opolskie – 16	0,038	0,837	97,33	<0,0001
podkarpackie – 18	0,025	0,825	99,90	<0,0001
podlaskie – 20	0,025	0,838	97,80	<0,0001
pomorskie – 22	0,058	0,821	67,63	<0,0001
śląskie – 24	0,023	0,942	300,02	<0,0001
świętokrzyskie – 26	0,020	0,941	152,32	<0,0001
warmińsko-mazurskie – 28	0,031	0,848	74,57	<0,0001
wielkopolskie – 30	0,020	0,932	452,81	<0,0001
zachodniopomorskie – 32	0,029	0,862	397,82	<0,0001

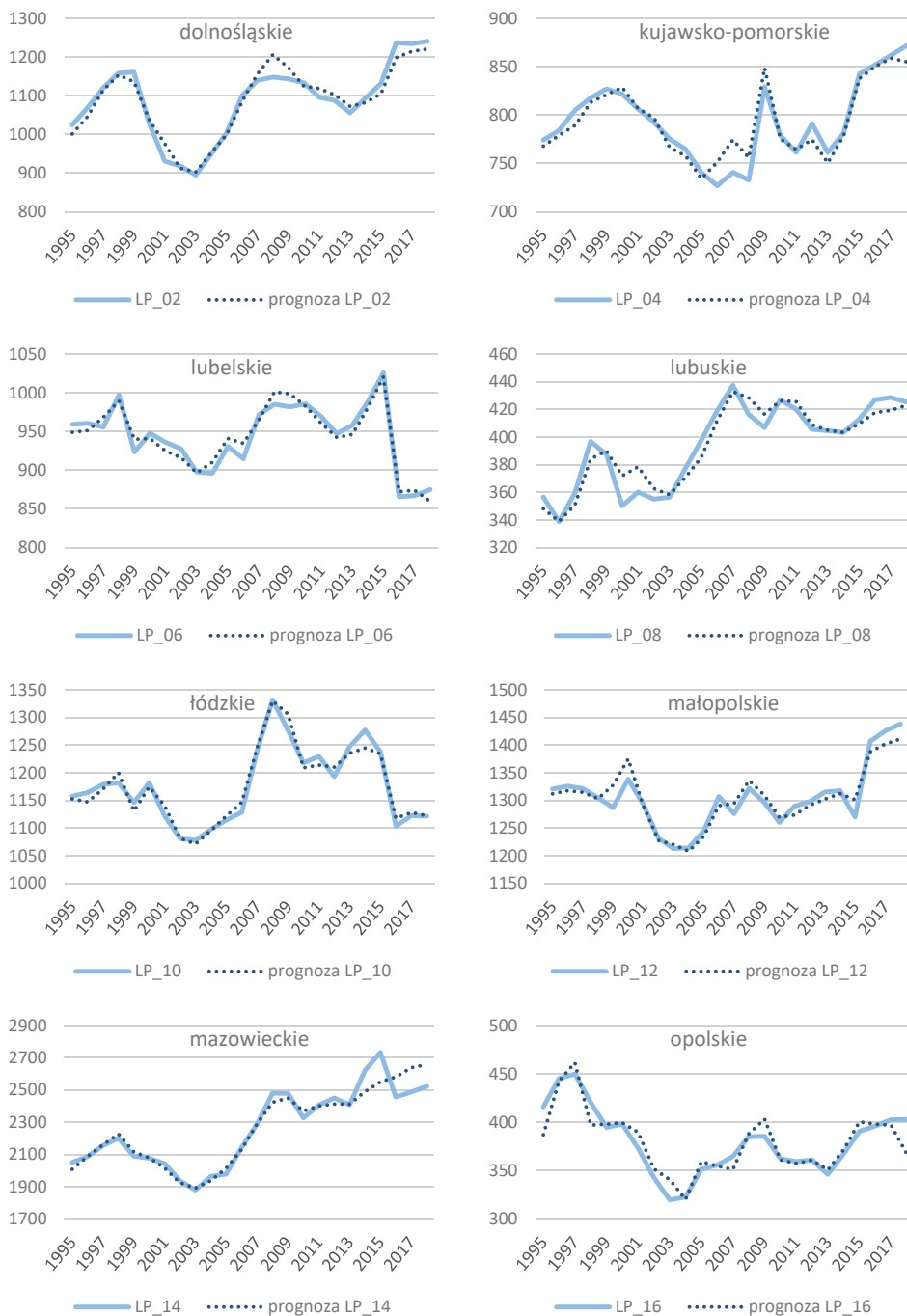
RMSE – średni błąd szacunku, R² – współczynnik determinacji, F – wartość statystyki testu F, p – prawdopodobieństwo w teście F

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem oprogramowania STATA.

Zawarte w tabeli 3.4 wykresy dopasowań przewidywanych wartości liczby pracujących wynikających z modelu do danych empirycznych wskazują na dobre własności prognostyczne modelu. Ocena wzrokowa wykresów pozwala wnioskować, że większość trendów i fluktuacji została dobrze rozpoznana przez model ekonometryczny.

Należy zauważyć, że w przypadku województwa dolnośląskiego, mimo dopasowania do danych empirycznych na poziomie 95%, model przeszacował lokalne ekstremum w 2008 r. o 58 tys. osób. Podobna sytuacja miała miejsce w 2007 r. w województwie kujawsko-pomorskim, gdzie przeszacowanie wynosiło 34 tys. pracujących, oraz w województwie pomorskim, gdzie w 2008 i 2009 r. w prognozie z modelu ekonometrycznego przeszacowano liczbę pracujących o przeszło 70 tys. osób. W tym województwie można również zaobserwować duże niedoszacowania w ostatnich czterech latach próby (2015–2018), co daje odzwierciedlenie w najniższym (spośród szesnastu) współczynniku dopasowania wynoszącym 0,82%.

Tabela 3.4. Dopasowanie modelu liczby pracujących (w tys.) w latach 1995–2018 według województw (LP_L, prognoza LP_L)



Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Zaniżona prognoza modelu liczby pracujących miała również miejsce w 2009 r. dla województw podkarpackiego (36 tys. osób), śląskiego (63 tys. osób), warmińsko-mazurskiego (26 tys. osób) oraz mazowieckiego, choć w tym przypadku największe błędy dotyczą ostatnich pięciu lat badania (2014–2018). Ten powtarzający się trend niedoszacowań i przeszacowań liczby pracujących w poszczególnych województwach można przypisać ogólnościowemu kryzysowi gospodarczemu lat 2007–2009, który w sposób istotny zaburzył formułujące się historycznie trendy.

Szczegółowe błędy prognoz liczby pracujących w przekroju województw dla poszczególnych lat badania zaprezentowano w tabeli 3.5.

Błędy *ex post* prognoz liczby pracujących w Polsce w przekroju województw w latach 1995–2018 zaprezentowano w tabeli 3.6. Prognozy *ex post* wyznaczone dla lat 1995–2018 możemy uznać za trafne, ponieważ średni absolutny błąd procentowy MAPE mieści się poniżej 5% i waha się od 0,9% do 4,6%. Najniższy błąd zaobserwowano dla województwa łódzkiego, w przypadku którego wynosi on 0,9%. Dla województw kujawsko-pomorskiego, lubelskiego, małopolskiego, świętokrzyskiego i wielkopolskiego błąd jest równie niski i wynosi nieco ponad 1%. Średni absolutny błąd procentowy na poziomie 2% występuje w dolnośląskim, lubuskim, mazowieckim, podkarpackim, podlaskim, śląskim i zachodniopomorskim, a w województwach opolskim i warmińsko-mazurskim powyżej 2%. Najwyższym odchyleniem od wartości rzeczywistych cechuje się prognoza dla województwa pomorskiego.

Tabela 3.5. Błędy prognoz liczby pracujących w Polsce w przekroju województw w latach 1995–2018

Rok	e_02	e_04	e_06	e_08	e_10	e_12	e_14	e_16	e_18	e_20	e_22	e_24	e_26	e_28	e_30	e_30
1995	-23	-6	-10	-8	-5	-9	-44	-29	17	18	-62	-40	-9	2	-30	-31
1996	-23	-5	-9	0	-17	-8	2	-3	-2	-7	-10	-35	-15	7	-26	-12
1997	-6	-16	13	-9	-8	-7	5	12	10	-5	-3	-6	1	12	-1	-5
1998	-5	-5	-8	-13	18	-2	26	-23	17	1	-8	42	33	0	4	-14
1999	-25	-6	16	3	-16	40	26	3	25	-27	40	15	-2	11	-11	-9
2000	9	7	-7	22	-7	37	2	1	-5	-13	27	14	-17	-20	-2	-3
2001	45	0	-11	18	18	-2	-29	17	-2	-17	-21	33	11	-3	39	7
2002	-6	5	-12	8	0	-4	-12	9	-21	-4	-39	13	2	20	-2	14
2003	8	-9	-1	2	-7	8	12	21	-13	8	-19	9	-2	0	-36	8
2004	4	-7	14	-7	-2	-6	-26	-3	18	-1	4	-5	6	-1	-1	-12
2005	-5	-6	10	-12	8	-10	37	8	13	1	18	-15	5	-6	19	-2
2006	-16	24	20	-7	18	-16	-12	-1	-5	12	54	-7	1	-15	35	20
2007	17	34	-6	-5	5	19	-1	-13	-17	10	50	-12	-5	-23	43	28
2008	58	23	16	12	-2	14	-56	3	-28	7	71	-31	-7	-26	47	39
2009	29	20	17	10	29	13	-30	18	-36	9	76	-63	14	-26	30	18

Rok	e_02	e_04	e_06	e_08	e_10	e_12	e_14	e_16	e_18	e_20	e_22	e_24	e_26	e_28	e_30	e_30
2010	-9	-4	-3	-1	-9	9	43	-1	-35	20	29	-19	-11	-22	-27	2
2011	23	3	-9	6	-16	-16	-5	-2	-18	9	61	-19	-7	12	5	15
2012	15	-16	-5	3	17	-6	-37	0	-6	3	2	-33	-9	28	1	-2
2013	17	-11	-12	0	-12	-13	4	5	0	6	-31	-32	4	5	-12	-10
2014	-12	-3	-8	0	-33	-5	-132	4	23	4	-21	-46	7	17	-5	-15
2015	-27	-5	-5	-3	-3	31	-183	10	21	-4	-95	4	-3	-3	-22	-9
2016	-39	-2	6	-9	14	-19	123	2	21	-9	-54	47	0	10	2	0
2017	-19	-3	7	-9	6	-24	151	-6	9	-6	-59	82	1	5	-30	-9
2018	-20	-17	-15	-2	1	-27	135	-36	12	-19	-47	102	-3	12	-24	-25

Źródło: opracowanie własne.

Zarówno ocena statystyczna własności modelu, jak i weryfikacja merytoryczna oparta na teorii ekonomicznej pozwalają stwierdzić, że może on zostać wykorzystany w praktyce. Może on stanowić narzędzie do analiz regionalnego zatrudnienia, a także prognozowania liczby pracujących w poszczególnych województwach Polski (por. rozdział 4).

Tabela 3.6. Błędy prognoz liczby pracujących w Polsce w przekroju województw

Województwo	MAPE	RMSE
	Pierwiastek błędu średniokwadratowego	Średni absolutny błąd procentowy
dolnośląskie - 02	1,7%	23,246
kujawsko-pomorskie - 04	1,3%	12,932
lubelskie - 06	1,1%	11,044
lubuskie - 08	1,8%	8,964
łódzkie - 10	0,9%	14,052
małopolskie - 12	1,1%	17,757
mazowieckie - 14	2,0%	71,117
opolskie - 16	2,5%	13,481
podkarpackie - 18	1,9%	18,311
podlaskie - 20	1,9%	11,274
pomorskie - 22	4,6%	45,109
śląskie - 24	1,7%	38,719
świętokrzyskie - 26	1,3%	10,111

Tabela 3.6. (cd.)

Województwo	MAPE	RMSE
	Pierwiastek błędu średniokwadratowego	Średni absolutny błąd procentowy
warmińsko-mazurskie – 28	2,3%	14,881
wielkopolskie – 30	1,4%	24,067
zachodniopomorskie – 32	2,2%	16,160

Źródło: opracowanie własne.

3.3. Panelowy model liczby pracujących według województw

Na liczbę pracujących w województwach wpływa polityka makroekonomiczna, a także pewne specyficzne uwarunkowania regionalne. Do modelowania zatrudnienia według województw można zatem zastosować modele danych panelowych. Modele te szacuje się na podstawie danych przekrojowo-czasowych łącznie dla wszystkich województw i okresów, co pozwala na wyznaczenie wspólnych dla wszystkich województw oszacowań wszystkich parametrów strukturalnych. Jednocześnie, dzięki dekompozycji składnika losowego lub wyrazu wolnego, da się wyodrębnić specyficzne dla poszczególnych regionów efekty grupowe, odzwierciedlające łączny wpływ na zmienną objaśnianą stałych w czasie, nieobserwowalnych czynników, które nie mogą zostać uwzględnione *explicite* jako zmienne objaśniające. Gdy rzeczywiście występują takie nieidentyfikowalne impulsy, ich nieuwzględnienie w modelu powoduje tzw. problem pominiętych zmiennych (ang. *omitted variable problem*), który z kolei przekłada się na obciążenie estymatorów, zwane w języku angielskim *omitted variable bias*. Oszacowanie modelu na podstawie danych panelowych z uwzględnieniem efektów grupowych umożliwia rozwiązanie tego dobrze opisanego w literaturze ekonometrycznej problemu (por. Chamberlain, 1978; Wooldridge, 2001), który, jeśli nie zostanie zastosowane właściwe postępowanie, może doprowadzić do endogeniczności zmiennych objaśniających i korelacji pozornych. W ekonometrii klasycznej, kiedy modele są szacowane na podstawie danych przekrojowych, problem ten jest najczęściej rozwiązywany poprzez wprowadzanie zmiennych instrumentalnych dla zmiennych endogenicznych. Jednakże znalezienie takich zmiennych bywa często problematyczne, trudno też jednoznacznie wnioskować o jakości proponowanych instrumentów.

Dodatkową zaletą modeli danych panelowych jest zwiększenie liczby obserwacji, na podstawie których szacowane są parametry modelu, a co za tym idzie – zwiększenie liczby stopni swobody. Dzięki temu jakość oszacowanych modeli, a tym samym konstruowanych na ich podstawie prognoz może być wyższa.

Najbardziej ogólny model oparty na danych przekrojowo-czasowych można zapisać w postaci:

$$y_{it} = \mathbf{x}_{it}^T \boldsymbol{\beta} + u_{it} = \mathbf{x}_{it}^T \boldsymbol{\beta} + (\alpha_i + \varepsilon_{it}) \quad (3.1)$$

gdzie: \mathbf{x}_{it} – wektor parametrów strukturalnych, $i = 1, \dots, N$ – numer obiektu, $t = 1, \dots, T$ – numer okresu, $\boldsymbol{\varepsilon} = [\varepsilon_{it}]$ – „klasyczny” składnik losowy: $\boldsymbol{\varepsilon} \sim N(\mathbf{0}, \sigma_{\varepsilon}^2 \mathbf{I})$, α_i – efekt grupowy, stały w czasie.

Modele danych panelowych bywają też szacowane jako tzw. modele *two way*, w których oprócz efektów grupowych uwzględnia się również stałe względem obiektów efekty czasowe, odzwierciedlające specyficzne dla danego okresu szoki, jednakowo wpływające na grupę analizowanych obiektów, np. regionów. Składnik losowy modelu (3.1) przyjmuje wtedy postać: $u_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$, gdzie λ_t jest efektem czasowym, stałym względem obiektów.

Efekty grupowe mogą być traktowane jako ustalone (ang. *fixed effects*, FE) lub losowe (ang. *random effects*, RE). W pierwszym przypadku w procesie estymacji i wnioskowania są one traktowane jako wyraz wolny zróżnicowany względem obiektów, a w drugim – jako składowa składnika losowego. Model FE wymaga jedynie założenia, że elementy wektora \mathbf{x}_{it} są niezależne od ε_{it} dla wszystkich i, t , a α_i są traktowane jako N nieznanymi parametrów podlegających estymacji. Z kolei w modelu RE trzeba założyć, że elementy wektora \mathbf{x}_{it} , α_i oraz ε_{it} są niezależne oraz że $\alpha_i \sim N(0, \sigma_{\alpha}^2)$. Konsekwencją przyjęcia specyfikacji FE lub RE jest zastosowanie odpowiedniej metody estymacji modelu oraz właściwego testu istotności efektów grupowych. Mówiąc najogólniej, modele FE są szacowane za pomocą pewnej adaptacji KMNK, a modele RE przy użyciu metody opartej na UMNK. Istotność α_i w modelach FE badana jest za pomocą testu F Chowa, a w modelach RE z użyciem testu Breuscha-Pagana opartego na mnożniku Lagrange’a. Wyboru pomiędzy oboma rodzajami modeli można dokonać na podstawie testu Hausmana oraz w zależności od rozmiaru próby¹.

Kształtowanie się liczby pracujących w poszczególnych województwach w latach 1995–2018 przedstawiają wykresy zawarte w tabeli 3.4. Liczba pracujących w poszczególnych województwach na przestrzeni lat 1995–2018 ulegała różnokierunkowym zmianom, przy czym trudno określić jednoznaczne tendencje kształtowania się tej zmiennej. W większości województw cezurą jest rok 2008 – na wykresach widać spadek liczby pracujących w kolejnych latach, co można interpretować

1 Szczegółowe informacje na temat konstrukcji, estymacji i testowania modeli danych panelowych można znaleźć np. w opracowaniu Dańska-Borsiak (2011).

jako efekt kryzysu finansowego. Dodatkowo liczba pracujących w poszczególnych województwach cechuje się różną zmiennością – w pewnych województwach obserwujemy silną, w innych niewielką zmienność tej cechy (por. rozdział 2.3 oraz tabela 3.4).

Postać ogólna modelu liczby pracujących (LP) szacowanego na podstawie danych panelowych jest następująca:

$$\ln LP_{it} = \mathbf{x}_{it}^T \boldsymbol{\beta} + \alpha_i + \varepsilon_{it}, i = 1, \dots, 16; t = 1, \dots, 24$$

gdzie i jest indykátorem województwa, a t czasu, \mathbf{x}_{it} – wektorem zmiennych objaśniających ($K \times 1$), $\boldsymbol{\beta}$ – wektorem parametrów ($K \times 1$) jednakowych dla wszystkich i, t , $\boldsymbol{\varepsilon} \sim N(0, \sigma_{\boldsymbol{\varepsilon}}^2 \mathbf{I})$ dla każdego i, t .

Choć specyfikacja modelu danych panelowych jest analogiczna do tej w modelu SUR, to jest między nimi zasadnicza różnica. W modelu o równaniach pozornie niezależnych zbiory determinant mogą różnić się pomiędzy regionami. W części województw jedną ze zmiennych objaśniających liczbę pracujących w województwie stanowi liczba pracujących w Polsce ogółem, w innych z kolei liczba pracujących w przemyśle. Konstrukcja modelu panelowego narzuca zaś ujednoczony zestaw zmiennych objaśniających, taki sam dla wszystkich obiektów przestrzennych. W najszerszym wariancie model przyjąłby następującą postać ogólną:

$$\ln LP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \ln LP_t + \alpha_2 \cdot \ln LWPB_{it} + \alpha_3 \ln X_{it} + \alpha_4 \ln UNBST_{it} + \alpha_5 \ln WBPPX_{it} + \alpha_6 \ln WMIN/WBP_{it} + \varepsilon_{it}$$

przy czym zmienne oznaczono zgodnie z modelem SUR opisanym w paragrafie 3.2, a ich kształtowanie omówiono w paragrafie 2.2.

Nie wszystkie potencjalne zmienne objaśniające wskazane w ogólnej specyfikacji modelu okazały się statystycznie istotne. Jest to zgodne z oczekiwaniami, gdyż część z nich z założenia ma charakter substytucyjny. Takimi zmiennymi są X i $UNBST$ oraz $WBPPX$ i $WMIN/WBP$. Wyniki estymacji panelowego modelu liczby pracujących z efektami ustalonymi (FE) przedstawiono w tabeli 3.7, a modelu RE w tabeli 3.8.

Tabela 3.7. Wyniki estymacji modelu FE liczby pracujących według województw

Zmienna objaśniająca	Oszacowanie parametru	Błąd parametru	Wartość - p
$\ln LP_t$	0,057	0,003	<0,0001
$\ln LWPB_{it}$	0,441	0,026	<0,0001
$\ln X_{it}$	0,002	0,000	<0,0001
$\ln WBPPX_{it}$	-0,089	0,007	<0,0001
Stała	-700,816	72,2480	<0,0001

Zmienna objaśniająca	Oszacowanie parametru	Błąd parametru	Wartość - p
Test Chowa istotności efektów grupowych (wartość p)		F = 310,234	(p<0,0001)
LSDV R ²		0,993	
Within R ²		0,771	

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3.8. Wyniki estymacji modelu RE liczby pracujących według województw

Zmienna objaśniająca	Oszacowanie parametru	Błąd parametru	Wartość - p
$\ln LP_t$	0,056	0,003	<0,0001
$\ln LWPB_{it}$	0,405	0,022	<0,0001
$\ln X_{it}$	0,002	0,000	<0,0001
$\ln WBPPX_{it}$	-0,091	0,008	<0,0001
Stała	-617,482	77,220	<0,0001
Test Breuscha-Pagana istotności efektów grupowych (wartość p)		LM = 1963,55	(p<0,0001)
Test Hausmana (wartość p)		35,34	(p<0,0001)

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki estymacji modeli FE i RE potwierdzają, że na liczbę pracujących według województw istotny wpływ ma: liczba pracujących w kraju, wojewódzka wartość liczby ludności 15+, PKB oraz płace realne. Zamieszczone w tabelach 3.7 i 3.8 oceny parametrów przy zmiennych objaśniających są bardzo zbliżone. Wyniki testów istotności efektów grupowych w modelu FE i RE wskazują zasadność odrzucenia odpowiednich hipotez zerowych. Oznacza to, że efekty grupowe są statystycznie istotne, a zatem występują stałe w czasie, nieobserwowalne czynniki, specyficzne dla poszczególnych województw, które wpływają na kształtowanie się liczby pracujących. Takimi czynnikami mogą być m.in. warunki geograficzne, stopień urbanizacji, kapitał ludzki oraz struktura sektorowa gospodarki, w szczególności istnienie dużych, zmechanizowanych gospodarstw rolnych, do których obsługi potrzeba niewielu pracowników, lub monokultura przemysłowa, np. na Górnym Śląsku, związana z dużą liczbą pracujących w górnictwie węgla kamiennego.

Test Hausmana, dla którego wartość statystyki testowej zawarto w tabeli 3.8, służy do porównania statystycznych własności estymatorów modeli FE i RE. Zgodnie z jego hipotezą zerową efekty grupowe są nieskorelowane ze zmiennymi objaśniającymi modelu. Jeśli hipoteza ta jest prawdziwa, to oba estymatory są zgodne, jednak estymator modelu RE jest bardziej efektywny. W przeciwnym wypadku estymator modelu RE traci zgodność. Otrzymany wynik testu Hausmana daje podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej, analiza oszacowań modeli panelowych będzie zatem oparta na modelu FE.

Uzyskane wyniki oszacowań parametrów modelu FE wskazują, że jednoprocentowy wzrost liczby pracujących w Polsce powoduje, *ceteris paribus*, zwiększenie liczby pracujących na wojewódzkich rynkach pracy przeciętnie o 0,06%. Istotną rolę odgrywa również liczba ludności 15+ w województwie. Przy ustalonych wartościach pozostałych zmiennych jej jednoprocentowy wzrost przyczynia się do zwiększenia liczby pracujących przeciętnie o 0,44%. Z kolei wzrost płac realnych o 1% przekłada się na spadek liczby pracujących o 0,08%, również pod warunkiem niezmiennych wartości pozostałych zmiennych. Z uzyskanych oszacowań wynika, że zdecydowanie najsilniejszą determinantą popytu na pracujących w województwach jest sytuacja demograficzna mierzona liczbą ludności 15+. Model jest bardzo dobrze dopasowany do danych empirycznych i wyjaśnia około 77% zmienności wewnątrz województw i aż 99% zmienności ogólnej.

Porównanie wyników estymacji modelu panelowego i wyników estymacji modelu SUR opisanych w podrozdziale 3.3 pozwala wyciągnąć następujące wnioski. W modelu panelowym istotne okazały się trzy zmienne, które również istotnie determinowały liczbę pracujących w większości równań przestrzennego modelu SUR. Ocenę parametru strukturalnego w modelu panelowym interpretuje się jako miarę przeciętnego, średniego dla wszystkich województw wpływu danej zmiennej. Model FE wychwycił więc uśredniony względem województw wpływ głównych czynników oddziałujących na liczbę pracujących w regionach. Pozostałe zmienne, takie jak: udział nakładów na środki trwałe brutto w PKB, współczynnik Kaitza oraz ogólnokrajowa liczba pracujących w przemyśle, nie okazały się istotne. Wydaje się, że wymienione powyżej potencjalne czynniki specyficzne dla poszczególnych województw reprezentowane przez efekty grupowe mogą być skorelowane z tymi nieistotnymi zmiennymi. Kapitał ludzki można powiązać ze współczynnikiem Kaitza, a udział w PKB nakładów na środki trwałe brutto i liczbę pracujących w przemyśle z sektorową strukturą gospodarki. Łączny wpływ tych czynników różnicujących województwa jest zatem uwzględniony w modelu pośrednio poprzez efekty grupowe.

Z punktu widzenia prognozowania liczby pracujących w województwach konstrukcja modeli panelowych, która zakłada jednakowy we wszystkich regionach zestaw zmiennych objaśniających i taką samą reakcję liczby pracujących na działanie poszczególnych zmiennych objaśniających, nie wydaje się pożądana. Biorąc pod uwagę różną specyfikę województw, założenie to jawi się jako zbyt silne. Uwzględniając niejednorodność poszczególnych województw, optymalnym wydaje się przeprowadzenie analizy opartej na szeregach czasowych, odrębnych dla każdego z nich, a jednocześnie umożliwiającej wykorzystanie zróżnicowanych zbiorów zmiennych objaśniających. Z drugiej strony sytuacja na wojewódzkich rynkach pracy zależy do pewnego stopnia od ogólnokrajowej koniunktury gospodarczej, a ponadto województwa funkcjonują w powiązaniu ze sobą w ramach gospodarki krajowej. Możliwość uwzględnienia tych dwóch postulatów, to znaczy zróżnicowania determinant zatrudnienia i współzależnego funkcjonowania gospodarek województw, a co za tym idzie – zależności między wojewódzkimi rynkami pracy, daje konstrukcja ekonometrycznego modelu o równaniach pozornie niezależnych (SUR).

Rozdział 4

Prognozowanie liczby pracujących w województwach

4.1. Wprowadzenie

Prognozy to przewidywanie zdarzeń, które wystąpią w przyszłości. Formułując założenia prognostyczne, a także określając wzorce występujące w szeregach danych historycznych i dobierając odpowiednie metody ich propagacji w przyszłość, należy uwzględniać podstawy teoretyczne modelu badanego zjawiska. W samym procesie prognostycznym można wyróżnić kilka formalnych etapów, z których każdy wymaga podjęcia kluczowych decyzji metodologicznych. Jako pierwszy należy sformułować przedmiot oraz horyzont prognozy. Następnie, korzystając z założeń teoretycznych, trzeba wybrać metodę prognozowania, a na koniec ocenić trafność prognozy. Poniżej opisano poszczególne etapy przygotowywania prognozy liczby zatrudnionych w Polsce według województw do 2050 r.

Sam proces prognostyczny obejmuje trzy główne etapy. W przypadku niniejszej publikacji w pierwszym estymowana jest zależność łącząca liczbę pracujących w danym województwie z jej determinantami (por. paragraf 3.2, rozdział 3). Do sporządzenia prognozy wykorzystano metodę prognozowania na podstawie przyczynowo-skutkowego, wielorównaniowego modelu ekonometrycznego. Podejmując próbę prognozowania liczby pracujących zdecydowano o wyborze modelu SUR zaprezentowanego w paragrafie 3.2. Zróżnicowana struktura wojewódzkich rynków pracy wskazuje na potrzebę indywidualizacji ich opisu. Dobrane dla każdego regionu zbioru zmiennych egzogenicznych pozwalają na wychwycenie specyfiki województwa oraz lokalnych zależności. Dodatkowo na podstawie takiego modelu można podjąć próbę prognozowania liczby pracujących dla każdego z województw z osobna.

Drugi etap, omówiony w paragrafie 4.2, polega na sporządzeniu prognoz zmiennych objaśniających liczbę pracujących, użytych w modelu ekonometrycznym w pierwszym kroku badania. W ostatnim etapie, zakładając, że ustalona modelem relacja jest stabilna, prognozowane zmienne wykorzystane zostaną do projekcji liczby pracujących na przyszłe okresy (por. paragraf 4.3).

4.2. Prognozy determinant liczby pracujących

Horyzont prognoz liczby pracujących w województwach Polski określono na rok 2050. Jest on stosunkowo odległy w porównaniu z dostępnymi relatywnie krótkimi danymi historycznymi, ponieważ szeregi czasowe zmiennych wykorzystywanych do prognozowania obejmują okres 24 lat – od 1995 do 2018 r. Z tego powodu prognozy determinant liczby pracujących wykonano z użyciem metod eksperckich, niestrukturalnych oraz modeli trendu.

Dla wszystkich województw wyznaczono prognozy liczby ludności w wieku 15 lat i więcej, PKB, realnych wynagrodzeń przeciętnych oraz udziału nakładów brutto na środki trwałe w PKB. Prognozy demograficzne oparto na szacunkach GUS¹, badaniu ankietowym BAEL oraz prognozie demograficznej liczby ludności 15+ dla Polski². Prognozy wartości regionalnej produkcji wyznaczono m.in. w oparciu o prognozy PKB dla Polski sporządzone przez Ministerstwo Finansów. Realne wynagrodzenia przeciętne prognozowano trendem liniowym, a przyszłe wartości współczynnika Kaitza szacowano metodą Holta z optymalizacją parametrów. Udział nakładów na środki trwałe brutto w PKB prognozowano na podstawie modelu trendu. Wszystkie zastosowane modele miały bardzo dobre własności prognostyczne.

Prognozy demograficzne dla Polski nie są optymistyczne. Według najnowszych szacunków Głównego Urzędu Statystycznego w 2050 r. liczba ludności Polski ogółem spadnie do 33,951 mln osób. Jest to spadek o niemal 4,5 mln osób w stosunku do roku 2018, co oznacza zmniejszenie się liczby ludności w 2050 r. o ponad 11% (w roku 2018 liczba ludności Polski wynosiła 38 411 148 osób). Prognozy liczby ludności w wieku 15 lat i więcej według województw sporządzone zostały dwuetapowo.

W pierwszym etapie wykorzystano prognozę udziałów ludności 15+ w każdym z województw w liczbie ludności w tym wieku w Polsce na podstawie prognoz demograficznych GUS do roku 2050. Prognoza liczby ludności w poszczególnych przedziałach wiekowych przygotowana przez GUS bazuje na założeniach dotyczących szeregu procesów demograficznych, a mianowicie dzietności kobiet, trwania życia, migracji wewnętrznych i migracji zagranicznych. W prognozach GUS wykorzystany został tzw. średni wariant płodności, w którym zakłada się stopniowy wzrost współczynnika płodności do wartości 1,52 w końcu horyzontu prognozy. Średni wariant umieralności zakłada, że różnica trwania życia mieszkańców Polski w stosunku do krajów rozwiniętych będzie utrzymywała się na tym samym poziomie przez cały okres prognozy. W 2050 r. oczekiwana długość życia to 82,1 lat. Dla prognoz przyjęto tzw. II wariant migracji zagranicznych i wewnętrznych. W przypadku tych pierwszych zakłada on wyrównanie się poziomu życia

1 <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/ludnosc/prognoza-ludnosci/prognoza-ludnosci-na-lata-2014-2050-opracowana-2014-r-,1,5.html> (dostęp: styczeń 2020).

2 Prognoza opracowana w ramach projektu „System prognozowania polskiego rynku pracy”.

w poszczególnych krajach i w efekcie zrównoważenie się czynników „wypychających” i „przyciągających”, a także osiągnięcie w 2035 r. zerowego salda migracji zagranicznych na pobyt stały. W kolejnych latach po wskazanym roku poziomy imigracji i emigracji zrównałyby się. Jeśli chodzi o migracje wewnętrzne zakłada się, że intensywność migracji na pobyt stały dla każdego rocznika będzie stała w okresie prognozy. W wyniku zmian w strukturze wieku ludności w okresie objętym prognozą (liczebności poszczególnych roczników) liczba migracji na pobyt stały będzie maleć.

W etapie drugim, w którym wykorzystano prognozy ludności w omawianym przedziale wiekowym w Polsce, skonstruowane zostały prognozy liczby ludności w wieku 15 lat i więcej w województwach.

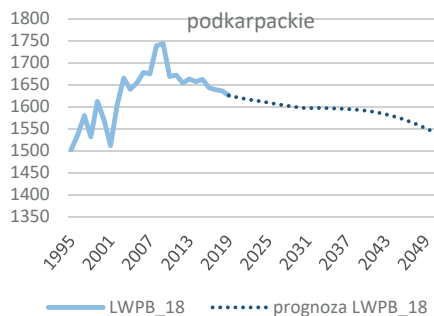
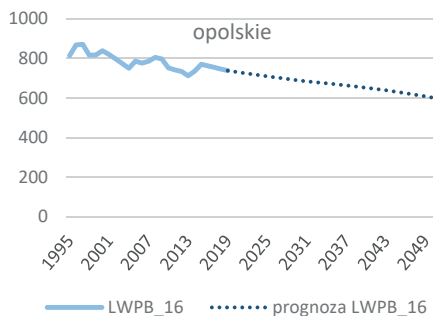
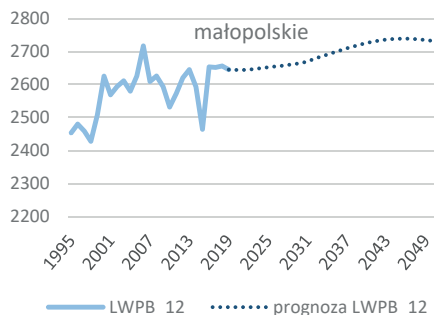
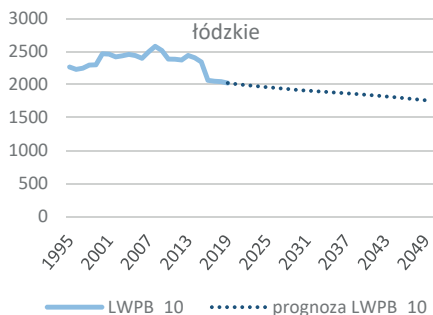
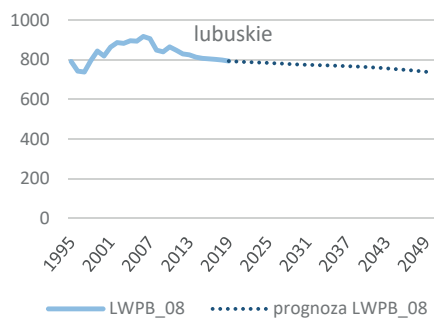
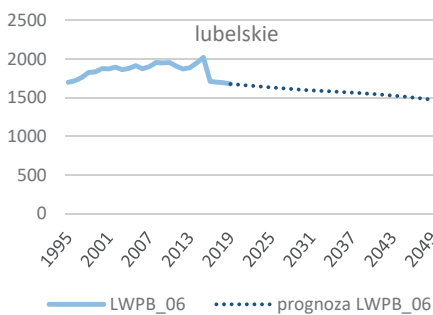
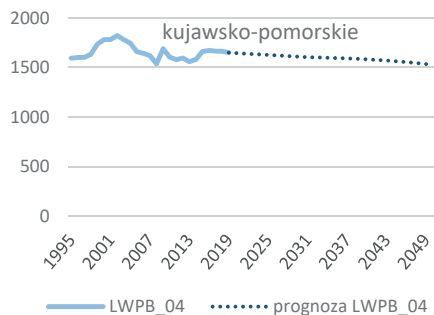
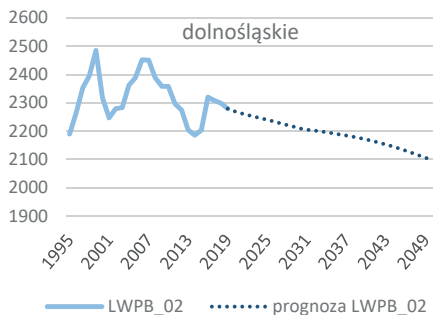
Szczegółowe prognozy liczby ludności w wieku 15 lat i więcej dla województw do 2050 r. (w tys. osób) prezentuje tabela 4.1. Największy, bo aż o przeszło 18%, spadek liczby ludności prognozowany jest w województwie opolskim oraz w świętokrzyskim – 15%. Trochę mniej pesymistyczne szacunki opracowano dla województw śląskiego, łódzkiego oraz lubelskiego, gdzie przewiduje się zmniejszenie populacji o 13%, oraz podlaskiego – 10%. Wzrosty liczby ludności przewidywane są tylko w dwóch województwach – małopolskim na poziomie 3% oraz wielkopolskim w wysokości 0,6%. Szacuje się, że dla demograficznych zmiennych przestrzennych dodatnia procentowa zmiana liczby ludności będzie miała miejsce w województwie małopolskim (17%) oraz podkarpackim (0,3%), a ujemna, plusująca się na poziomie 6,5%, w województwie śląskim.

Prognozy produktu krajowego brutto dla poszczególnych województw przygotowano w oparciu o scenariuszowe szacunki PKB dla Polski. Na lata 2020 i 2021 przyjęto prognozy Międzynarodowego Funduszu Walutowego³. W 2020 przewidywany jest spadek PKB na poziomie 4,6%, a w 2021 r. ma nastąpić odbicie – oczekiwany wzrost wyniesie 4,2%. Do prognoz na kolejne lata wykorzystano założenia OECD i Ministerstwa Finansów. Ogólnie dla Polski prognozuje się wzrost PKB, a średniookresowe tempo zmian ma wynieść około 3%. Prognozy PKB w województwach wyznaczono na podstawie analizy ich udziałów w tworzeniu produktu krajowego w latach 1995–2018. Przyjęto zachowanie dotychczasowej długoterminnej tendencji.

Tabela 4.2 prezentuje szczegółowe prognozy produktu regionalnego brutto dla wybranych województw do 2050 r. (mld zł). We wszystkich badanych województwach przewidywany jest wzrost regionalnego PKB. Największy procentowy przyrost szacuje się dla województwa dolnośląskiego – 144% oraz nieco mniejszy, bo na poziomie 130%, dla mazowieckiego. W wielkopolskim oraz lubuskim przewiduje się mniejsze wzrosty odpowiednio rzędu 109 i 85%. Najwolniejszych przyrostów PKB można oczekiwać w województwie pomorskim (45%) oraz warmińsko-mazurskim (37%).

3 <https://www.money.pl/gospodarka/mfw-ostro-tnie-prognozy-ale-nie-dla-polski-6524963160770177a.html> (dostęp: czerwiec 2020).

Tabela 4.1. Prognozy liczby ludności w wieku 15 lat i więcej dla województw do 2050 r. (w tys. osób)



Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

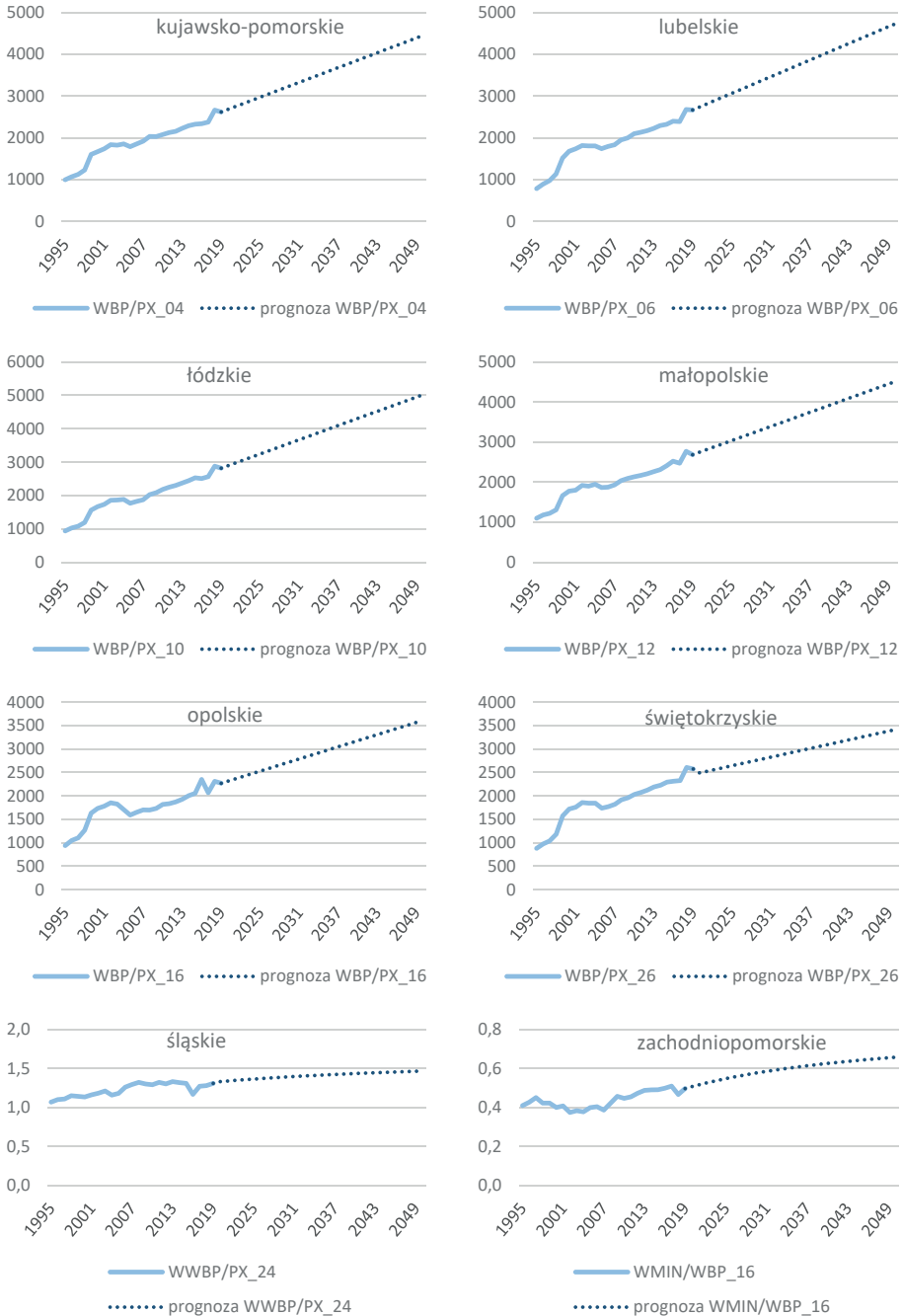
Tabela 4.2. Prognozy produktu regionalnego brutto dla wybranych województw do 2050 r. (mld zł)



Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

W tabeli 4.3 przedstawiono prognozy przeciętnych miesięcznych wynagrodzeń brutto w wybranych województwach w złotych w cenach stałych z 2000 r. Realne wynagrodzenia przeciętne prognozowano za pomocą modeli trendu liniowego. Dopasowanie modelu tendencji rozwojowej do danych sięgało 90% w każdym regionie. Oszacowania parametru przy zmiennej czasowej były istotne statystycznie ($p < 0,05$) w przypadku każdego z województw, a wartości nachylenia były dodatnie i należały do przedziału od 43,2 zł (dla opolskiego) do 86,5 zł (dla śląskiego).

Tabela 4.3. Wartości przeciętnych miesięcznych wynagrodzeń w wybranych województwach (brutto, zł, ceny stałe z 2000 r.) oraz stosunek nominalnej płacy minimalnej do przeciętnego wynagrodzenia w województwie zachodniopomorskim i ich prognozy do 2050 r.



Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

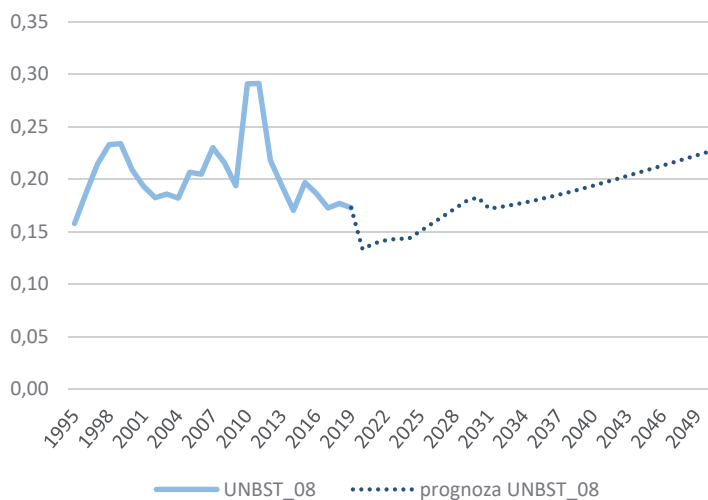
W przypadku wszystkich analizowanych województw prognozuje się znaczące wzrosty płac przeciętnych. Największe, bo niespełna osiemdziesięcioprocentowe wzrosty przewiduje się dla województwa śląskiego, a nieznacznie niższe dla łódzkiego, lubelskiego i podkarpackiego – odpowiednio 78, 77 i 75,4%. Siedemdziesięcioprocentowe zwiększenie przeciętnych miesięcznych wynagrodzeń brutto oczekiwane jest w kujawsko-pomorskim, małopolskim i podlaskim. W województwie opolskim przewiduje się tylko sześćdziesięcioprocentowy wzrost wynagrodzeń, najmniej optymistyczne prognozy zanotowano zaś dla województwa świętokrzyskiego – 33%. Prognoza przestrzennej zmiennej przeciętnych miesięcznych wynagrodzeń brutto w województwie śląskim przewiduje wzrost na poziomie tylko 12%.

Jako ostatni w tabeli 4.3 przedstawiono wykres szacunków stosunku nominalnej płacy minimalnej do przeciętnego wynagrodzenia w województwie opolskim do 2050 r. Przyszłe wartości współczynnika Kaitza szacowano pośrednio, opracowując indywidualnie prognozy dla wynagrodzeń przeciętnych i płacy minimalnej. Obie zmienne prognozowane były metodą Holta z optymalizacją parametrów. W okresie prognozy 2019–2050 przewiduje się 32% wzrostu współczynnika Kaitza. Zmiana ta jest relatywnie łagodna w porównaniu z przewidywanymi zmianami płacy minimalnej (o około 155%) i przeciętnego wynagrodzenia (o około 93%).

Na rysunku 4.1 zaprezentowano przewidywania udziałów nakładów na środki trwałe brutto w PKB w województwie lubuskim. Prognoza ta opracowana została na podstawie wstępnych kwartalnych szacunków GUS dynamiki nakładów na rok 2019 i informacji sygnałnych za pięć miesięcy 2020 r. oraz prognoz Komisji Europejskiej dla Polski. Prognozy do roku 2030 są zgodne z założeniami Strategii na rzecz Odpowiedzialnego Rozwoju⁴. Do sporządzenia prognozy wojewódzkiej na kolejne lata zastosowano metodę wygładzania wykładniczego Holta-Wintersa. Mimo przewidywanego początkowo spadku, począwszy od 2021 r., prognozowany jest systematyczny wzrost udziału nakładów na środki trwałe brutto. Szacuje się, że w 2029 r. osiągnie on poziom sprzed pandemii i będzie rósł z lokalnym maksimum w latach 2029–2030, osiągając wzrost w horyzoncie prognozy na poziomie przeszło 32%.

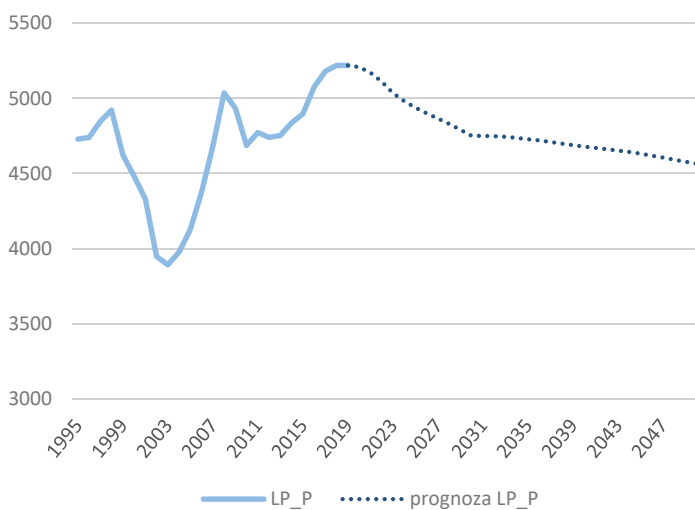
Prognozy liczby pracujących w polskim przemyśle przedstawiono na rysunku 4.2. Szacunki te zostały przygotowane w oparciu o wyniki prognoz opisanych w opracowaniu E. Kusideł (2020). W okresie prognozy 2019–2050 przewiduje się trzynastoprocentowy spadek liczby pracujących w przemyśle. Okazuje się, że długoterminowo zatrudnienie w tym sektorze będzie malało szybciej niż liczba pracujących ogółem (por. paragraf 4.3).

4 Strategia na rzecz Odpowiedzialnego Rozwoju do roku 2020 (z perspektywą do 2030 r.). Dokument przyjęty uchwałą Rady Ministrów 14 lutego 2017 r., https://www.google.com/url?sa=t&rct=j&q=&esrc=s&source=web&cd=&ved=2ahUKEwilkiXw2_7rAhXwAmMBHSDxACAQFjABegQIARAB&url=https%3A%2F%2Fwww.gov.pl%2Fdocuments%2F33377%2F436740%2FSOR.pdf&usq=AOvVaw28aF21CZQJDIYhAC5ZlyNP (dostęp: czerwiec 2020).



Rysunek 4.1. Udział nakładów na środki trwałe brutto w PKB w województwie lubuskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.

Źródło: opracowanie własne w programie Excel.



Rysunek 4.2. Liczba pracujących w przemyśle w Polsce w latach 1995–2018 i prognozy do 2050 r. (tys. osób)

Źródło: opracowanie własne w programie Excel na podstawie publikacji E. Kusideł (2020).

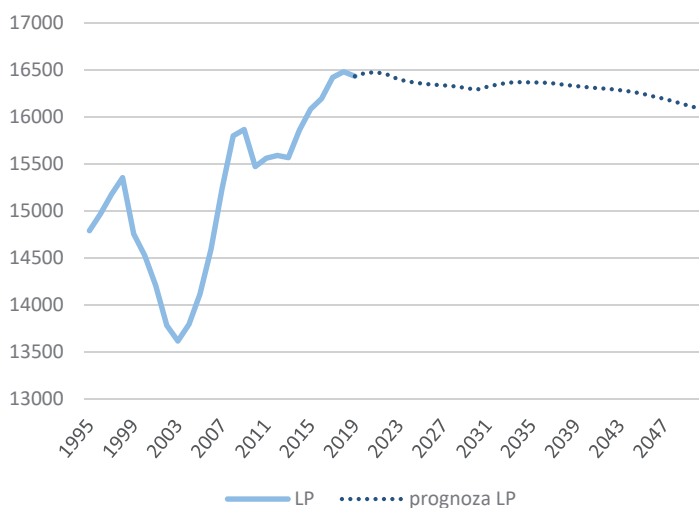
4.3. Prognoza liczby pracujących do roku 2050 na podstawie modelu SUR

W prognozach długoterminowych zaleca się stosowanie modeli ekonometrycznych, ponieważ pozwalają one na uwzględnienie nie tylko na poziomie województwa, ale także na poziomie krajowym złożonych mechanizmów społeczno-ekonomicznych, takich jak struktura i rodzaj zatrudnienia czy zmieniające się procesy gospodarcze. Ich konstrukcja pozwala na uwzględnienie mechanizmów rynkowych regulujących poziom popytu na pracę, płace, a także szeregu innych czynników, które pozwalają na realistyczny opis rzeczywistości. Niezwykle ważnym aspektem prognozowania z modelu ekonometrycznego jest utrzymanie stabilności związku między czynnikami a wielkością zatrudnienia. Przeprowadzone wcześniej analizy miały docelowo posłużyć do ustalenia trajektorii prognoz liczby pracujących w poszczególnych województwach. W ostatnim etapie, zakładając, że opisana modelem ekonometrycznym relacja jest stabilna, prognozowane zmienne wykorzystano do projekcji na przyszłe okresy.

Tabela 4.4. Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w Polsce w latach 2019–2050

2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
14 791	14 968	15 176	15 356	14 756	14 525	14 206	13 781	13 616	13 794	14 115	14 594	15 240	15 800	15 867	15 472
2035	2036	2037	2038	2039	2040	2041	2042	2043	2044	2045	2046	2047	2048	2049	2050
16 368	16 367	16 357	16 343	16 330	16 318	16 307	16 300	16 285	16 271	16 249	16 220	16 194	16 161	16 128	16 097

Źródło: opracowanie własne w programie Excel na podstawie publikacji E. Kusideł (2020).



Rysunek 4.3. Liczba pracujących ogółem w Polsce w latach 1995–2018 i prognozy do 2050 r. (tys. osób)

Źródło: opracowanie własne w programie Excel na podstawie publikacji E. Kusideł (2020).

Na rysunku 4.3 przedstawiono wykres wartości historycznych liczby pracujących ogółem w Polsce, a także prognozy zatrudnienia do 2050 r. Prognozy zostały zaczerpnięte z opracowania E. Kusideł (2020). Z wyłączeniem roku 2010, począwszy od 2003 r., w kraju notowano systematyczny wzrost liczby pracujących. W okresie 2003–2018 zatrudnienie zwiększyło się o 21%, a w całym okresie danych historycznych o 11%. Opracowane przez E. Kusideł (2020) prognozy wskazują, że te tendencje nie zostaną utrzymane w przyszłości. W latach 2019–2050 przewiduje się przeszło dwuprocentowy spadek zatrudnienia. Po początkowych wzrostach liczby pracujących w latach 2022–2030 można oczekiwać spadków zatrudnienia w tempie średnio o 20,5 tys. osób rocznie. W kolejnych latach przewiduje się odbicie, przy czym roczne zwiększanie się zatrudnienia będzie wynosić średnio 20 tys. osób. Począwszy od 2034 r., ponownie można spodziewać się spadków, początkowo wolniejszych – o około 9 tys. osób rocznie, a od 2043 bardziej dynamicznych – na poziomie przeszło 25 tys. osób z roku na rok. W tabeli 4.4 zaprezentowano szczegóły prognozy liczby pracujących w Polsce w latach 2019–2050.

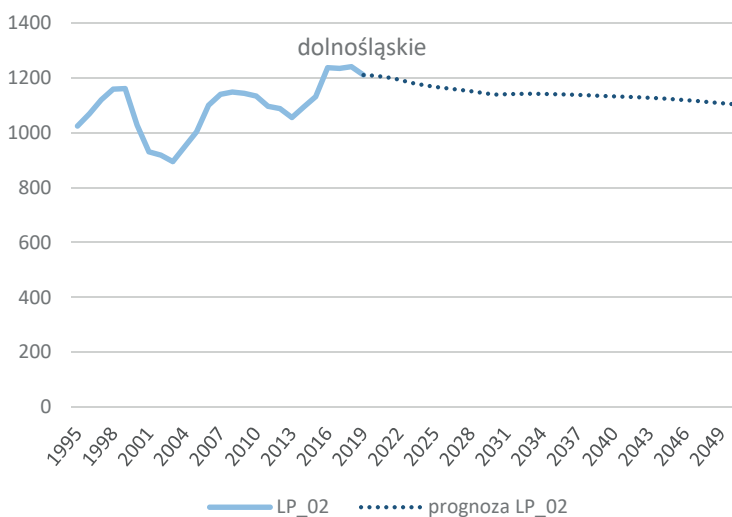
W tym rozdziale przedstawione zostaną wyniki szacunków liczby pracujących dla wszystkich szesnastu województw. Okazuje się, że nie obserwuje się wspólnej tendencji dla regionów Polski i nie jest ona zbieżna z przewidywaną trajektorią liczby pracujących ogółem. Z tego powodu prognozy dla każdego z województw zostaną omówione indywidualnie.

Tabela 4.5. Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie dolnośląskim w latach 2019–2050

2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
1211	1208	1202	1194	1182	1174	1168	1162	1157	1152	1145	1139	1140	1142	1142	1142
2035	2036	2037	2038	2039	2040	2041	2042	2043	2044	2045	2046	2047	2048	2049	2050
1140	1140	1138	1136	1134	1133	1131	1129	1127	1125	1122	1119	1116	1112	1108	1105

Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Tabela 4.5 prezentuje prognozy liczby pracujących (w tys. osób) w województwie dolnośląskim w latach 2019–2050. W okresie historycznym 1995–2018 mimo pewnych fluktuacji liczba pracujących stale rosła. Z kolei w czasie prognozy obserwujemy stały spadek zatrudnienia o przeszło 3 tys. osób rocznie. Najbardziej dynamiczne zmniejszanie się liczby pracujących przewiduje się na lata 2023–2030, ze spadkiem o prawie 12 tys. osób w 2023 r. W kolejnych latach prognozowana jest stabilizacja aż do 2042 r. Następnie można spodziewać się, że z ponowną gwałtownością zmniejszy się zatrudnienie o średnio 3 tys. osób rocznie aż do końca horyzontu prognozy. Na rysunku 4.4 zaprezentowano wykres liczby pracujących (w tys. osób) w województwie dolnośląskim w latach 1995–2018 oraz jej prognozę do 2050 r.



Rysunek 4.4. Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie dolnośląskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.

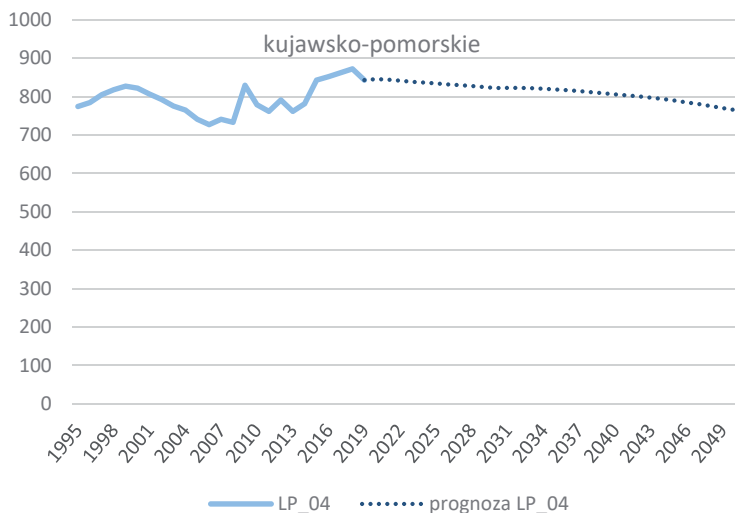
Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Tabela 4.6. Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie kujawsko-pomorskim w latach 2019–2050

2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
843	845	844	842	838	836	834	832	830	827	825	822	822	822	822	821
2035	2036	2037	2038	2039	2040	2041	2042	2043	2044	2045	2046	2047	2048	2049	2050
819	817	814	811	809	806	803	800	797	794	790	785	780	775	770	765

Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

W tabeli 4.6 zaprezentowano prognozy liczby pracujących (w tys. osób) w województwie kujawsko-pomorskim w latach 2019–2050. W okresie historycznym nie obserwowano tu wyraźnych tendencji zwiększania bądź zmniejszania się zatrudnienia, a raczej dość widoczne fluktuacje. Zgodnie z przewidywaniami, po początkowym wzroście liczby pracujących w 2020 r. o przeszło 2,5 tys. osób, w latach 2021–2030 przewiduje się etap łagodnych spadków – średnio rocznie o około 2 tys. osób. Po tym czasie nastąpi okres względnej stabilizacji do roku 2036, by w kolejnych latach objawić się gwałtownym zmniejszaniem się zatrudnienia z najbardziej dynamicznym spadkiem po 2045 r. aż do końca okresu prognozy. W 2050 r. przewiduje się zatrudnienie na poziomie z 2004 r., dokładnie na poziomie 764,82 tys. osób. Wykres liczby pracujących w województwie kujawsko-pomorskim w latach 1995–2018 oraz jej prognozę do 2050 r. zaprezentowano na rysunku 4.5.



Rysunek 4.5. Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie kujawsko-pomorskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.

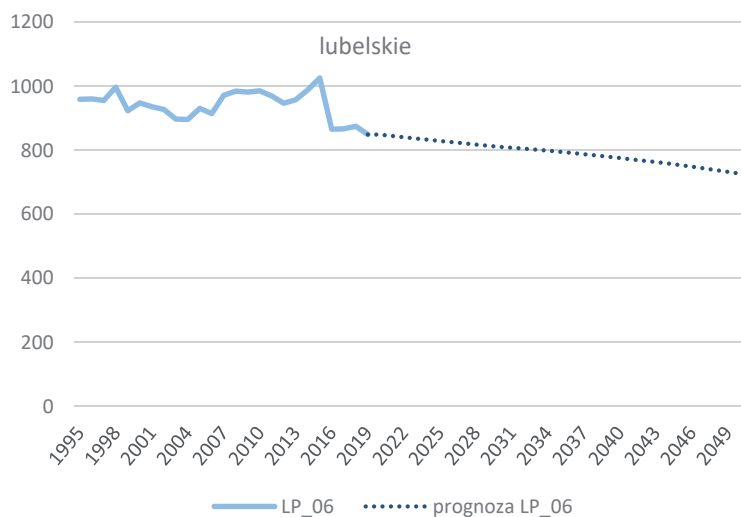
Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Tabela 4.7. Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie lubelskim w latach 2019–2050

2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
850	849	845	841	837	833	829	826	822	818	814	811	808	805	802	799
2035	2036	2037	2038	2039	2040	2041	2042	2043	2044	2045	2046	2047	2048	2049	2050
795	792	788	784	780	776	772	768	763	759	754	749	744	738	733	727

Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Prognozy zatrudnienia w województwie lubelskim w latach 2019–2050 zaprezentowano w tabeli 4.7. W przypadku tego regionu dane historyczne pokazują łagodne, choć nierównomierne zmniejszanie się liczby pracujących. Opracowana prognoza wskazuje na kontynuację trendu spadkowego, przy czym w horyzoncie prognozy jest on wręcz liniowy ze zmianą liczby pracujących średnio o 4 tys. osób rok do roku. Przewidywana w 2050 r. liczba pracujących na poziomie 727 tys. osób stanie się najniższą w historii tego województwa, które w 2015 r. miało przeszło milion aktywnych osób na rynku pracy. Rysunek 4.6 przedstawia wykres liczby pracujących (w tys. osób) w województwie lubelskim w latach 1995–2018 oraz jej prognozę do 2050 r.



Rysunek 4.6. Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie lubelskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.

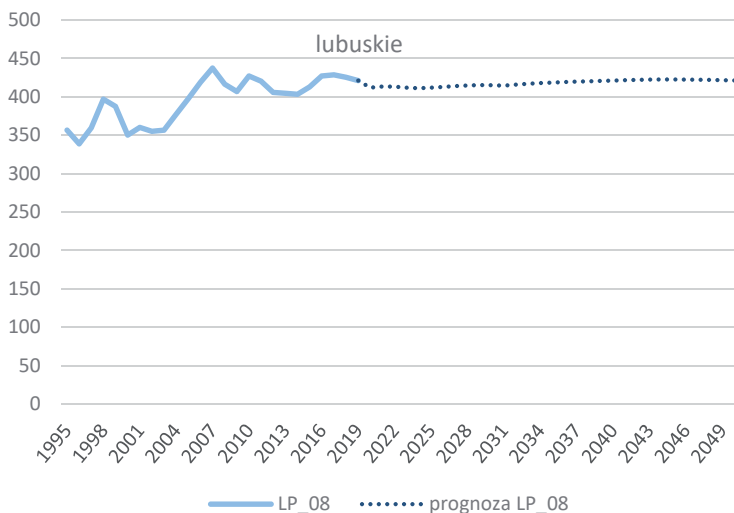
Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Tabela 4.8. Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie lubuskim w latach 2019–2050

2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
421	412	413	413	412	411	412	413	414	415	415	415	414	416	417	418
2035	2036	2037	2038	2039	2040	2041	2042	2043	2044	2045	2046	2047	2048	2049	2050
419	419	420	420	421	421	422	422	422	423	423	422	422	422	422	421

Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Tabela 4.8 przedstawia prognozy liczby pracujących (w tys. osób) w województwie lubuskim w latach 2019–2050. Trend dynamicznego wzrostu zatrudnienia w latach 1995–2018 w tym regionie nie znajduje odzwierciedlenia w okresie prognozy. Po prognozowanym, wyraźnym spadku w 2020 r. nie przewiduje się dalszego zmniejszania się liczby pracujących przez kolejne trzy lata, która utrzyma się na poziomie około 412 tys. zatrudnionych. Począwszy od 2024 r., można się spodziewać stabilnego, lecz łagodnego wzrostu zatrudnienia na poziomie około 300 osób rocznie. Maksymalny poziom liczby pracujących to 423 tys. osób i nie zbliża się nawet do wartości z 2018 r. Na rysunku 4.7 zaprezentowano wykres kształtowania się zatrudnienia w województwie lubuskim w latach 1995–2018 wraz z jego prognozą do 2050 r.



Rysunek 4.7. Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie lubuskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.

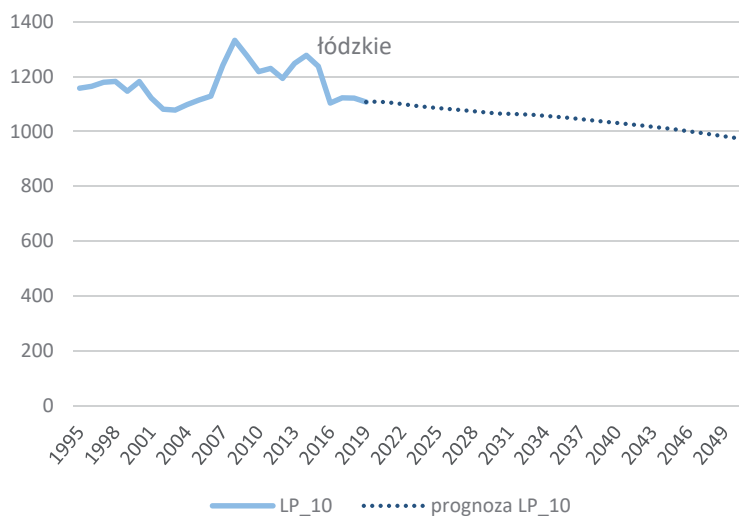
Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Tabela 4.9. Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie łódzkim w latach 2019–2050

2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
1107	1109	1105	1100	1094	1089	1085	1081	1077	1073	1069	1065	1064	1062	1060	1057
2035	2036	2037	2038	2039	2040	2041	2042	2043	2044	2045	2046	2047	2048	2049	2050
1053	1049	1045	1040	1035	1031	1026	1022	1017	1012	1007	1000	995	988	982	976

Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Prognozy liczby pracujących w tysiącach osób w województwie łódzkim w latach 2019–2050 zaprezentowano w tabeli 4.9. W danych historycznych opisujących zatrudnienie w tym regionie nie obserwuje się zdecydowanych tendencji, a raczej zdynamizowaną oscylację wokół średniej równej 1176 tys. osób. W horyzoncie prognozy oczekiwany jest prawie liniowy spadek zatrudnienia, średnio w tempie przeszło 4 tys. osób rocznie. Zwiększenie dynamiki tempa spadku zatrudnienia można przewidywać w ostatnich pięciu latach prognozy, kiedy to pracujących będzie ubywało po około 6 tys. osób rocznie. Rysunek 4.8 ilustruje kształtowanie się liczby pracujących w województwie łódzkim w latach 1995–2018 wraz z jej prognozą na lata 2019–2050.



Rysunek 4.8. Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie łódzkim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.

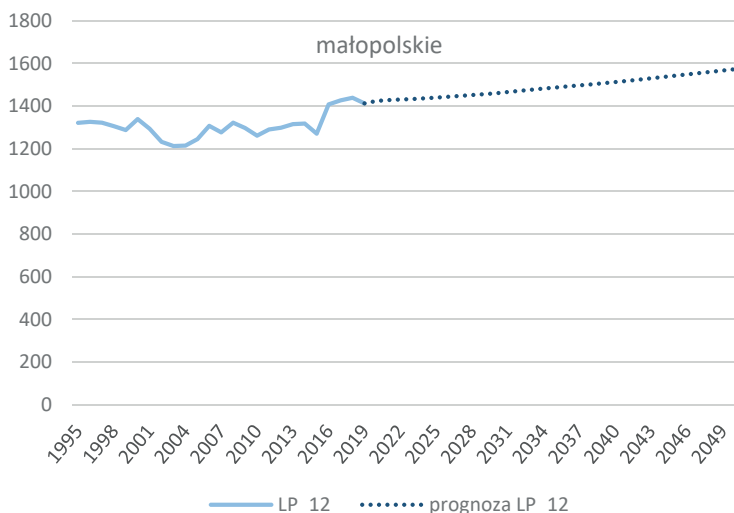
Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Tabela 4.10. Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie małopolskim w latach 2019–2050

2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
1412	1423	1427	1430	1432	1435	1439	1443	1447	1451	1455	1459	1465	1471	1476	1481
2035	2036	2037	2038	2039	2040	2041	2042	2043	2044	2045	2046	2047	2048	2049	2050
1486	1491	1496	1501	1506	1512	1517	1523	1529	1535	1541	1547	1554	1560	1566	1572

Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Z tabeli 4.10 można odczytać szacunki liczby pracujących w województwie małopolskim do 2050 r. Zatrudnienie w tym regionie w latach 1995–2018 pozostawało na dość stabilnym poziomie, ze średnią około milion trzysta osób. W roku 2019 przewiduje się znaczny spadek liczby pracujących, bo aż o 26 tys. osób w porównaniu do roku poprzedniego. W kolejnym roku szacuje się, że zatrudnienie wzrośnie niemal o prawie 12 tys. osób, do poziomu 1423 tys. osób – poziomu porównywalnego z rokiem 2017. Po kolejnym wzroście, jaki nastąpi w 2021 r., można się spodziewać łagodnych wzrostów zatrudnienia na poziomie około 3 tys. rocznie. Następne lata to okres dynamicznej poprawy sytuacji na rynku pracy, ponieważ zatrudnienie powinno się zwiększać w tempie około 5 tys. osób rok do roku. Przewiduje się, że w roku 2050 liczba pracujących w województwie małopolskim wyniesie prawie milion sześćset osób. Kształtowanie się liczby pracujących w województwie małopolskim w latach 1995–2018 oraz jej prognozę do 2050 r. ilustruje rysunek 4.9.



Rysunek 4.9. Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie małopolskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.

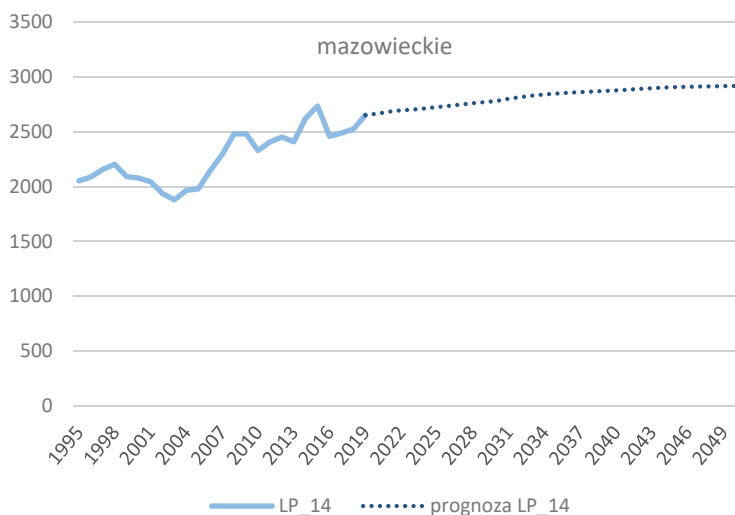
Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Tabela 4.11. Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie mazowieckim w latach 2019–2050

2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
2650	2664	2682	2694	2701	2711	2722	2734	2747	2759	2769	2779	2799	2814	2828	2838
2035	2036	2037	2038	2039	2040	2041	2042	2043	2044	2045	2046	2047	2048	2049	2050
2846	2854	2860	2864	2870	2875	2881	2889	2895	2901	2905	2907	2911	2912	2914	2916

Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Prognozy liczby pracujących (w tys. osób) w województwie mazowieckim w latach 2019–2050 prezentuje tabela 4.11. Tendencja wzrostu mazowieckiego rynku pracy w prognozowanym okresie zostanie zachowana, jednak tempo zwiększania się liczby pracujących będzie znacznie wolniejsze. Do 2039 r. przewiduje się bardziej dynamiczny wzrost zatrudnienia niż w latach następnych. Szacuje się, że w okresie 2019–2039 z każdym rokiem będzie przybywało średnio przeszło 12 tys. osób. W kolejnych ośmiu latach ten wzrost okaże się już łagodniejszy, a zatrudnienie zwiększy się o około 7 tys. osób rocznie. Szacunki liczby pracujących na ostatnie trzy lata okresu prognoz wskazują, że krzywa wzrostu zatrudnienia w Mazowieckiem będzie docelowo się wypląszczać, a zmiany rok do roku nie przekroczą 5%. W 2050 r. liczba pracujących osiągnie poziom bliski 3 mln osób, czyli zdecydowanie najwyższy w historii województwa (por. rysunek 4.10).



Rysunek 4.10. Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie mazowieckim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.

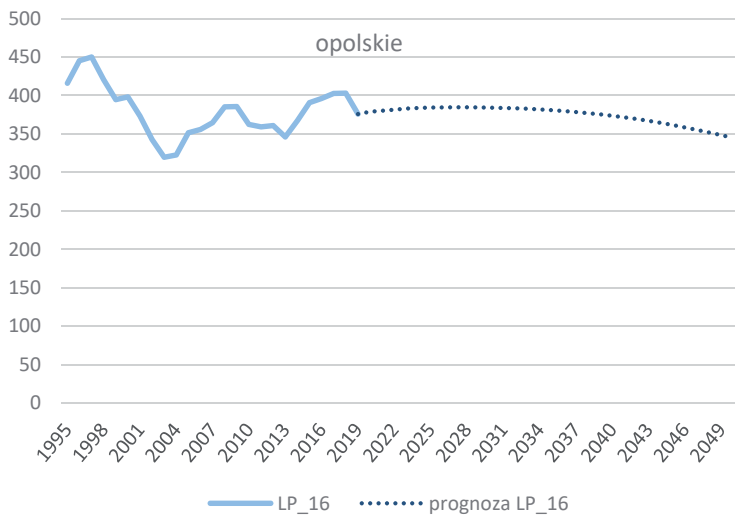
Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Tabela 4.12. Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie opolskim w latach 2019–2050

2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
376	379	380	382	383	384	384	385	385	385	385	384	384	383	383	382
2035	2036	2037	2038	2039	2040	2041	2042	2043	2044	2045	2046	2047	2048	2049	2050
381	380	379	377	375	374	372	369	367	364	362	359	355	352	348	345

Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Tabela 4.12 przedstawia prognozy zatrudnienia w województwie opolskim od 2019 do 2050 r. Począwszy od 1998 r., zmniejsza się liczba pracujących w regionie z niewielkimi odbiciami. Po wstępnym spadku z 400 tys. do 380 tys. zatrudnionych w pierwszym roku prognozy można zaobserwować, że w horyzoncie prognozy zatrudnienie opisuje łagodny trend paraboliczny. Początkowo widoczny jest średni roczny wzrost liczby pracujących o tysiąc osób, a następnie coraz szybszy spadek aż do 3,5 tys. osób w ostatnim roku prognozy. W tym roku liczba pracujących wynosząca 345 tys. osób będzie porównywalna z tą z 2002 czy 2013 r. Kształtowanie się zatrudnienia w województwie opolskim w okresie historycznym 1995–2018 oraz prognozowanym 2019–2050 ukazano na rysunku 4.11.



Rysunek 4.11. Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie opolskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.

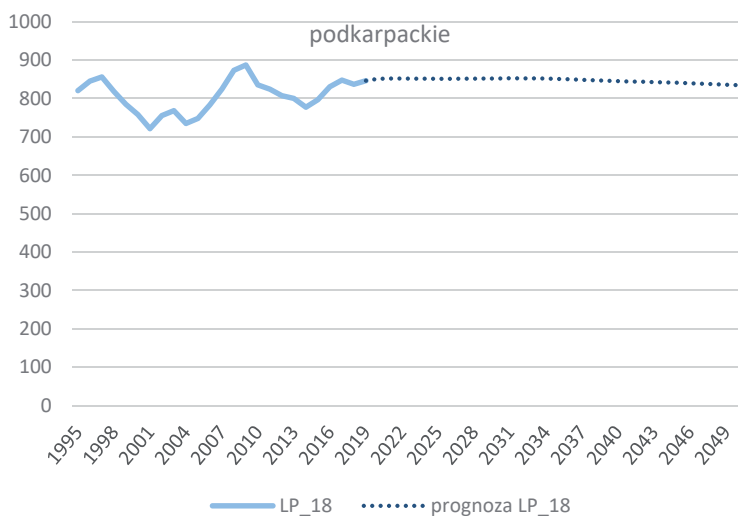
Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Tabela 4.13. Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie podkarpackim w latach 2019–2050

2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
846	851	852	852	852	852	851	851	851	852	852	852	853	853	852	852
2035	2036	2037	2038	2039	2040	2041	2042	2043	2044	2045	2046	2047	2048	2049	2050
851	850	849	847	846	845	844	843	843	842	841	840	839	837	836	835

Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Prognozy liczby pracujących w tysiącach osób w województwie podkarpackim w latach 2019–2050 przedstawiono w tabeli 4.13. W tym regionie w okresie historycznym liczba pracujących oscyluje wokół 800 tys. osób, bez wyraźnych tendencji spadkowych czy wzrostowych. W okresie prognozy zatrudnienie utrzymuje się mniej więcej na stałym poziomie około 850 tys. osób. Rysunek 4.12 ilustruje kształtowanie się zatrudnienia w województwie podkarpackim, począwszy od 1995 do 2018 r. Dodatkowo zaprezentowano na nim prognozę liczby pracujących na lata 2019–2050.



Rysunek 4.12. Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie podkarpackim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.

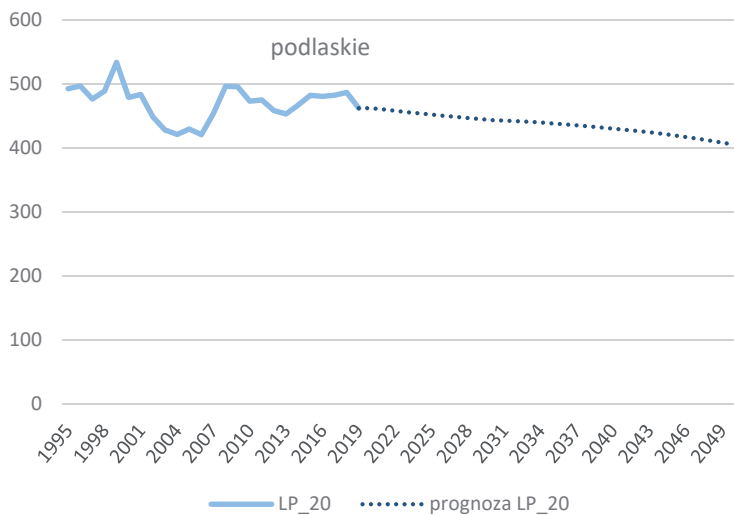
Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Tabela 4.14. Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie podlaskim w latach 2019–2050

2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
462	462	460	458	456	454	452	450	449	447	445	444	443	442	441	440
2035	2036	2037	2038	2039	2040	2041	2042	2043	2044	2045	2046	2047	2048	2049	2050
438	437	436	434	432	430	428	427	425	422	420	417	415	412	409	405

Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Z tabeli 4.14 można odczytać szacunki liczby pracujących dla województwa podlaskiego od 2019 do 2050 r. W województwie podlaskim w latach 1995–2018 nie uwidoczniły się wyraźne tendencje zmian liczby pracujących, a średni poziom zatrudnienia wahał się wokół 470 tys. Z kolei w okresie prognozy po początkowym spadku liczby pracujących w latach 2018–2019 o 25 tys. i dwuletnim okresie stabilizacji rysuje się wyraźny, liniowy trend spadkowy ze średnim rocznym ubytkiem pracujących na poziomie blisko 1800 osób. Najniższa prognozowana wartość przypada na rok 2050 i wynosi 405 tys. osób. Jest ona niższa od najniższej historycznej wartości zanotowanej w 2006 r. o ponad 15 tys. osób. Rysunek 4.13 ilustruje kształtowanie się liczby pracujących w województwie podlaskim w latach 1995–2018 wraz z jej prognozą na lata 2019–2050.



Rysunek 4.13. Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie podlaskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.

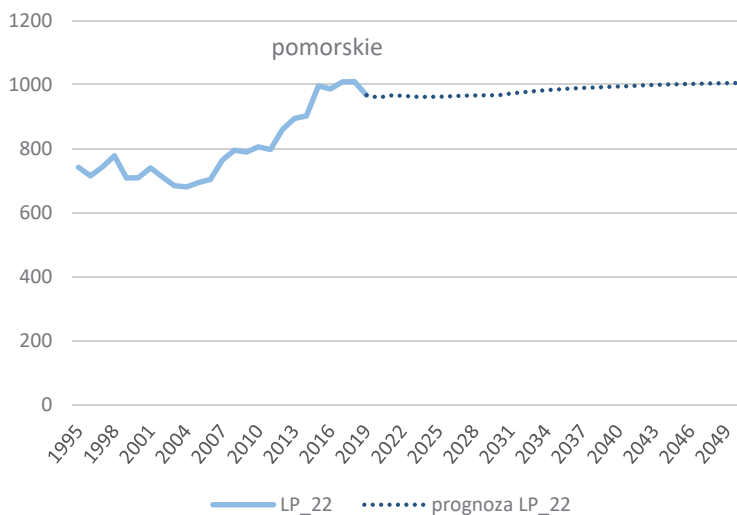
Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Tabela 4.15. Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie pomorskim w latach 2019–2050

2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
967	959	966	965	962	962	962	963	965	966	967	967	972	976	979	983
2035	2036	2037	2038	2039	2040	2041	2042	2043	2044	2045	2046	2047	2048	2049	2050
985	987	989	991	992	994	995	997	999	1000	1001	1002	1003	1004	1004	1005

Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Oczekiwane wartości liczby pracujących w tysiącach osób w województwie pomorskim w latach 2019–2050 przedstawiono w tabeli 4.15. W okresie historycznym można było zaobserwować w tym regionie wzrost liczby pracujących z poziomu 741 tys. zatrudnionych do przeszło miliona w 2018 r. W 2019 przewiduje się spadek do poziomu 960 tys. osób, który utrzyma się przez kolejne lata aż do 2030 r. Do 2036 r. liczba pracujących będzie dalej dynamicznie rosła, średnio o około 3,5 tys. osób rocznie. W kolejnych latach, mimo utrzymującego się trendu wzrostowego, tempo zwiększania się zatrudnienia zwolni, ponieważ pracujących będzie przybywało 1,5 tys. rocznie. Najwolniejszy wzrost zatrudnienia oczekiwany jest w ostatnich latach prognozy ze średnim przyrostem o 750 osób rocznie. Przewidywana liczba pracujących w 2050 r. jest o 4 tys. niższa niż maksymalna wartość historyczna odnotowana w 2018 r. (por. rysunek 4.14).



Rysunek 4.14. Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie pomorskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.

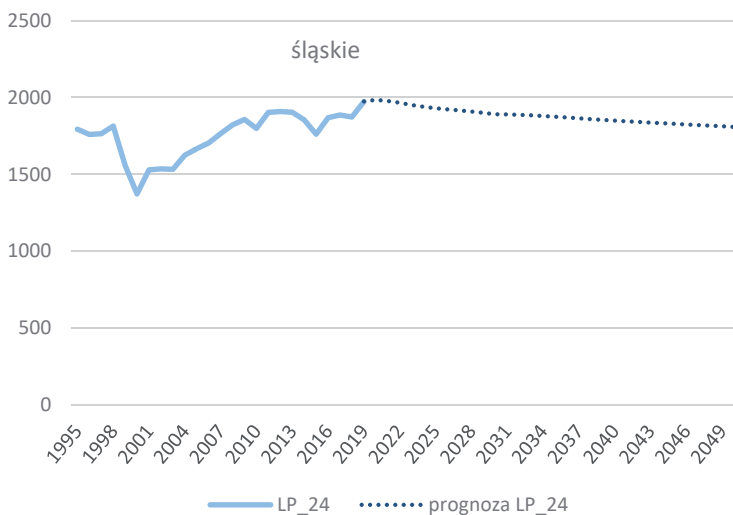
Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Tabela 4.16. Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie śląskim w latach 2019–2050

2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
1974	1984	1977	1966	1950	1940	1930	1922	1915	1908	1900	1891	1890	1887	1884	1879
2035	2036	2037	2038	2039	2040	2041	2042	2043	2044	2045	2046	2047	2048	2049	2050
1875	1870	1865	1859	1854	1849	1844	1841	1836	1833	1829	1824	1820	1816	1812	1809

Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

W tabeli 4.16 przedstawiono prognozy zatrudnienia w województwie śląskim od 2019 do 2050 r. Począwszy od 2000 do 2018 r., obserwuje się tam wzrost liczby pracujących średnio o 36%. Ta tendencja nie utrzymuje się jednak w prognozowanym okresie. W pierwszych dwóch latach prognozy przewiduje się znaczące wzrosty liczby pracujących aż do 6% w 2020 r. W kolejnych latach, aż do 2030 r., można z kolei spodziewać się gwałtownych spadków zatrudnienia średnio o około 10 tys. osób rocznie. Trend ten utrzyma się aż do końca okresu prognozy, choć począwszy od 2031 r., powinien być już łagodniejszy, ze stratą liczby pracujących na poziomie około 4 tys. osób rocznie. Mimo wyraźnego trendu spadkowego zatrudnienia w województwie śląskim zmiana liczby pracujących w 2050 r. w stosunku do 2018 nie powinna przekroczyć 3,5%. Na rysunku 4.15 zaprezentowano wykres kształtowania się liczby pracujących w województwie śląskim w okresie historycznym (1995–2018) oraz prognozę do 2050 r.



Rysunek 4.15. Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie śląskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.

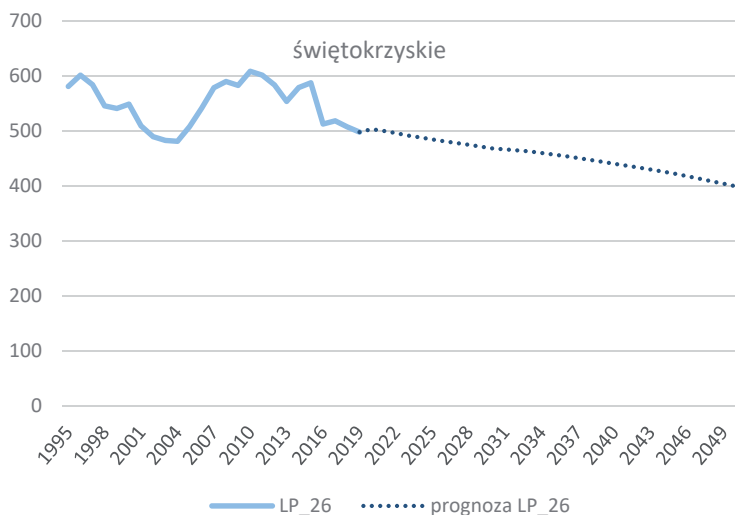
Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Tabela 4.17. Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie świętokrzyskim w latach 2019–2050

2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
498	504	500	496	492	488	485	481	478	475	472	468	467	465	463	460
2035	2036	2037	2038	2039	2040	2041	2042	2043	2044	2045	2046	2047	2048	2049	2050
457	454	451	447	444	441	437	434	430	426	422	418	414	409	404	400

Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Szacunkowe wartości liczby pracujących w tysiącach osób w województwie świętokrzyskim dla lat 2019–2050 zaprezentowano w tabeli 4.17. Zatrudnienie w tym regionie w okresie historycznym wahało się wokół średniej, tj. 0,5 mln osób, choć w ostatnich latach obserwowano dość gwałtowne spadki liczby pracujących. Szacuje się, że ta tendencja zostanie utrzymana również w prognozowanym okresie. Po początkowym dwuprocentowym spadku w 2019 r. przewiduje się wzrost w 2020 r. o 5 tys. osób. W późniejszym okresie oczekuje się, że zatrudnienie będzie systematycznie spadać w tempie około 3,5 tys. pracujących rocznie. Można się spodziewać, że do roku 2050 liczba pracujących zmniejszy się w stosunku do 2018 r. aż o przeszło 20% (o niespełna 400 tys. osób), czyli do wartości nigdy wcześniej nieodnotowanej w województwie świętokrzyskim (por. rysunek 4.16).



Rysunek 4.16. Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie świętokrzyskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.

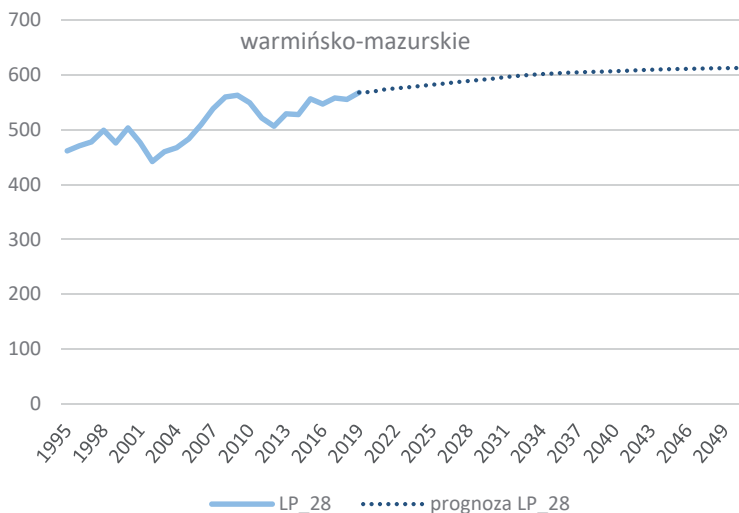
Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Tabela 4.18. Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie warmińsko-mazurskim w latach 2019–2050

2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
568	569	573	575	577	580	582	584	586	589	591	593	596	598	600	601
2035	2036	2037	2038	2039	2040	2041	2042	2043	2044	2045	2046	2047	2048	2049	2050
602	604	604	605	606	607	607	608	609	610	611	611	611	612	612	612

Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Z tabeli 4.18 można odczytać szacunkowe liczby pracujących dla województwa warmińsko-mazurskiego od 2019 do 2050 r. Przewiduje się, że obserwowany w okresie historycznym rosnący trend liczby pracujących w warmińsko-mazurskim powinien utrzymać się również w horyzoncie prognozy. W 2050 r. zatrudnienie może być aż o 10% wyższe niż w 2018 r. W pierwszych czterech latach prognozy szacuje się, że rynek pracy będzie się rozrastał w tempie 2,5 tys. osób rocznie. W kolejnych latach, aż do 2036 r., wzrost ten będzie mniej dynamiczny, bo na poziomie 2 tys. osób rocznie. Przez ostatnie 13 lat okresu prognozy szacuje się, że liczba pracujących będzie systematycznie, choć łagodnie rosła, średnio z każdym rokiem o 630 osób. Rysunek 4.17 przedstawia wykres liczby pracujących w województwie warmińsko-mazurskim w okresie historycznym 1995–2018 oraz jej prognozę do 2050 r.



Rysunek 4.17. Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie warmińsko-mazurskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.

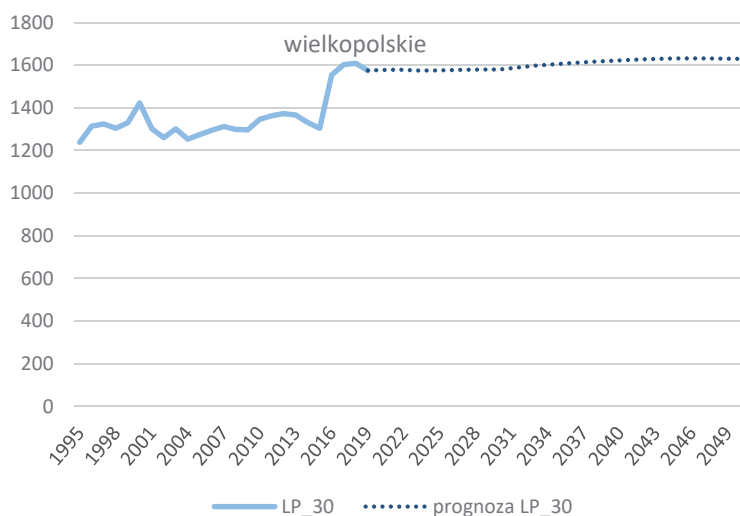
Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Tabela 4.19. Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie wielkopolskim w latach 2019–2050

2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
1575	1577	1578	1578	1575	1575	1576	1577	1578	1579	1579	1579	1585	1592	1597	1602
2035	2036	2037	2038	2039	2040	2041	2042	2043	2044	2045	2046	2047	2048	2049	2050
1606	1610	1613	1616	1619	1622	1624	1627	1629	1630	1631	1631	1631	1631	1630	1629

Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Oszacowania wartości liczby pracujących w województwie wielkopolskim dla lat 2019–2050 przedstawiono w tabeli 4.19. W tym regionie od 1995 do 2018 r. notuje się systematyczny wzrost zatrudnienia. Przewiduje się, że ten trend utrzyma się również w okresie prognozy. W pierwszym roku przewiduje się spadek zatrudnienia o 2%. Lata 2020 i 2021 to okres powiększania się rynku pracy o około 1700 osób rocznie. Po okresie stabilizacji szacuje się, że w latach 2031–2044 nastąpi czas najbardziej dynamicznego rozrostu rynku pracy w tempie przeszło 3,6 tys. osób rocznie. W ostatnich latach prognozy oczekuje się, że rynek pracy w województwie będzie się kurczył z każdym rokiem o 660 osób, choć w ostatnim roku prognozy liczba pracujących będzie wyższa niż w 2018 r. Kształtowanie się zatrudnienia w województwie wielkopolskim w okresie historycznym 1995–2018 oraz prognozowanym 2019–2050 przedstawiono na rysunku 4.18.



Rysunek 4.18. Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie wielkopolskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.

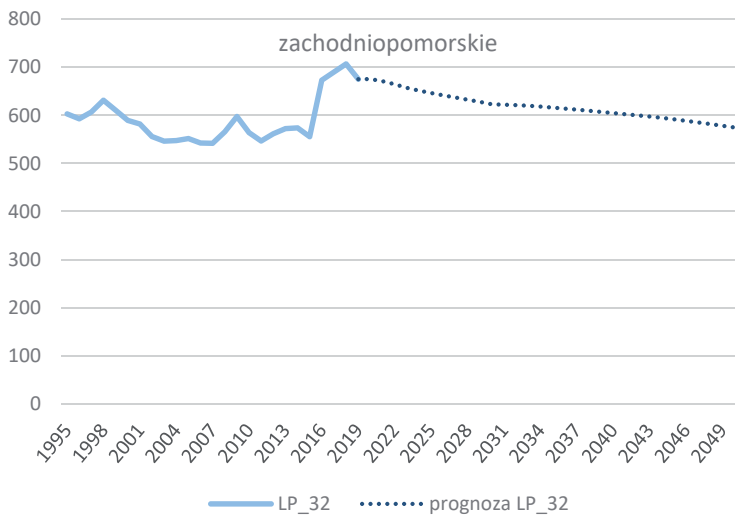
Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Tabela 4.20. Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie zachodniopomorskim w latach 2019–2050

2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034
675	675	671	665	657	651	646	641	637	633	628	623	622	621	620	618
2035	2036	2037	2038	2039	2040	2041	2042	2043	2044	2045	2046	2047	2048	2049	2050
616	614	612	609	607	605	602	600	597	595	592	588	585	582	578	575

Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Tabela 4.20 prezentuje prognozy zatrudnienia w województwie zachodniopomorskim w latach 2019–2050. Poza znaczącym wzrostem w roku 2016 z poziomu 555 tys. do 672 tys. osób na tym obszarze nie obserwowano wyraźnych tendencji. W horyzoncie 2050 przewiduje się systematyczny spadek liczby pracujących w tempie około 3 tys. rocznie, z wyłączeniem roku 2020, w którym przewiduje się nieznaczny wzrost zatrudnienia. Najmniejsze spadki liczby pracujących prognozuje się w latach 2031–2036, kiedy to z każdym rokiem rynek pracy będzie notował ubytek rzędu 1,5 tys. osób. Z kolei ostatnie trzy lata okresu prognozy to już roczne straty liczby pracujących na poziomie 3,3 tys. osób. Rysunek 4.19 przedstawia wykres liczby pracujących w województwie zachodniopomorskim od 1995 do 2018 r., jak również prognozy zatrudnienia do 2050 r.



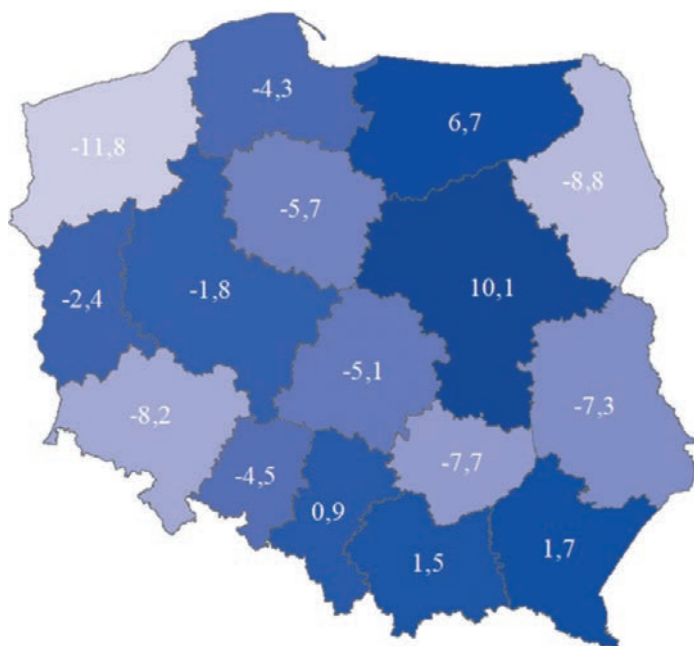
Rysunek 4.19. Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie zachodniopomorskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.

Źródło: opracowanie własne w programie Excel.

Rysunek 4.20 przedstawia przestrzenny rozkład względnych zmian liczby pracujących w roku 2030 w stosunku do ostatnich danych historycznych o zatrudnieniu. Średnio w Polsce w roku 2030 w stosunku do 2018 przewidywany jest spadek liczby pracujących o niespełna 3%. Największy względny wzrost zatrudnienia w tym okresie przewiduje się w mazowieckim (10,1%). Najmniejszym zwiększeniem liczby pracujących w tym okresie będzie charakteryzowało się województwo śląskie (0,9%), a największy spadek zatrudnienia prognozowany jest w województwie zachodniopomorskim (–11,8%). Niespełna dwuprocentowym, najmniejszym spadkiem, będzie cechowało się województwo wielkopolskie.

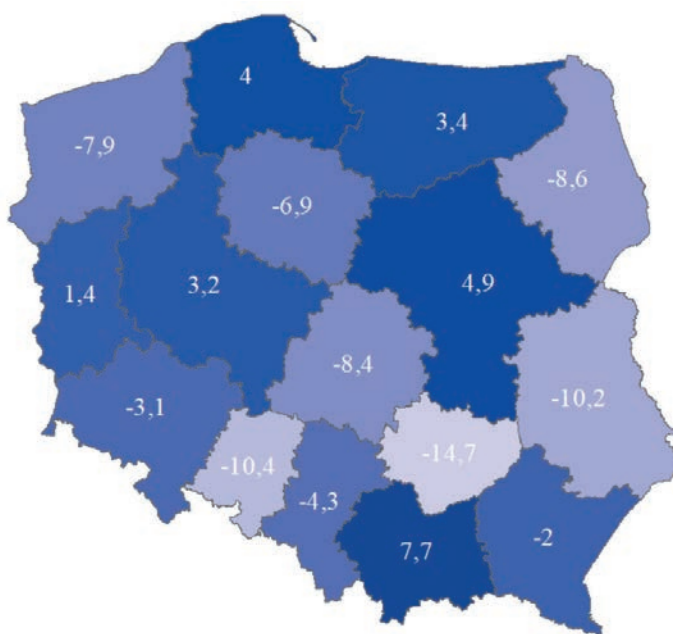
Zupełnie odmienna sytuacja przewidywana jest dla przedziału 2030–2050 (por. rysunek 4.21). Najwyższy wzrost zatrudnienia prognozowany jest dla województwa małopolskiego (7,8%). Najniższe, półtoraprocentowe zwiększenie liczby pracujących przewidywane jest w lubuskim. W świętokrzyskim oczekuje się z kolei najwyższego spadku zatrudnienia na poziomie niespełna 15%. Najmniejszego ograniczenia zatrudnienia można się spodziewać w województwie dolnośląskim. W tym okresie liczba zatrudnionych w Polsce średnio spadnie o 3,2%.

Rysunek 4.22 prezentuje przestrzenny rozkład względnych zmian zatrudnienia w całym horyzoncie prognozy. Analizując względne zmiany liczby pracujących w okresie od 2018 do 2050, możemy zauważyć, że największy, przeszło dwudziestoprocentowy spadek liczby pracujących prognozowany jest w województwie świętokrzyskim, a najmniejszy w podkarpackim (0,4%). Największy wzrost zatrudnienia przewiduje się w województwie mazowieckim (16%), najmniejszy zaś w wielkopolskim (1,3%).



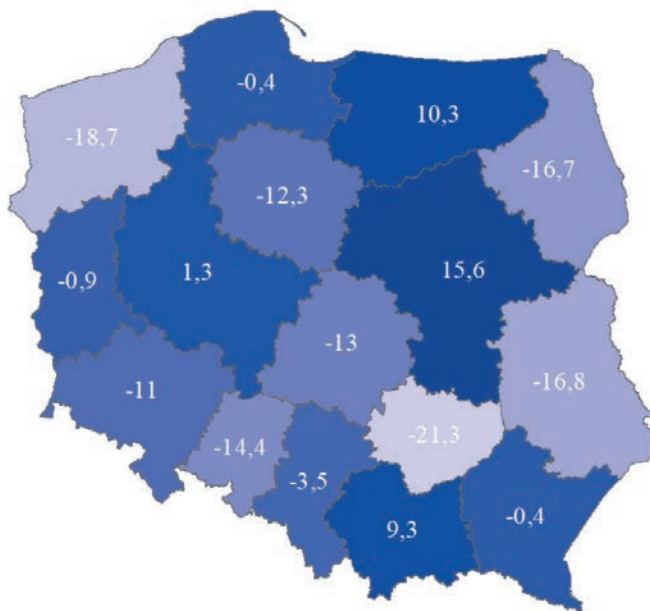
Rysunek 4.20. Względne zmiany liczby pracujących 2018–2030 (%)

Źródło: opracowanie własne w programie ArcMap.



Rysunek 4.21. Względne zmiany liczby pracujących 2030–2050 (%)

Źródło: opracowanie własne w programie ArcMap.



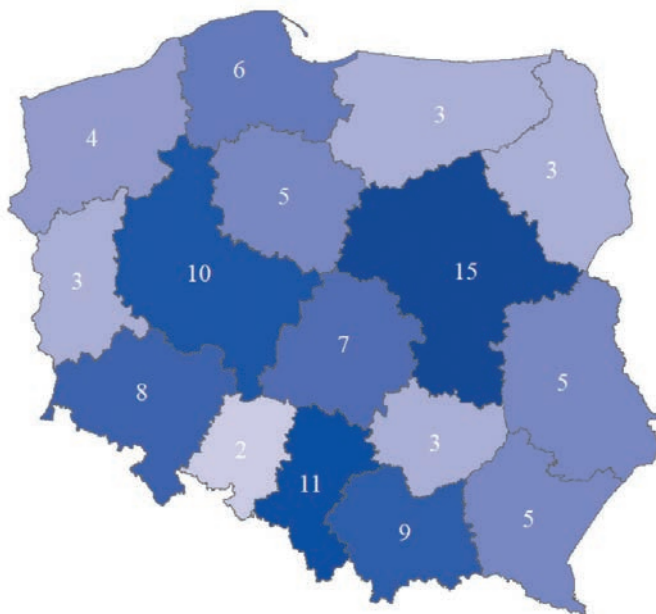
Rysunek 4.22. Względne zmiany liczby pracujących 2018–2050 (%)

Źródło: opracowanie własne w programie ArcMap.

Na rysunku 4.23 zilustrowano przestrzenny rozkład procentowych udziałów zatrudnionych w roku 2018 w liczbie pracujących ogółem w Polsce. Największy udział pracujących w Polsce miało województwo mazowieckie (15%), o 4 pp. mniejszy – województwo śląskie (11%) i podobny – województwo wielkopolskie (10%). Najmniejszy, dwuprocentowy udział pracujących zaobserwowano w województwie opolskim, a na poziomie 3% w lubuskim, warmińsko-mazurskim, podlaskim i świętokrzyskim.

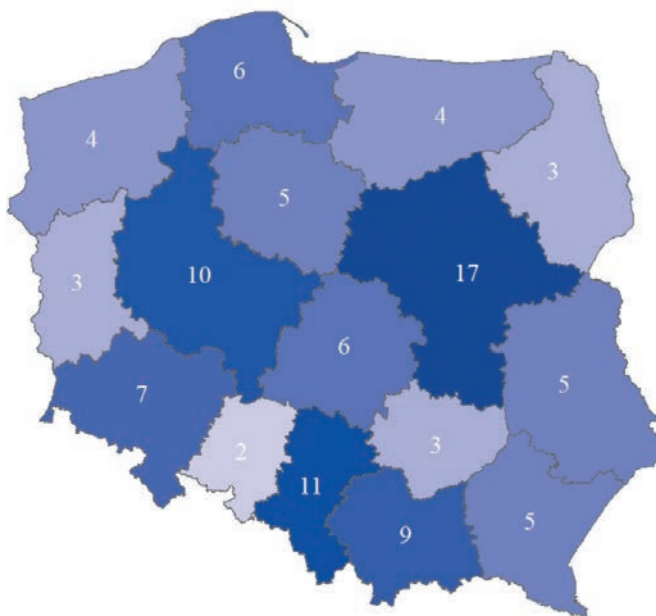
Według przygotowanych prognoz sytuacja w roku 2030 będzie różniła się od tej z 2018. Na rysunku 4.24 przedstawiono mapę ilustrującą procentowe udziały prognozowanego zatrudnienia w poszczególnych województwach w ogólnej liczbie pracujących w Polsce dla roku 2030. Przewiduje się, że udział pracujących w Polsce w przypadku województwa mazowieckiego wzrośnie o 2 pp. do 17%. Wzrost udziału prognozowany jest również w przypadku województwa warmińsko-mazurskiego z 3 do 4%. Szacuje się, że dwa województwa odnotują spadek udziału zatrudnionych w ogólnej liczbie pracowników w Polsce. Jest to województwo dolnośląskie ze spadkiem z 8 na 7% oraz łódzkie notujące zmniejszenie udziału z 7 na 6%. Na pozostałych obszarach nie przewiduje się znacznych zmian.

Więcej zmian przewiduje się w kolejnych latach prognozy i choć zajdą one w aż sześciu województwach, nie przekroczą 1 pp. Spadek udziału zatrudnienia prognozuje się w województwie świętokrzyskim – z 3 na 2%, zachodnio-pomorskim – z 4 na 3%, podlaskim – z 3 na 2% oraz lubelskim – z 5 na 4%. Zwiększenie



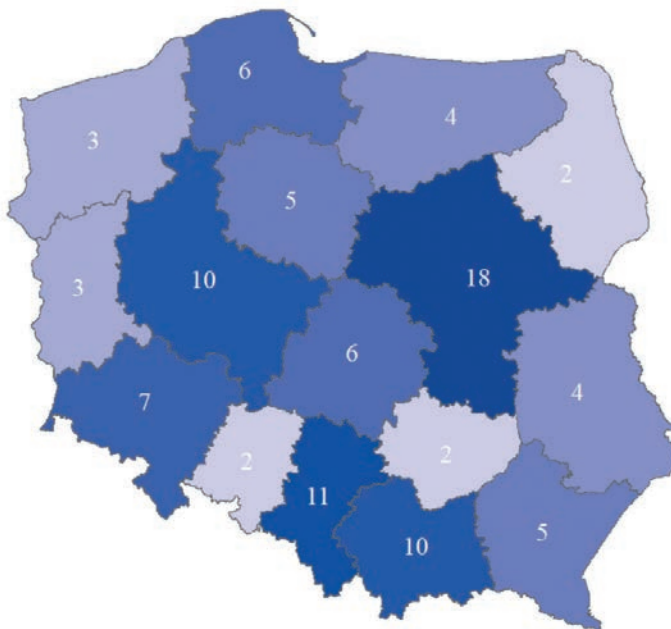
Rysunek 4.23. Procentowe udziały liczby pracujących w roku 2018 w ogólnej liczbie pracujących w Polsce (%)

Źródło: opracowanie własne w programie ArcMap.



Rysunek 4.24. Procentowe udziały liczby pracujących w roku 2030 w ogólnej liczbie pracujących w Polsce (%)

Źródło: opracowanie własne w programie ArcMap.

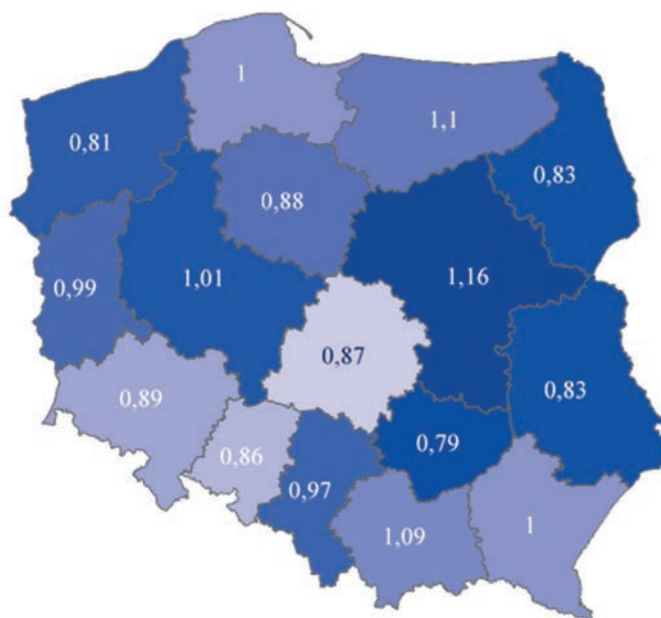


Rysunek 4.25. Procentowe udziały liczby pracujących w roku 2050 w ogólnej liczbie pracujących w Polsce (%)

Źródło: opracowanie własne w programie ArcMap.

partycypacji zatrudnienia w ogólnej liczbie pracujących przewiduje się jedynie w województwie mazowieckim oraz małopolskim, w których w pierwszym wzrośnie on do 18%, a w drugim do 10%. Rysunek 4.25 przedstawia szczegóły dotyczące rozkładu procentowych wskaźników zatrudnienia w poszczególnych województwach w roku 2050 względem pracujących ogółem w Polsce.

Na rysunku 4.26 ukazano przestrzenny rozkład wskaźnika zmiany udziałów zatrudnienia, będącego indykatorem długookresowej dynamiki udziałów liczby pracujących w województwach w roku 2050 w stosunku do 2018 w ogólnym zatrudnieniu w Polsce. Największa dodatnia wartość wskaźnika oczekiwana jest w województwie mazowieckim. Oznacza to, że przewidywana wartość liczby pracujących w tym województwie w 2050 będzie wynosiła aż 116% wartości udziału z roku 2018. W warmińsko-mazurskim i małopolskim w ostatnim roku prognozy można oczekiwać jednoprocenowych wzrostów udziału zatrudnienia w rynku krajowym w stosunku do udziału z 2018 r. (wartość wskaźnika na poziomie odpowiednio 1,1 i 1,09).



Rysunek 4.26. Wskaźniki długookresowej dynamiki udziałów zatrudnienia w województwach 2018–2050 w ogólnej liczbie pracujących w Polsce

Źródło: opracowanie własne w programie ArcMap.

Zmniejszenie udziału zatrudnienia w horyzoncie prognozy w ogólnopolskim rynku pracy przewiduje się w aż dziesięciu województwach. W długim okresie wartość liczby pracujących w województwie świętokrzyskim będzie wynosiła tylko 79% wartości udziału w roku 2018. Niewiele lepszej sytuacji można oczekiwać w zachodniopomorskim, gdzie prognozuje się dziewiętnastoprocentowy spadek udziału, ponieważ wartość wskaźnika wynosi 0,81. Podobnego zmniejszenia partycypacji w polskim rynku pracy przewiduje się w województwie lubelskim i podlaskim ze spadkiem na poziomie 17%, a dalej w województwie opolskim (14%), łódzkim (13%), kujawsko-pomorskim (12%), dolnośląskim (11%). Zerowe wskaźniki długookresowej dynamiki udziałów zatrudnienia prognozowane są dla województw pomorskiego i podkarpackiego.

Zakończenie

Monografia stanowi próbę wszechstronnego omówienia sytuacji na wojewódzkich rynkach pracy w Polsce w latach 1995–2018. Szczególną uwagę poświęcono analizie i modelowaniu liczby pracujących, która jest podstawową charakterystyką rynku pracy. Podjęto również próbę wskazania możliwych trajektorii kształtowania się liczby pracujących w województwach do roku 2050. Autorki zdają sobie sprawę, że na wiarygodności prognoz w tak długim horyzoncie, oprócz błędów predykcji, mogą niekorzystnie zaważyć niedające się przewidzieć czynniki losowe lub szoki gospodarcze. Wynikająca z nich zmiana przyszłych wartości zmiennych objaśniających może zaburzyć przewidywaną trajektorię zmian liczby pracujących. Inną funkcją, jaką mogą spełnić prezentowane w książce scenariusze kształtowania się wojewódzkich wartości zatrudnienia, może być pobudzenie decydentów regionalnych i krajowych do przygotowania i podjęcia działań sprzyjających bądź zapobiegających realizacji tych scenariuszy.

Podstawowymi czynnikami warunkującymi liczbę pracujących są sytuacja gospodarcza kraju i regionu oraz sytuacja demograficzna. Zgodnie z prognozami Głównego Urzędu Statystycznego liczba ludności w Polsce ogółem będzie systematycznie spadała i w roku 2050 wyniesie o ponad 11% mniej niż w roku 2018. Przewidywane jest przy tym zmniejszenie się ludności w wieku 15–64 lata o niemal 30% i wzrost ludności w wieku powyżej 65. roku życia o około 40% w stosunku do roku 2018. Tak znaczny wzrost populacji osób starszych może niekorzystnie odbić się na gospodarce poprzez zwiększenie obciążenia systemu emerytalnego i służby zdrowia, a także ograniczyć podaż pracy. Szansy na zmniejszenie tych problemów da się upatrywać w aktywności zawodowej części osób w wieku poprodukcyjnym. Trend taki zaznacza się coraz wyraźniej i można przypuszczać, że utrzyma się on w okresie prognozy, dlatego za miernik sytuacji demograficznej w modelach liczby pracujących według województw przyjęto regionalną liczbę ludności powyżej 15. roku życia, a nie liczbę osób w wieku produkcyjnym.

Najczęściej stosowanym miernikiem wzrostu gospodarczego kraju i regionu jest produkt krajowy brutto. Nie odzwierciedla on jednak w pełni stanu gospodarki oraz niektórych ważnych aspektów jakości życia ludności danego kraju. PKB jest miarą aktywności gospodarczej, a nie ekonomicznego i społecznego dobrobytu. Jak każdy wskaźnik syntetyczny, również ten dostarcza jedynie ograniczonych informacji o kondycji gospodarki i jakości życia mieszkańców. Jednakże, co

istotne, w kontekście analiz rynków pracy informuje on o tempie rozwoju danej gospodarki, które bezpośrednio przekłada się na sytuację na rynku pracy. Zgodnie z teorią keynesowską wzrost PKB jest jednym z elementów decydujących o wzroście popytu na pracę.

Wśród gospodarczych determinant popytu na pracę w regionach, oprócz PKB, należy wskazać wielkość inwestycji, nakładów na środki trwałe oraz na wynagrodzenia realne. Inwestycje w kapitał realizowane przez przedsiębiorstwa kształtują poziom oraz strukturę zatrudnienia w gospodarce. Od rodzaju i wolumenu inwestycji zależy zarówno liczba tworzonych miejsc pracy, jak i ich jakość, której jednym z wymiernych przejawów jest wysokość wynagrodzeń. Płace zaliczane są zarówno do czynników decydujących o podaży pracy, jak i o popycie na nią. Według podejścia neoklasycznego popyt na pracę jest malejącą funkcją realnego wynagrodzenia, ale z drugiej strony wzrost płac realnych może prowadzić do wzrostu liczby osób chcących pracować, a więc do wzrostu podaży pracy. Nie bez wpływu na finalną liczbę pracujących pozostaje poziom płacy minimalnej. W Polsce od 1 stycznia 2003 r. obowiązuje Ustawa o minimalnym wynagrodzeniu, która określa tryb ustalania jego poziomu. Jest on negocjowany przez Komisję Trójstronną, w skład której wchodzi przedstawiciele rządu, organizacji związkowych i organizacji pracodawców. Wpływ płacy minimalnej na liczbę pracujących może się realizować albo bezpośrednio, albo za pośrednictwem współczynnika Kaitza, czyli stosunku płacy minimalnej do przeciętnej.

Współczesna gospodarka charakteryzuje się występowaniem wzajemnych powiązań pomiędzy rynkami różnych krajów i regionów. Uwzględnienie tych współzależności okazuje się szczególnie istotne w analizach gospodarek regionalnych, będących częściami organizmu gospodarczego danego kraju. Na wojewódzkie wskaźniki ekonomiczne silnie wpływa zarówno sytuacja ekonomiczno-społeczna sąsiednich województw, jak i całego kraju. Oddziaływanie czynników przestrzennych na liczbę pracujących w województwach został uwzględniony w analizach przedstawionych w monografii.

Wszystkie wymienione czynniki ekonomiczno-społeczne determinujące liczbę pracujących w województwach zostały szczegółowo przeanalizowane w rozdziale 2 monografii. Następnie włączono je do regionalnych modeli zatrudnienia, których konstrukcję i wyniki estymacji opisano w rozdziale 3. W wyniku weryfikacji statystycznej i merytorycznej uzyskanych wyników wskazano charakterystyki gospodarczo-demograficzne, które w istotny sposób wpływają na liczby pracujących w województwach. Zróżnicowana struktura wojewódzkich rynków pracy wskazuje na potrzebę indywidualizacji ich opisu, dlatego zestawy takich charakterystyk dla każdego regionalnego równania liczby pracujących są inne. Zwińczenie badań prezentowanych w monografii stanowią prognozy liczb pracujących według województw do roku 2050, wyznaczone na podstawie przestrzennego modelu SUR.

Estymacji modeli i sporządzenia prognoz dokonano przed wybuchem pandemii COVID-19. Przedłużający się czas jej trwania z pewnością będzie miał negatywny wpływ na stan gospodarki, a w konsekwencji także i na rynek pracy. Wszelkie

prognozy makroekonomiczne są dziś obarczone zwiększonym ryzykiem błędu ze względu na niepewność związaną z dalszym rozwojem pandemii. Szczególnie duży problem pojawia się w przypadku prognoz długoterminowych. Wynika on po pierwsze z niewiedzy o tym, kiedy i w jaki sposób skończy się pandemia, a po drugie z niepewności związanej z czasem powrotu wskaźników do ścieżki rozwoju sprzed marca 2020 r. Wszystkie prognozy rozwoju gospodarki Polski w najbliższych latach, mimo pewnych rozbieżności, wskazują na spadek PKB w 2020 r. w stosunku do roku poprzedniego. W prognozach na kolejne lata widać duże zróżnicowanie w zależności od czasu sporządzenia prognozy.

Projekcje wskaźników gospodarczych przy założeniu stałych stóp procentowych sporządzane przez Narodowy Bank Polski na rok bieżący i dwa pełne lata po nim następujące są publikowane trzy razy w roku¹. Według prognoz z marca 2020 r. wzrost PKB w stosunku do poprzedniego roku miał wynosić 3,2% w roku 2020, 3,1% w roku 2021 i 3,0% w roku 2022. Według prognozy opublikowanej w lipcu 2020 r. odpowiednio: -5,4%, 4,9% i 3,7%, a według prognozy z listopada odpowiednio: -3,5%, 3,1% i 5,7%.

Bank Światowy w czerwcu 2020 r. prognozował, że PKB Polski spadnie w tym roku o 4,2%, z kolei według prognozy z października spadek ten ma wynieść 3,9%. Obie projekcje zakładają przy tym, że wzrost powróci w 2021 r. i wyniesie wówczas 2,8%².

Przewidywania dotyczące zarówno gospodarki światowej, jak i gospodarek krajowych, w tym polskiej, publikuje również Międzynarodowy Fundusz Walutowy (MFW)³. W raporcie z października 2020 r. waszyngtońska instytucja ocenia, że globalna gospodarka skurczy się w tym roku o 4,4%, a nie o 5%, jak przewidywano w czerwcu. W roku 2021 światowa gospodarka ma wrosnąć o 5,2% zgodnie z raportem październikowym, a o 5,4% według prognoz z czerwca. Dla gospodarki Polski w raporcie z października 2020 r. zakładany jest spadek PKB o 3,6% w roku bieżącym i wzrost o 4,6% w kolejnym. W czerwcowym raporcie MFW nie podawał prognoz dla Polski, a w kwietniowym przewidywał spadek w roku bieżącym o 4,6% i odbicie w 2021 r. o 4,2%.

Swoje przewidywania rozwoju sytuacji gospodarczej formułuje wiele innych instytucji i niezależnych badaczy. Ekonomści ankietowani przez „Parkiet” i „Rzeczpospolitą” na przełomie września i października 2020 r. formułowali oczekiwania

-
- 1 Por. https://www.nbp.pl/home.aspx?f=/polityka_pieniezna/dokumenty/projekcja_inflacji.html (dostęp: grudzień 2020).
 - 2 https://businessinsider.com.pl/finanse/makroekonomia/pkb-polski-w-2020-i-2021-roku-prognoza-banku-swiatowego/b3h1pc8?utm_source=businessinsider.com.pl_viasg_businessinsider&utm_medium=referral&utm_campaign=leo_automatic&srcc=ucs&utm_v=2; <https://www.money.pl/gospodarka/pkb-polski-bank-swiatowy-podnosi-prognozy-na-2020-i-2021-rok-6562034193627680a.html> (dostęp: grudzień 2020).
 - 3 <https://www.rp.pl/Gospodarka/310139918-MFW-Covid-uderzyl-w-gospodarke-i-po-zostawil-trwale-blizny.html> (dostęp: grudzień 2020).

spadku PKB w bieżącym roku średnio o 2,9% i wzrostu o 4,3% w roku 2021. W końcu listopada 2020 r. eksperci Euler Hermes zauważyli, że aktywność gospodarcza w Polsce wyraźnie wzrosła w trzecim kwartale, ale obostrzenia wprowadzone w październiku doprowadziły do jej spadku w czwartym kwartale. W rezultacie oczekują oni spadku PKB o 3,7% w roku bieżącym i odbicia na poziomie 3,2% w kolejnym. Z kolei według raportu Związku Banków Polskich (ZBP)⁴ roczne tempo wzrostu PKB w 2020 r. wyniesie – 4,6% i 4,2% w roku 2021.

Wspólnym mianownikiem wszystkich cytowanych powyżej prognoz jest przewidywanie odbicia się gospodarek w roku 2021. Sprawą otwartą pozostaje ich zachowanie w latach kolejnych i tempo powrotu do długookresowej trajektorii. Wśród wielu czynników ryzyka można wymienić potencjalne bankructwa firm postępujące również w 2021 r., gdyż, jak zauważają analitycy Euler Hermes, upadłości po recesji często następują z opóźnieniem, a środki publiczne przeznaczane na wsparcie dla firm zostaną ograniczone.

Skutki kryzysu będą zróżnicowane pomiędzy gospodarkami krajowymi i regionalnymi ze względu na ich strukturę sektorową. Wiosenny i jesienny lockdown w 2020 r. miały nieco inny charakter i różny wpływ na gospodarkę, jednak oba dotknęły w największym stopniu sektorów usługowych, przede wszystkim takich jak turystyka, hotele i restauracje, rekreacja i sport, transport, handel wewnętrzny, szkolnictwo. Skutki lockdownu będą więc poważniejsze dla gospodarek o większym udziale sektora usług w wartości dodanej. W Polsce, tak samo jak w innych krajach Europy Środkowo-Wschodniej, jest on niższy niż w krajach zachodnioeuropejskich o około 5 do 10 pp. – w Polsce wnosi on 65,5%, a we Francji aż 78,9%. Udział sektora usług w Polsce jest zróżnicowany regionalnie, stąd natężenie skutków lockdownu też może być niejednorodne, z zaznaczeniem istotnych różnic pomiędzy województwami.

Załamanie gospodarki bezpośrednio wpływa na popyt na pracujących. W opinii Konfederacji Lewiatan z października 2020 r. druga fala pandemii spowodolni wzrost zatrudnienia i płac⁵. Według sygnalnych informacji GUS zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw w październiku 2020 r. było niższe o 1% niż w analogicznym okresie ubiegłego roku. Cytowany już Raport ZBP „Polska i Europa, nowe rozdanie gospodarcze” przewiduje stopę bezrobocia w latach 2020 i 2021 na poziomie odpowiednio 9,9% i 8% w porównaniu do 5,8% w roku 2019. Przewidywania Komisji Europejskiej sformułowane w komunikacie prasowym z 5 listopada 2020 r. (https://ec.europa.eu/commission/presscorner/detail/pl/ip_20_2021) mówią o wzroście bezrobocia w 2021 r., który spowodowany będzie stopniowym wycofywaniem przez państwa członkowskie środków wsparcia w sytuacjach

4 Raport ZBP: Polska i Europa, nowe rozdanie gospodarcze, wyd. VII, Związek Banków Polskich, wrzesień 2020, <https://zbp.pl/getmedia/cb9d0ccc-fd08-4997-bf39-05ca9ae9a766/Raport-Polska-Europa-2020-Nowe-rozdanie-gospodarcze> (dostęp: grudzień 2020).

5 <https://businessinsider.com.pl/firmy/wplyw-pandemii-koronawirusa-na-rynek-pracy/yz4bcsq> (dostęp: grudzień 2020).

nadzwyczajnych i wejściem na rynek pracy nowych roczników. Komisja oczekuje jednak zmniejszenia się bezrobocia w 2022 r. pod wpływem ożywienia gospodarczego.

Według cytowanego powyżej komunikatu Komisji Europejskiej: „Skutki gospodarcze pandemii w UE znacznie się od siebie różniły, to samo dotyczy perspektyw ożywienia gospodarczego. Są one uzależnione od rozprzestrzeniania się wirusa, od poziomu surowości wprowadzonych środków w zakresie zdrowia publicznego, ograniczających jego rozprzestrzenianie się, struktury sektorowej gospodarek krajowych oraz skuteczności krajowych działań politycznych”⁶.

Przedstawione powyżej oczekiwania dotyczące skutków pandemii wirusa COVID-19 z pewnością spowodują konieczność weryfikacji zawartych w monografii prognoz liczby pracujących do roku 2050. W obecnej chwili nie ma jednak możliwości odpowiedzi na pytanie o zakres i czas trwania tych skutków, czego dowodzą rozbieżności w cytowanych przewidywaniach ekonomistów. Trzeba też zauważyć, że przewidywania te sięgają na ogół tylko jeden rok naprzód, więc scenariusz powrotu do długookresowej ścieżki rozwoju pozostaje nieznanym. Prognozy zawarte w rozdziale 4 monografii należy zatem traktować jako scenariusz bazowy, który mógłby być realizowany, gdyby nie wybuch pandemii.

6 Por. https://ec.europa.eu/commission/presscorner/detail/pl/ip_20_2021 (dostęp: grudzień 2020).

Bibliografia

- Anselin L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publications, Dordrecht.
- Arpaia A., Kiss A., Palvolgyi B., Turrini A. (2015), *Labour Mobility and Labour Market Adjustment in the EU*, „IZA Policy Paper” No. 106, The Institute for the Study of Labor, Bonn, <http://ftp.iza.org/pp106.pdf>
- Beyer R.C.M., Smets F. (2015), *Labour Market Adjustments in Europe and the US: How Different?* „Working Paper Series” No 1767, European Central Bank, <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1767.en.pdf>
- Blanchard O.J., Katz L.F. (1992), *Regional Evolutions*, „Brookings Papers on Economic Activity”, vol. 1.
- Bogdan W., Boniecki D., Labaye E., Marciniak T., Nowacki M. (2015), *Poland 2025: Europe's new growth engine*, McKinsey & Company, https://www.mckinsey.com/~media/mckinsey/business%20functions/economic%20studies%20temp/our%20insights/how%20poland%20can%20become%20a%20european%20growth%20engine/poland%202025_full_report.ashx
- Brandsma A., Kancs D., Monfort P., Rillaers A. (2013), *Rhomolo: A regional-based spatial general equilibrium model for assessing the impact of cohesion policy*, European Commission.
- Brandsma A., Kancs A., Persyn D. (2014), *Modelling Migration and Regional Labour Markets: An Application of the New Economic Geography Model RHOMOLO*, „Journal of Economic Integration”, vol. 29(2), s. 372–407.
- Burgess S., Fernandez-Corugedo E., Groth C., Harrison R., Monti F., Theodoridis K., Waldron M. (2013), *The Bank of England's forecasting platform: COMPASS, MAPS, EASE and the suite of models*, „Working Paper” No. 471, Publications Group, Bank of England, London, <https://www.bankofengland.co.uk/~media/boe/files/working-paper/2013/the-boes-forecasting-platform-compass-maps-ease-and-the-suite-of-models>
- Chamberlain G. (1978), *Omitted Variable Bias in Panel Data: Estimating the Returns to Schooling*, „Annales de l'insée”, No. 30/31, s. 49–82.
- Clark C. (1940), *The Conditions of Economic Progress*, Macmillan, London.
- Courbis R. (1972), *The REGINA Model a Regional-national Model of the French Economy*. „Economics of Planning”, vol. 12, s. 133–152.
- Dańska-Borsiak B. (2011), *Panelowe modele dynamiczne*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Dańska-Borsiak B., Laskowska I., Olejnik A. (2014), *Prognozy liczby pracujących w przekroju województw i grup zawodów*, „Polityka Społeczna”, nr tematyczny 1, s. 21–28.
- Fisher A. (1935), *The Clash of Progress and Security*, Macmillan, London.
- Fourastié J. (1949), *Le Grand Espoir du XXe siècle. Progrès technique, progrès économique, progrès social*, Presses Universitaires de France, Paris.
- Góra M., Sztanderska U. (2006), *Wprowadzenie do analizy lokalnego rynku pracy. Przewodnik*, Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej, Departament Analiz Ekonomicznych i Prognoz, Warszawa.

- Halleck Vega S., Elhorst P. (2014), *Modeling Regional Labor Market Dynamics in Space and Time*, „Papers in Regional Science”, vol. 93(4), s. 819–841, https://www.rug.nl/research/portal/files/15643172/Blanchard_Katz_PIRS_revised_version.pdf
- Haładus K., Wolak J. (2017), *Analiza przestrzenna zmian stopy bezrobocia w Polsce*, Polskie Towarzystwo Ekonomiczne, oddział w Częstochowie, https://ruj.uj.edu.pl/xmlui/bitstream/handle/item/60496/haladus_wolak_analiza_przestrzenna_zmian_stopy_bezrobocia_2017.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- Hampel K., Kunz M., Schanne R., Wapler N., Weyh A. (2008), *Regional Employment Forecasts with Spatial Interdependencies*, [w:] C. Knobel, B. Kriechel, A. Schmid (red.), *Regional Forecasting on Labour Markets*, Rainer Hampp Verlag Muenchen, Mering, s. 68–88.
- ILO, Labour Force Estimates and Projections (2017), <https://www.ilo.org/ilostat-files/Documents/LFEP.pdf>
- Kliber P. (2017), *Prawo Okuna na regionalnych rynkach pracy w Polsce*, „Przegląd Statystyczny”, t. 64(1), s. 41–57, <http://www.czasopisma.pan.pl/Content/100955/PDF/Przegl%C4%85d+Statystyczny+1-17+5Kliber.pdf>
- Knobel C., Kriechel B., Schmid A. (red.) (2008), *Regional Forecasting on Labour Markets*, Rainer Hampp Verlag Muenchen, Mering, <https://pdfs.semanticscholar.org/32d7/56c6a173539cd7e5924e35cad452b90e3751.pdf>
- Kriechel B., Cörvers F., Heijke H. (2008), *Regional Labour Market Forecasts in the Netherlands*, [w:] C. Knobel, B. Kriechel, A. Schmid (red.), *Regional Forecasting on Labour Markets*, Rainer Hampp Verlag Muenchen, Mering, s. 38–51.
- Krugman P. (1991), *Increasing Returns and Economic Geography*, „Journal of Political Economy”, t. 99, s. 483–499.
- Kusideł E. (2020), *Branżowe prognozy liczby pracujących w Polsce*, „Rynek Pracy”, złożone do druku.
- Kusideł E., Gajdos A. (2013), *Model prognozowania liczby pracujących dla województwa mazowieckiego*, *Mazowieckie Obserwatorium Rynku Pracy*, <http://obserwatorium.mazowsze.pl/pliki/files/Model%20prognozowania%20liczby%20pracujacych.pdf>
- Kwiatkowski E., Włodarczyk P. (2014), *Podstawy teoretyczne analizy i prognoz rynku pracy*, „Polityka Społeczna”, nr tematyczny 1, Warszawa.
- Kwiatkowski E. (red.) (2012), *Popytowe i podażowe aspekty rozwoju kapitału ludzkiego w województwie łódzkim*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Kwiatkowski E., Suchecki B. (red.) (2013), *Prognozy zatrudnienia według grup zawodów, podregionów i sektorów dla województwa łódzkiego: raport X*, Instytut Pracy i Spraw Socjalnych.
- Kwiatkowski E., Suchecki B. (red.) (2014), *Wyniki prognoz zatrudnienia w kraju według grup zawodów i obszarów statystycznych NUTS II do 2020 roku: raport VII*, Instytut Pracy i Spraw Socjalnych.
- Laskowska I., Żółtaszek A. (2021), *Analizy i prognozy polskiego rynku pracy. Przekrój powiatowy*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, w druku.
- Markowicz I. (2015), *Statystyczna analiza przestrzennego zróżnicowania bezrobocia w Polsce*, „Studia Ekonomiczne – Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach”, nr 223, s. 247–256.
- Molle W. (1983), *Industrial Location and Regional Development in the European Community*, Gover Publication Company, Aldershot, Hampshire, England.
- Müller-Frączek I., Pietrzak M.B. (2011), *Analiza stopy bezrobocia w Polsce z wykorzystaniem przestrzennego modelu MESS*, „Acta Universitatis Lodzianensis. Folia Oeconomica”, t. 253, s. 215–223.
- Pastuszka S., Tokarski T. (2017), *Przestrzenne zróżnicowanie PKB i bezrobocia w Polsce i we Włoszech oraz jego determinanty*, „Wiadomości Statystyczne”, t. 3(617), s. 49–70.
- Pietrzak M.B. (2011), *Wykorzystanie przestrzennego modelu regresji przelącznikowej w analizie stopy bezrobocia dla Polski*, „Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego”, t. 9(4/8), s. 453–466.
- Plasman R. (2015), *The minimum wages system in Belgium. The mismatch in Brussels' Region*, *University of Brussels, Department of Applied Economics (DULBEA)*, <https://www.semanticscholar.org/>

- paper/The-minimum-wages-system-in-Belgium-The-mismatch-in-Plasman/d8ac1048eaa6bae
d8a4b3546659b3efe5cc8685e
- Poghosyan T. (2018), *Regional Labor Mobility in Finland*, „IMF Working Paper”, WP/18/252, International Monetary Fund, https://www.google.com/url?sa=t&trct=j&q=&esrc=s&source=web&cd=26&ved=2ahUKEwiRs-H_nZ_nAhXRAxAIHYE2D7E4FBAWMAV6BAGCEAE&url=https%3A%2F%2Fwww.imf.org%2F~%2Fmedia%2FFiles%2FPublications%2FWP%2F2018%2Fwp18252.ashx&usg=AOvVaw3HtUvUNmwUT4XX-vK7Q2Qd
- Ratto M., Werner R., in't Veld J. (2008), *QUESTIII: An Estimated DSGE Model of the Euro Area with Fiscal and Monetary Policy*, „Economic Papers” 335 July, https://ec.europa.eu/economy_finance/publications/pages/publication12918_en.pdf
- Rogut A. (2008), *The Efficiency of Regional Labour Market Mechanisms in Absorbing Regional Shocks in Poland in the Context of Accession to Euro Area*, [w:] *Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej, Projekty badawcze część V*, Narodowy Bank Polski, Warszawa, https://www.nbp.pl/badania/seminaria_bise/RogutO.pdf
- Sala H., Trivín P. (2014), *Labour Market Dynamics in Spanish Regions: Evaluating Asymmetries in Troublesome Times*, „SERIES: Journal of the Spanish Economic Association”, vol. 5(2), s. 197–221.
- Schanne N. (2010), *Forecasting Regional Labour Markets with GVAR Models and Indicators*, https://www.researchgate.net/publication/228448169_Forecasting_Regional_Labour_Markets_with_GVAR_Models_and_Indicators
- Sochańska-Kawiecka M., Kołakowska-Seroczyńska Z., Makowska-Belta E. (2018), *Wiek jako determinanta popytu na pracę w warunkach ożywienia gospodarczego i „rynku pracownika”*. Analiza dla województwa łódzkiego. Raport końcowy. Badania zrealizowane na zlecenie Wojewódzkiego Urzędu Pracy w Łodzi w ramach PT RPO WŁ na lata 2014–2020 w podprojekcie Funkcjonowanie regionalnych obserwatoriów terytorialnych, <https://wuplodz.praca.gov.pl/documents/1135458/8540693/Raport%20z%20badania%20Wiek%20jako%20determinanta%20popytu%20na%20prac%C4%99.pdf/8817613a-da10-43a5-a9cf-6aa3aa1b0f1?t=1546931816000>
- Strategia na rzecz Odpowiedzialnego Rozwoju do roku 2020 (z perspektywą do 2030 r.), Dokument przyjęty uchwałą Rady Ministrów w dniu 14 lutego 2017 r., https://www.google.com/url?sa=t&rc=t&q=&esrc=s&source=web&cd=&ved=2ahUKEwilIXw2_7rAhXwAmMBHSDxACAQFjABegQIARAB&url=https%3A%2F%2Fwww.gov.pl%2Fdocuments%2F33377%2F436740%2FSOR.pdf&usg=AOvVaw28aF21CZQJDIYhAC5ZlyNP
- Suchecky B., Dańska B., Suchecka J. (1993), *Modele i metody ekonometrii przestrzennej w badaniach regionalnych*, Prace Instytutu Ekonometrii i Statystyki UŁ, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Suchecky B., Dańska-Borsiak B., Laskowska I., Olejnik A. (2014), *Modelowanie i prognozowanie liczby pracujących według województw*, [w:] E. Kwiatkowski, B. Suchecki (red.), *Opracowanie raportu końcowego zawierającego wyniki prognozy zatrudnienia w kraju według grup zawodów i obszarów statystycznych NUTS II do 2020 r.*, IPiSS, Warszawa, s. 21–28.
- Śliwicki D. (2013), *Ekonometryczna analiza czynników bezrobocia długookresowego w Polsce*, „Oeconomia Copernicana”, nr. 2, s. 39–56.
- Tobler W.R. (1970), *A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region*. „Economic Geography”, vol. 46 (Supplement), s. 234–240.
- Wilson R.A. (2008), *Local and Sub-regional Medium-term Skills Forecasting in the UK*, [w:] C. Knobel, B. Kriechel, A. Schmid (red.), *Regional Forecasting on Labour Markets*, Rainer Hampp Verlag Muenchen, Mering, s. 13–37.
- Wooldridge J.M. (2001), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts–London, England, s. 247–250.
- Zellner A. (1962), *An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias*, „Journal of the American Statistical Association”, Vol. 57(298), s. 348–368.
- Zieliński M. (2017), *Zmiany poziomu bezrobocia długookresowego w Polsce w ujęciu regionalnym*, „Barometr Regionalny”, t. 15(4), s. 85–91.

Spis rysunków

Rysunek 1.1.	Wskaźnik aktywności zawodowej w regionach NUTS 2 Unii Europejskiej w 1999 r. (%)	27
Rysunek 1.2.	Wskaźnik aktywności zawodowej w regionach NUTS 2 Unii Europejskiej w 2018 r. (%)	28
Rysunek 1.3.	Stopa bezrobocia w regionach NUTS 2 Unii Europejskiej w 1999 r. (%)	29
Rysunek 1.4.	Stopa bezrobocia w regionach NUTS 2 Unii Europejskiej w 2018 r. (%)	30
Rysunek 1.5.	Udział bezrobotnych długotrwale w liczbie bezrobotnych ogółem w regionach NUTS 2 Unii Europejskiej w 1999 r. (%)	31
Rysunek 1.6.	Udział bezrobotnych długotrwale w liczbie bezrobotnych ogółem w regionach NUTS 2 Unii Europejskiej w 2018 r. (%)	32
Rysunek 1.7.	Wskaźnik zatrudnienia w regionach NUTS 2 Unii Europejskiej w 1999 r. (%)	35
Rysunek 1.8.	Wskaźnik zatrudnienia w regionach NUTS 2 Unii Europejskiej w 2018 r. (%)	35
Rysunek 2.1.	Liczba aktywnych zawodowo oraz udział pracujących i bezrobotnych według województw w 1995 r. (tys. os.)	40
Rysunek 2.2.	Liczba aktywnych zawodowo oraz udział pracujących i bezrobotnych według województw w 2018 r. (tys. os.)	41
Rysunek 2.3.	Różnica w aktywności zawodowej mężczyzn i kobiet (pp.) według województw w 2018 r.	43
Rysunek 2.4.	Współczynnik aktywności zawodowej osób niepełnosprawnych według województw w 2018 r. (%)	43
Rysunek 2.5.	Stopa bezrobocia (w %) w województwach w 1995 r.	46
Rysunek 2.6.	Stopa bezrobocia (w %) w województwach w 2018 r.	47
Rysunek 2.7.	Liczba pracujących na 1000 mieszkańców oraz struktura zatrudnienia według sektorów gospodarki w województwach w 1995 r.	49
Rysunek 2.8.	Liczba pracujących na 1000 mieszkańców oraz struktura zatrudnienia według sektorów gospodarki w województwach w 2018 r.	49
Rysunek 2.9.	Liczba nowych miejsc pracy netto w województwach w 2008 r. (w tys.)	51

Rysunek 2.10. Liczba nowych miejsc pracy netto w województwach w 2018 r. (w tys.)	51
Rysunek 2.11. Liczba pracujących w województwach w 1995 r. (tys. osób)	53
Rysunek 2.12. Liczba pracujących w województwach w 2018 r. (tys. osób)	54
Rysunek 2.13. Ludność powyżej 15. roku życia w województwach w 1995 r. (tys. osób)	57
Rysunek 2.14. Ludność powyżej 15. roku życia w województwach w 2018 r. (tys. osób)	58
Rysunek 2.15. Wartość produktu krajowego brutto w województwach w 1995 r. (mln zł, cs 2000)	59
Rysunek 2.16. Wartość produktu krajowego brutto w województwach w 2018 r. (mln zł, cs 2000)	60
Rysunek 2.17. Wartość brutto środków trwałych w województwach w 1995 r. (mln zł, cs 2000)	61
Rysunek 2.18. Wartość brutto środków trwałych w województwach w 2018 r. (mln zł, cs 2000)	61
Rysunek 2.19. Nakłady brutto na środki trwałe w województwach w 1995 r. (mln zł, cs 2000)	63
Rysunek 2.20. Nakłady brutto na środki trwałe w województwach w 2018 r. (mln zł, cs 2000)	64
Rysunek 2.21. Udział nakładów na środki trwałe brutto w wartości produktu krajowego brutto w województwach w 1995 r. (%)	65
Rysunek 2.22. Udział nakładów na środki trwałe brutto w wartości produktu krajowego brutto w województwach w 2018 r. (%)	65
Rysunek 2.23. Przeciętne miesięczne wynagrodzenia brutto w gospodarce w województwach w 1995 r. (zł., cs 2000)	66
Rysunek 2.24. Przeciętne miesięczne wynagrodzenia brutto w gospodarce w województwach w 2018 r. (zł., cs 2000)	66
Rysunek 2.25. Wartość wskaźnika Kaitza (relacja płacy minimalnej do przeciętnych wynagrodzeń brutto) w województwach w 1995 r. (%)	68
Rysunek 2.26. Wartość wskaźnika Kaitza (relacja płacy minimalnej do przeciętnych wynagrodzeń brutto) w województwach w 2018 r. (%)	68
Rysunek 3.1. Przestrzenny rozkład wpływu liczby pracujących w Polsce ogółem na liczbę pracujących w województwach	76
Rysunek 3.2. Przestrzenny rozkład wpływu liczby pracujących w przemyśle w Polsce na liczbę pracujących w województwach	76
Rysunek 3.3. Przestrzenny rozkład wpływu liczby ludności 15+ na liczbę pracu- jących w województwach	77
Rysunek 3.4. Przestrzenny rozkład wpływu wynagrodzeń na liczbę pracujących w województwach	78
Rysunek 3.5. Przestrzenny rozkład wpływu PKB na liczbę pracujących w woje- wództwach	79

Rysunek 4.1.	Udział nakładów na środki trwałe brutto w PKB w województwie lubuskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.	96
Rysunek 4.2.	Liczba pracujących w przemyśle w Polsce w latach 1995–2018 i prognozy do 2050 r. (tys. osób)	96
Rysunek 4.3.	Liczba pracujących ogółem w Polsce w latach 1995–2018 i prognozy do 2050 r. (tys. osób)	97
Rysunek 4.4.	Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie dolnośląskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.	99
Rysunek 4.5.	Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie kujawsko-pomorskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.	100
Rysunek 4.6.	Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie lubelskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.	101
Rysunek 4.7.	Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie lubuskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.	102
Rysunek 4.8.	Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie łódzkim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.	103
Rysunek 4.9.	Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie małopolskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.	104
Rysunek 4.10.	Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie mazowieckim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.	105
Rysunek 4.11.	Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie opolskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.	106
Rysunek 4.12.	Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie podkarpackim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.	107
Rysunek 4.13.	Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie podlaskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.	108
Rysunek 4.14.	Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie pomorskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.	109
Rysunek 4.15.	Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie śląskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.	110
Rysunek 4.16.	Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie świętokrzyskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.	111
Rysunek 4.17.	Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie warmińsko-mazurskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.	112
Rysunek 4.18.	Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie wielkopolskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.	113
Rysunek 4.19.	Liczba pracujących (w tys. osób) w województwie zachodniopomorskim w latach 1995–2018 oraz prognoza do 2050 r.	114
Rysunek 4.20.	Względne zmiany liczby pracujących 2018–2030 (%)	115
Rysunek 4.21.	Względne zmiany liczby pracujących 2030–2050 (%)	115
Rysunek 4.22.	Względne zmiany liczby pracujących 2018–2050 (%)	116
Rysunek 4.23.	Procentowe udziały liczby pracujących w roku 2018 w ogólnej liczbie pracujących w Polsce (%)	117

134 Spis rysunków

Rysunek 4.24. Procentowe udziały liczby pracujących w roku 2030 w ogólnej liczbie pracujących w Polsce (%)	117
Rysunek 4.25. Procentowe udziały liczby pracujących w roku 2050 w ogólnej liczbie pracujących w Polsce (%)	118
Rysunek 4.26. Wskaźniki długookresowej dynamiki udziałów zatrudnienia w województwach 2018–2050 w ogólnej liczbie pracujących w Polsce	119

Spis tabel

Tabela 1.1.	Podstawowe statystyki opisujące wskaźniki rynku pracy w regionach NUTS 2 Unii Europejskiej w latach 1999 i 2018	32
Tabela 2.1.	Odsetek aktywnych zawodowo dla wybranych poziomów wykształcenia w województwach w latach 1995 i 2018 (%)	44
Tabela 2.2.	Liczba i udział pracujących w sektorach w Polsce w latach 1995–2018	54
Tabela 3.1.	Dwuznakowe symbole województw według symbolizacji GUS	71
Tabela 3.2.	Wyniki estymacji modelu SUR liczby pracujących według województw	73
Tabela 3.3.	Ocena własności modelu o równaniach pozornie niezależnych (SUR) dla województw w latach 1995–2018	80
Tabela 3.4.	Dopasowanie modelu liczby pracujących (w tys.) w latach 1995–2018 według województw (LP_L, prognoza LP_L)	81
Tabela 3.5.	Błędy prognoz liczby pracujących w Polsce w przekroju województw w latach 1995–2018	82
Tabela 3.6.	Błędy prognoz liczby pracujących w Polsce w przekroju województw	83
Tabela 3.7.	Wyniki estymacji modelu FE liczby pracujących według województw	86
Tabela 3.8.	Wyniki estymacji modelu RE liczby pracujących według województw	87
Tabela 4.1.	Prognozy liczby ludności w wieku 15 lat i więcej dla województw do 2050 r. (w tys. osób)	92
Tabela 4.2.	Prognozy produktu regionalnego brutto dla wybranych województw do 2050 r. (mld zł)	93
Tabela 4.3.	Wartości przeciętnych miesięcznych wynagrodzeń w wybranych województwach (brutto, zł, ceny stałe z 2000 r.) oraz stosunek nominalnej płacy minimalnej do przeciętnego wynagrodzenia w województwie zachodniopomorskim i ich prognozy do 2050 r.	94
Tabela 4.4.	Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w Polsce w latach 2019–2050	97
Tabela 4.5.	Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie dolnośląskim w latach 2019–2050	98
Tabela 4.6.	Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie kujawsko-pomorskim w latach 2019–2050	99
Tabela 4.7.	Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie lubelskim w latach 2019–2050	100

Tabela 4.8.	Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie lubuskim w latach 2019–2050	101
Tabela 4.9.	Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie łódzkim w latach 2019–2050	102
Tabela 4.10.	Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie małopolskim w latach 2019–2050	103
Tabela 4.11.	Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie mazowieckim w latach 2019–2050	104
Tabela 4.12.	Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie opolskim w latach 2019–2050	105
Tabela 4.13.	Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie podkarpackim w latach 2019–2050	106
Tabela 4.14.	Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie podlaskim w latach 2019–2050	107
Tabela 4.15.	Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie pomorskim w latach 2019–2050	108
Tabela 4.16.	Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie śląskim w latach 2019–2050	109
Tabela 4.17.	Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie świętokrzyskim w latach 2019–2050	110
Tabela 4.18.	Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie warmińsko-mazurskim w latach 2019–2050	111
Tabela 4.19.	Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie wielkopolskim w latach 2019–2050	112
Tabela 4.20.	Prognoza liczby pracujących (w tys. osób) w województwie zachodniopomorskim w latach 2019–2050	113