

UNIWERSYTET EKONOMICZNY W KATOWICACH



MAGDALENA KAWECKA

Statystyczna wielowymiarowa analiza sytuacji młodych ludzi na rynku pracy w krajach Unii Europejskiej w latach 2014–2024

Rozprawa doktorska

napisana w Katedrze Demografii i Statystyki Ekonomicznej

pod kierunkiem naukowym prof. dr hab. Grażyny Trzpiot

promotor pomocniczy dr Justyna Majewska

Pracę przyjął

.....
data i podpis promotora

KATOWICE 2026

Podziękowania

Pragnę wyrazić głęboką wdzięczność wszystkim osobom, które przyczyniły się do powstania niniejszej rozprawy doktorskiej.

Szczególne podziękowania kieruję do mojej promotorki, prof. dr hab. Grażyny Trzpiot, której naukowa opieka, cenne uwagi merytoryczne oraz nieoceniona wiedza statystyczna i ekonomiczna w zasadniczy sposób wpłynęły na kształt i jakość tej pracy. Dziękuję za poświęcony czas, wnikliwe wskazówki, konsekwentne wspieranie mojego rozwoju naukowego oraz zaufanie, jakim obdarzyła mnie na każdym etapie powstawania rozprawy.

Serdeczne podziękowania kieruję do mojej promotor pomocniczej, dr Justyny Majewskiej, której zaangażowanie i niesłabnące wsparcie towarzyszyły mi przez cały okres pracy. Dziękuję za nieocenioną pomoc merytoryczną i metodologiczną, szczegółowe uwagi redakcyjne oraz liczne rozmowy i wskazówki, które wielokrotnie pomagały mi przezwyciężyć trudności badawcze. Jej życzliwość i gotowość do dzielenia się wiedzą były dla mnie stałym źródłem inspiracji.

Podziękowania składam także pracownikom Katedry Demografii i Statystyki Ekonomicznej Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach za życzliwość, cenne uwagi oraz przyjazną atmosferę sprzyjającą pracy naukowej.

Słowa wdzięczności kieruję do mojej rodziny i bliskich, których wyrozumiałość, cierpliwość i nieustanne wsparcie towarzyszyły mi przez cały okres pracy nad rozprawą. Wasza obecność i zrozumienie były oraz nadal są dla mnie nieocenione.

Spis treści

Wstęp	5
Rozdział 1. Rynek pracy osób w wieku 20–29 lat – ujęcie teoretyczne i empiryczne	12
1.1. Podstawowe pojęcia i specyfika rynku pracy osób młodych.....	12
1.2. Wybrane teorie ekonomiczne rynku pracy	19
1.3. Determinanty bezrobocia i zatrudnienia osób młodych – przegląd literatury ...	25
1.4. Rynek pracy osób młodych w UE w świetle badań empirycznych	37
Rozdział 2. Metodyka badań	46
2.1. Koncepcja badawcza i logika doboru metod	46
2.2. Dane przekrojowo-czasowe – właściwości struktury panelowej.....	48
2.3. Uogólnione modele liniowe (GLM)	50
2.4. Model efektów stałych (FE) i model Mundlaka	53
2.5. Selekcja zmiennych: metoda LASSO i wykluczenia merytoryczne.....	59
2.6. Procedura stosowanych opóźnień zmiennych.....	60
2.7. Imputacja braków danych	62
2.8. Analiza wrażliwości – model bezrobocia bez zmiennej NEET	63
Rozdział 3. Analiza i ocena stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27	65
3.1. Kształtowanie się stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27	65
3.2. Zmienne objaśniające i ich wstępna charakterystyka	75
3.3. Modele zależności stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27	90
3.3.1. Wybór zmiennych metodą LASSO	90
3.3.2. Wybór specyfikacji modelu GLM	96
3.3.3. Wyniki modelu GLM.....	98
3.3.4. Model efektów stałych (FE).....	112
3.3.5. Model Mundlaka	120
3.4. Podsumowanie wyników modelowania.....	126
Rozdział 4. Analiza i ocena zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27	134
4.1. Kształtowanie się wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27	134
4.2. Zmienne objaśniające i ich wstępna charakterystyka	141
4.3. Modele zależności wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27	151
4.3.1. Koncepcja modelowania	151
4.3.2. Wybór specyfikacji modelu GLM	151
4.3.3. Wyniki modelu GLM.....	152
4.3.4. Model efektów stałych (FE).....	157
4.3.5. Model Mundlaka	160
4.4. Podsumowanie wyników modelowania.....	164

Zakończenie	167
Załączniki	174
Bibliografia	194
Spis tabel	222
Spis rysunków	224
Spis map	227

Wstęp

Sytuacja osób w wieku 20–29 lat na rynku pracy krajów Unii Europejskiej stanowi przedmiot rosnącego zainteresowania badawczego, co wynika zarówno z demograficznych przemian struktury siły roboczej, jak i z utrzymującej się w wielu państwach członkowskich nierównowagi między podażą a popytem na pracę w tej grupie wiekowej. Trudności w aktywizacji zawodowej tej grupy generują wymierne koszty zarówno na poziomie makroekonomicznym – w postaci luki produktu krajowego brutto i obciążeń budżetowych – jak i mikroekonomicznym, prowadząc do deprecjacji kapitału ludzkiego zgromadzonego w trakcie edukacji oraz obniżenia skumulowanego dochodu w najbardziej produktywnym okresie życia zawodowego (Kryńska, 2008; Kalinowska-Sufinowicz, 2023, s. 33–34; Kabaj, 2014, s. 157–158). W odniesieniu do osób młodych Kabaj (2012) podkreśla ponadto znaczenie niedostosowania systemu kształcenia zawodowego do potrzeb rynku pracy.

Mimo bogatego dorobku empirycznego identyfikacja determinant bezrobocia i zatrudnienia osób młodych pozostaje zagadnieniem otwartym, a wyniki dotychczasowych prac są niejednoznaczne (Tomić, 2018; Kang, 2021; Dietrich i Möller, 2016). W literaturze przedmiotu termin „osoby młode” bywa stosowany w szerokim znaczeniu obejmującym osoby od 15. do 29. roku życia (ILO, 2017, s. 12; Kalinowska-Sufinowicz, 2023, s. 14). W niniejszej pracy analizowana jest węższa i precyzyjniej zdefiniowana kategoria: osoby w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 (z wyłączeniem Wielkiej Brytanii). Przedział ten obejmuje populację, która zakończyła już etap kształcenia obowiązkowego i znajduje się w fazie aktywnego wchodzenia na rynek pracy, co uzasadnia jej odrębne ujęcie analityczne.

Dynamika produktu krajowego brutto należy do najlepiej udokumentowanych makroekonomicznych predyktorów stopy bezrobocia osób młodych, przy czym osoby w fazie wchodzenia na rynek pracy wykazują asymetryczną wrażliwość na cykl koniunkturalny – ich sytuacja pogarsza się gwałtowniej niż populacji ogółem w okresach recesji i poprawia z opóźnieniem w okresach ożywienia (Banerji i in., 2015; Bal-Domańska, 2021). Jednocześnie zróżnicowanie przestrzenne sytuacji osób młodych w krajach europejskich okazuje się silniejsze niż jej zmienność w czasie, co wskazuje na strukturalny – a nie wyłącznie cykliczny – charakter analizowanego zjawiska (Bal-Domańska, 2024; Ferragina i Pastore, 2008; Caporale i Gil-Alana, 2014).

Przegląd literatury przedmiotu pozwala wskazać pięć elementów luki badawczej, które niniejsza rozprawa podejmuje się wypełnić.

Po pierwsze, dominującym zakresem wiekowym stosowanym w badaniach empirycznych dotyczących krajów UE jest przedział 15–24 lat lub 15–29 lat (Bruno i in., 2014; Bayrak i Tatli, 2018; Komisja Europejska, 2024). Brakuje całościowych badań traktujących osoby w wieku 20–29 lat jako wiodącą kategorię analityczną, odrębną strukturalnie od nastolatków objętych obowiązkiem szkolnym. Tymczasem osoby w tym przedziale stanowią wyodrębnioną pod względem strukturalnym grupę – większość z nich zakończyła już etap kształcenia obowiązkowego i aktywnie wchodzi na rynek pracy, jednocześnie pozostając w fazie tranzycji zawodowej o szczególnych cechach instytucjonalnych i demograficznych.

Po drugie, większość dostępnych badań empirycznych kończy obserwacje przed 2020 rokiem. Brakuje analiz dla okresu 2014–2024 uwzględniających skutki pandemii COVID-19 oraz szoków energetycznych lat 2021–2023, które w istotny sposób wpłynęły na rynek pracy w krajach UE-27.

Po trzecie, w literaturze nie odnotowano badania łączącego procedurę selekcji zmiennych metodą najmniejszych skurczonych i selekcji (*Least Absolute Shrinkage and Selection Operator* – LASSO) z uogólnionymi modelami liniowymi (*Generalized Linear Models* – GLM), modelem efektów stałych (*Fixed Effects* – FE) oraz modelem Mundlaka w jednym badaniu dla pełnej próby krajów UE-27. Podejście to umożliwia identyfikację istotnych statystycznie predyktorów spośród szerokiego zbioru potencjalnych zmiennych bez ryzykownych założeń a priori dotyczących ich istotności.

Po czwarte, dotychczasowe analizy porównawcze rzadko opierają się na spójnej próbie 27 krajów UE z wyraźnym uzasadnieniem wykluczenia Wielkiej Brytanii po Brexicie jako nieporównywalnej jednostki obserwacji.

Po piąte, w literaturze brakuje badań bezpośrednio dokumentujących relację między zmiennością międzykrajową a zmiennością wewnątrz krajową stopy bezrobocia i wskaźnika zatrudnienia osób w analizowanej grupie wiekowej przy zastosowaniu modeli panelowych z efektami stałymi oraz modelu Mundlaka. Wypełnienie tej luki ma znaczenie nie tylko poznawcze, lecz także interpretacyjne: pozwala odróżnić efekty koniunkturalne od trwałych cech strukturalnych krajów.

Głównym celem rozprawy doktorskiej jest ocena determinant bezrobocia i zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach Unii Europejskiej (UE-27, z wyłączeniem Wielkiej Brytanii) w latach 2014–2024, z zastosowaniem uogólnionych modeli liniowych oraz modeli dla danych przekrojowo-czasowych, ze szczególnym uwzględnieniem rozróżnienia zmienności wewnątrz krajowej i międzykrajowej.

W ramach celu głównego wyróżniono cele szczegółowe obejmujące wymiary: poznawczy, metodyczny i użytkowy:

Cele poznawcze:

1. Przedstawienie podstawowych pojęć i specyfiki rynku pracy osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 oraz wybranych teorii ekonomicznych pozwalających wyjaśniać kształtowanie się bezrobocia i zatrudnienia tej grupy.
2. Synteza dotychczasowego dorobku empirycznego dotyczącego determinant bezrobocia i zatrudnienia osób młodych w krajach UE w następujących kategoriach tematycznych: edukacja i kapitał ludzki, zmienne rynku pracy, czynniki demograficzne, instytucjonalne oraz makroekonomiczne.
3. Ocena poziomu i zróżnicowania stopy bezrobocia oraz wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 w latach 2014–2024 w ujęciu przekrojowym i czasowym, z dekompozycją zmienności na komponent wewnątrz krajowy i międzykrajowy.

Cele metodyczne:

1. Opracowanie procedury selekcji zmiennych objaśniających z wyjściowego zbioru 36 zmiennych reprezentujących pięć grup tematycznych z wykorzystaniem regularyzacji LASSO.
2. Identyfikacja istotnych statystycznie zmiennych stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 z zastosowaniem uogólnionego modelu liniowego, modelu efektów stałych oraz modelu Mundlaka, ze szczególnym uwzględnieniem czynników kapitału ludzkiego (wskaźnik NEET, poziom wykształcenia, wczesne kończenie nauki), demograficznych (mediana wieku) oraz instytucjonalnych (elastyczność regulacyjna rynku pracy).
3. Identyfikacja istotnych statystycznie predyktorów wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 z zastosowaniem analogicznego zestawu

modeli, ze szczególnym uwzględnieniem czynników makroekonomicznych (inflacja HICP, eksport, dług publiczny, dynamika produktu krajowego brutto).

4. Ocena względnej roli zmienności wewnątrz krajowej (efekty koniunkturalne) oraz międzykrajowej (trwałe różnice strukturalne) w kształtowaniu poziomu bezrobocia i zatrudnienia tej grupy, z wykorzystaniem dekompozycji wariancji oraz dekompozycji efektów wewnątrz krajowych i międzykrajowych w modelu Mundlaka.

Cele użyteczne:

1. Sformułowanie wniosków, które mogą stanowić punkt odniesienia dla podmiotów odpowiedzialnych za politykę rynku pracy oraz politykę edukacyjną w krajach UE-27, w zakresie kierunków działań ograniczających skalę bezrobocia oraz wspierających zatrudnienie osób w analizowanej grupie wiekowej.
2. Wskazanie ograniczeń przeprowadzonej analizy oraz potencjalnych kierunków dalszych badań w obszarze rynku pracy osób w wieku 20–29 lat.

Uwzględniając cel główny pracy oraz zakres przeprowadzonych badań empirycznych, sformułowano hipotezę główną oraz hipotezy szczegółowe odnoszące się odrębnie do modeli bezrobocia i modeli zatrudnienia.

Hipoteza główna:

HG: Zróżnicowanie stopy bezrobocia i wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 w latach 2014–2024 ma charakter w przeważającym stopniu strukturalny – wynikający z trwałych różnic między krajami – a zmiany wewnątrz krajowe odzwierciedlają oddziaływanie czynników o charakterze koniunkturalnym.

Hipotezy szczegółowe – modele bezrobocia:

H1: Struktura demograficzna populacji jest istotnym predyktorem bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27, przy czym starzenie się populacji wywiera przeciwstawne efekty na bezrobocie w zależności od wymiaru analizy: ujemny w komponencie wewnątrz krajowym oraz dodatni w komponencie międzykrajowym.

H2: Poziom i struktura wykształcenia osób w wieku 20–29 lat różnicują bezrobocie zarówno w obrębie poszczególnych krajów w czasie, jak i w trwałych różnicach

strukturalnych między krajami, przy czym kierunek tej zależności może być niespójny w świetle klasycznej teorii kapitału ludzkiego.

H3: Otoczenie instytucjonalne rynku pracy, mierzone stopniem swobody regulacyjnej, wiąże się z poziomem bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w wymiarze wewnątrz krajowym, natomiast nie różnicuje go strukturalnie między krajami.

H4: Wskaźnik NEET (osoby niepracujące, nieuczące się i nie szkolące się) wykazuje istotny statystycznie związek z bezrobociem osób w wieku 20–29 lat niezależnie od przyjętej specyfikacji modelu i zastosowanej metody kontroli heterogeniczności między krajami, przy czym związek ten ujawnia się przede wszystkim w wymiarze wewnątrz krajowym.

Hipotezy szczegółowe – modele zatrudnienia:

H5: Czynniki makroekonomiczne – inflacja, eksport oraz dług publiczny – wykazują istotny statystycznie związek ze wskaźnikiem zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27.

H6: Dług publiczny jako miara obciążenia fiskalnego wykazuje ujemny i stabilny związek ze wskaźnikiem zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat zarówno w komponencie wewnątrz krajowym, jak i między krajowym, przy czym siła tej zależności jest istotnie większa w wymiarze między krajowym.

H7: Otwartość handlowa, mierzona udziałem eksportu w produkcie krajowym brutto, wykazuje rozbieżne kierunki zależności ze wskaźnikiem zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w komponencie wewnątrz krajowym (dodatni) oraz między krajowym (ujemny).

H8: Zróżnicowanie wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat między krajami UE-27 jest istotnie większe niż zmienność wewnątrz krajowa w analizowanym okresie 2014–2024, a różnica ta jest silniejsza niż w przypadku stopy bezrobocia.

Weryfikację sformułowanych hipotez przeprowadzono na podstawie wyników modeli GLM, FE oraz modelu Mundlaka dla danych przekrojowo-czasowych, obejmujących 27 krajów członkowskich Unii Europejskiej w latach 2014–2024.

Zakres podmiotowy badania obejmuje osoby w wieku 20–29 lat zamieszkałe w 27 państwach członkowskich UE (z wyłączeniem Wielkiej Brytanii). Wykluczenie

Wielkiej Brytanii uzasadnione jest formalnym wystąpieniem tego kraju ze struktur unijnych (Brexit) zakończonym 31 stycznia 2020 roku; włączenie tego państwa do próby prowadziłyby do problemów porównywalności danych w późniejszych latach analizowanego okresu.

Zakres przedmiotowy wyznaczają dwie zmienne zależne: stopa bezrobocia oraz wskaźnik zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat. Obie zmienne pozyskano z bazy Eurostatu na podstawie Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (*European Union Labour Force Survey* – EU-LFS), zgodnie z definicją Międzynarodowej Organizacji Pracy (*International Labour Organization* – ILO) opartą na kryteriach braku pracy, aktywnego poszukiwania zatrudnienia oraz gotowości do jego podjęcia.

Zakres czasowy obejmuje lata 2014–2024, co pozwala objąć analizą zarówno okres stabilnego wzrostu gospodarczego, jak i lata zakłóceń wywołanych pandemią COVID-19 oraz następującą po niej odbudową rynku pracy. Górna granica przedziału czasowego podyktowana jest dostępnością danych statystycznych.

Zakres metodyczny wyznaczają uogólnione modele liniowe (GLM), model efektów stałych (FE) oraz model Mundlaka, poprzedzone selekcją zmiennych metodą LASSO z wyjściowego zbioru 36 zmiennych objaśniających reprezentujących następujące grupy tematyczne: zmienne kapitału ludzkiego i edukacji, zmienne rynku pracy, zmienne demograficzne, zmienne instytucjonalne oraz zmienne makroekonomiczne.

Wartość dodana niniejszej rozprawy wyraża się w czterech wymiarach. Pierwszy z nich dotyczy zakresu wiekowego: przedział 20–29 lat stanowi niestandardowy wybór analityczny, odmienny od powszechnie stosowanych kategorii 15–24 oraz 15–29 lat, co umożliwia uchwycenie specyfiki tranzykcji zawodowej osób, które zakończyły już etap kształcenia obowiązkowego. Drugi wymiar dotyczy skali zmiennych objaśniających: wyjściowy zbiór 36 zmiennych, zredukowany metodą LASSO, lokuje niniejsze badanie w nurcie metodologii zbliżonej do podejść z zakresu nauki o danych. Trzeci wymiar to pełna próba przestrzenna obejmująca 27 krajów UE z wyraźnym uzasadnieniem wyłączenia Wielkiej Brytanii. Czwarty wymiar dotyczy wyniku empirycznego: dokumentacja dominacji zróżnicowania międzykrajowego nad zmiennością w czasie dla obu zmiennych zależnych w grupie wiekowej 20–29 lat w tak szerokim ujęciu panelowym.

Rozprawa składa się z czterech rozdziałów, poprzedzonych wstępem i zakończonych podsumowaniem.

Rozdział pierwszy przedstawia ujęcie teoretyczne i empiryczne rynku pracy osób w wieku 20–29 lat. Obejmuje podstawowe pojęcia i specyfikę rynku pracy tej grupy, przegląd wybranych teorii ekonomicznych odnoszących się do bezrobocia i zatrudnienia osób młodych (teoria kapitału ludzkiego, teoria poszukiwań, teorie segmentacji rynku pracy, teoria insider-outsider, teoria histerezy) oraz przegląd dotychczasowych badań empirycznych dla krajów UE w pięciu kategoriach tematycznych determinant.

Rozdział drugi opisuje metodykę badań. Przedstawia koncepcję badawczą i logikę doboru metod, właściwości danych przekrojowo-czasowych, specyfikację uogólnionych modeli liniowych, modelu efektów stałych oraz modelu Mundlaka, a także procedurę selekcji zmiennych metodą LASSO i procedurę imputacji braków danych.

Rozdział trzeci poświęcony jest analizie i ocenie bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27. Przedstawia kształtowanie się zmiennej zależnej w latach 2014–2024 wraz z dekompozycją zmienności na komponent wewnątrz krajowy i międzykrajowy, charakterystyki opisowe predyktorów, wyniki estymacji trzech modeli (GLM, FE, Mundlaka) oraz syntezę z weryfikacją hipotez szczegółowych odnoszących się do bezrobocia.

Rozdział czwarty zawiera analogiczną analizę dla wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat. Praca kończy się podsumowaniem kluczowych wniosków, oceną ograniczeń badania oraz wskazaniem kierunków dalszych badań.

W zakończeniu pracy przedstawiono najważniejsze wnioski płynące z przeprowadzonych analiz bezrobocia i zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27. Podkreślono znaczenie trwałych różnic międzykrajowych w kształtowaniu sytuacji tej grupy na rynku pracy, wskazano ograniczenia badania oraz sformułowano kierunki dalszych analiz, obejmujące m.in. jakość zatrudnienia, wymiar regionalny oraz pogłębioną ocenę zależności między czynnikami strukturalnymi i koniunkturalnymi.

Podstawowym źródłem danych jest baza Eurostatu, uzupełniona o dane Banku Światowego, Fraser Institute oraz Transparency International. Obliczenia statystyczne wykonano z wykorzystaniem języka programowania R oraz oprogramowania STATISTICA (TIBCO Software Inc.).

Rozdział 1.

Rynek pracy osób w wieku 20–29 lat – ujęcie teoretyczne i empiryczne

1.1. Podstawowe pojęcia i specyfika rynku pracy osób młodych

Problematyce definicyjnej kategorii osób młodych poświęcono w naukach społecznych, zwłaszcza ekonomicznych, wiele uwagi, jednak zagadnienie to pozostaje otwarte ze względu na brak jednej powszechnie przyjętej definicji. Zakres wieku tej zbiorowości zależy od przyjętej perspektywy badawczej – demograficznej, prawnej, psychologicznej, edukacyjnej, społecznej lub ekonomicznej – a każde z tych ujęć prowadzi do odmiennych ustaleń co do tego, kogo zaliczyć do kategorii osób młodych (Kalinowska-Sufinowicz, 2023, s. 13–14; ILO, 2017, s. 12; UN, 2013, s. 31). Wielowymiarowość tej kategorii sprawia, że kryteria klasyfikacji są uzależnione od celu i przedmiotu badań, a wyniki uzyskane dla różnych przedziałów wiekowych mogą być trudne do bezpośredniego porównania (Loughlin i Barling, 2001, s. 544). W literaturze naukowej stosuje się zamiennie wiele określeń: „osoby młode”, „młodzież”, „młodzi dorośli”, „absolwenci” – przy czym ich zakresy znaczeniowe nie są tożsame, nawet jeśli bywają traktowane jako częściowo zamienne (Eurostat, 2009, s. 17; Kryńska i in., 1999, s. 9; Loretto i in., 2000, s. 298). Brak ten ma znaczenie nie tylko teoretyczne, lecz także praktyczne: Koseła (1999, s. 137–138) wskazuje, że płynność granic między fazą młodzieńczą a dorosłością oraz historyczna zmienność tych granic uniemożliwiają wypracowanie jednej obowiązującej definicji, a Skórska (2004, s. 11–15) dokumentuje, że różnice między definicjami stosowanymi przez ILO, Eurostat i krajowe urzędy statystyczne ograniczają możliwość budowania jednolitych szeregów czasowych i porównań międzynarodowych.

Rozbieżności w zakresie stosowanych definicji widoczne są na poziomie wszystkich głównych instytucji międzynarodowych. Międzynarodowa Organizacja Pracy (*International Labour Organization* – ILO) stosuje standardowo kategorię 15–24 lata jako podstawową kategorię statystyczną w porównaniach międzynarodowych, a w analizach procesu przejścia z edukacji do rynku pracy – szersze przedziały: 15–29 lat lub poniżej 30. roku życia (ILO, 2017, s. 12). Równoległe operowanie oboma zakresami tworzy wewnętrzną niespójność nawet w obrębie dokumentów tej samej instytucji, utrudniając bezpośrednie porównywanie wyników poszczególnych raportów (ILO, 2017).

Organizacja Współpracy Gospodarczej i Rozwoju (*Organisation for Economic Co-operation and Development* – OECD) stosuje jako kategorię wiodącą przedział 15/16–29 lat, z operacyjnym podziałem na podgrupy: 15–19, 20–24 oraz 25–29 lat, przy czym wprost wskazuje, że włączenie 15-latków pozostających w obowiązku szkolnym systematycznie zawyża wskaźniki nieaktywności zawodowej i ogranicza porównywalność szacunków między krajami (Carcillo i in., 2015, s. 18). Europejski Urząd Statystyczny (Eurostat) stosuje z kolei przedziały 15–24 lub 15–29 lat zależnie od dostępności danych i celu analizy (Eurostat, 2009, s. 17), a Europejska Fundacja na rzecz Poprawy Warunków Życia i Pracy (*European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions* – Eurofound) w pierwszym kompleksowym opracowaniu poświęconym populacji NEET, określanej w literaturze jako *not in employment, education or training* lub *neither in employment nor in education and training*, stosuje kategorie 15–24 i 25–29 lat równolegle, wskazując, że heterogeniczność tej populacji uniemożliwia stosowanie jednolitych instrumentów polityki rynku pracy (Eurofound, 2012, s. 9, 72). Zależność definicji od celów polityki publicznej ilustruje ponadto ewolucja Gwarancji dla Młodzieży: pierwotne zalecenie Rady UE z 2013 roku obejmowało osoby poniżej 25. roku życia, natomiast wzmocniona wersja z 2020 roku rozszerzyła ten próg do 30 lat (Rada Unii Europejskiej, 2013; Komisja Europejska, 2020). Nawet w obrębie polityki unijnej kategorie wiekowe podlegają zatem rewizji stosownie do zmieniających się celów politycznych.

Na poziomie krajowym niespójność definicyjna jest równie wyraźna. Sosnowska (2014, s. 211–220) analizuje rozbieżność kategorii wiekowych stosowanych przez instytucje europejskie oraz Główny Urząd Statystyczny (GUS), wskazując, że różnorodność ta utrudnia analizy porównawcze i ogranicza możliwość budowania jednolitych szeregów czasowych dla Polski na tle krajów UE. W polskim ustawodawstwie kluczowymi progami są 25. i 30. rok życia, wyznaczającymi zakres stosowania instrumentów aktywizacji zawodowej (Kalinowska-Sufinowicz, 2023, s. 16–17), natomiast w reprezentacyjnym badaniu aktywności ekonomicznej ludności (BAEL) populacja osób młodych ujmowana jest w przedziałach: 15–17, 18–24 oraz 25–29 lat (Kotowska i Matysiak, 2007, s. 145). Warto dodać, że w dedykowanym badaniu modułowym GUS stosuje szerszy przedział 15–34 lata (GUS, 2024), co oznacza, że nawet w obrębie jednego krajowego systemu statystycznego stosowane są odmienne zakresy wiekowe w zależności od celu opracowania. Na podstawie powyższego przeglądu można

sformułować wniosek, że brak unifikacji kategorii wiekowej stanowi istotne ograniczenie metodologiczne, a wybór przedziału wiekowego powinien być każdorazowo uzasadniany celem badania i dostępnością danych.

W literaturze naukowej poświęconej rynkowi pracy osób młodych brak jest konsensusu dotyczącego optymalnego przedziału wiekowego, a stosowane rozwiązania różnią się w zależności od podejścia metodologicznego, kraju analizy i dostępnych źródeł danych. Zróżnicowanie to nie jest jedynie kwestią konwencji – wywiera ono mierzalny wpływ na uzyskiwane wyniki i wnioski polityczne (Eurofound, 2012; Mascherini, 2018, s. 503–504). Quintini, Martin i Martin (2007, s. 7–9) wskazują, że stopa bezrobocia osób w wieku 15–24 lat jest co najmniej dwukrotnie wyższa niż w grupie 25–54 lat we wszystkich analizowanych krajach OECD, niezależnie od fazy cyklu koniunkturalnego – wynik ten stanowi podstawowe uzasadnienie empiryczne dla wyróżnienia procesu przejścia z edukacji do rynku pracy jako odrębnego problemu badawczego. Caroleo i Pastore (2007, s. 3–5) wskazują z kolei na „lukę doświadczenia zawodowego” jako kluczowy mechanizm wyjaśniający strukturalne bezrobocie osób młodych, a Kryńska (2008, s. 45–52) uzasadnia wyróżnienie absolwentów szkół wyższych jako odrębnej kategorii analitycznej ze względu na istotne różnice w długości okresu poszukiwania pracy i strukturze napotykanym barier.

Powszechnie stosowana kategoria 15–24 lata obejmuje osoby znajdujące się jeszcze w fazie intensywnego uczestnictwa w edukacji, co ma istotne znaczenie dla interpretacji wskaźników rynku pracy. Zgodnie z metodologią Eurostatu stopa bezrobocia młodzieży liczona jest wyłącznie względem osób aktywnych zawodowo, a osoby pozostające poza siłą roboczą, w tym znacząca część uczących się, nie wchodzi ani do licznika, ani do mianownika tego wskaźnika. W konsekwencji stopa bezrobocia młodzieży może być wysoka nawet przy relatywnie ograniczonej liczbie bezrobotnych w całej populacji młodych osób, co uzasadnia ostrożność w interpretacji wyników dla najmłodszych grup wieku. Z kolei kategoria 15–29 lat jest szersza i obejmuje osoby pozostające w zróżnicowanych sytuacjach edukacyjnych, zawodowych i życiowych, co może ograniczać jednoznaczność interpretacji wyników analiz przekrojowo-czasowych. Na tym tle przedział 20–29 lat stanowi kategorię bardziej adekwatną do badania przejścia z edukacji do aktywności zawodowej oraz wczesnej fazy funkcjonowania na rynku pracy. Takie ujęcie jest spójne z badaniami empirycznymi nad bezrobociem młodzieży, w których analizowane są makroekonomiczne, regionalne i instytucjonalne determinanty sytuacji

młodych osób na rynku pracy, w tym trwałość bezrobocia młodzieży i jego wrażliwość na czynniki makroekonomiczne (Liotti, 2020; Kang, 2021; Caporale i Gil-Alana, 2014; Bruno i in., 2014).

Przyjęty przedział koresponduje z koncepcją wchodzącej dorosłości (*emerging adulthood*) Arnetta (2000, s. 469–471), zgodnie z którą proces wchodzenia w dorosłość – w tym osiągnięcia stabilności zawodowej – ulega wydłużeniu, a wiek 18–25 lat stanowi odrębną fazę rozwojową charakteryzującą się eksploracyjnym podejściem do ról zawodowych i brakiem trwałego zakorzenienia w strukturze rynku pracy. Górna granica ukończonych 29 lat odzwierciedla opóźnienia w wejściu na rynek pracy związane z wydłużeniem okresu edukacji, obserwowane w Polsce i wielu krajach UE-27 (Skórska, 2004, s. 15; ILO, 2017, s. 12). W konsekwencji w niniejszej pracy przyjęto kategorię osób w wieku 20–29 lat jako operacyjną kategorię analityczną. Należy jednak podkreślić, że wnioski formułowane na podstawie analiz tej grupy nie powinny być automatycznie uogólniane na szersze kategorie osób młodych, takie jak 15–24 czy 15–29 lat, ze względu na ich odmienną strukturę aktywności edukacyjno-zawodowej. Kwestię tę szerzej omówiono w rozdziale poświęconym zastrzeżeniom metodologicznym.

Zróznicowanie sytuacji osób w wieku 20–29 lat na rynku pracy znajduje odzwierciedlenie w przebiegu procesu przejścia z edukacji na rynek pracy (*school-to-work transition* – SWT), który stanowi odrębny przedmiot badań ekonomicznych i socjologicznych wymagający dedykowanych ram teoretycznych. Analiza wskazuje, że osoby w tej grupie wiekowej są szczególnie narażone na niestabilność zatrudnienia, niedopasowanie kwalifikacji oraz efekt blizny (*scarring effect*), polegający na trwałych negatywnych konsekwencjach bezrobocia doświadczonego na wczesnym etapie kariery zawodowej – zarówno w zakresie poziomu przyszłych wynagrodzeń, jak i stabilności zatrudnienia.

Ryan (2001, s. 34–40) w klasycznym przeglądzie dla krajów OECD identyfikuje trzy modele tranzycji – liberalny, korporatystyczny i kontynentalny – wskazując, że długość i jakość przejścia z edukacji do pracy zależy przede wszystkim od struktury instytucji rynku pracy oraz od rozwiązań przyjętych w systemie kształcenia zawodowego: kraje z rozwiniętym systemem dualnym charakteryzują się krótszym i bardziej stabilnym przebiegiem tranzycji. Kalinowska-Sufinowicz (2023, s. 23–27) wyróżnia następujące typy tranzycji: wrażliwą, niepewną, prolongowaną, rozmytą i typu jo-jo, których przebieg warunkuje długookresową pozycję jednostki na rynku pracy. Brzinsky-Fay (2007, s. 412–

418) uzupełnia tę typologię, identyfikując trzy ścieżki empiryczne: szybkie wejście na rynek pracy, ścieżkę edukacyjną oraz ścieżkę niestabilną, charakteryzującą się naprzemiennym występowaniem epizodów zatrudnienia i bezrobocia. Typologia ta jest analitycznie użyteczna zwłaszcza przy opisie grupy 20–29 lat, w której zróżnicowanie ścieżek tranzytacji jest istotnie wyższe niż w węższym przedziale 15–24.

Efekt blizny jest definiowany w literaturze jako wzrost prawdopodobieństwa przyszedłego bezrobocia oraz trwałe obniżenie wynagrodzeń wynikające z doświadczenia bezrobocia we wczesnym etapie kariery zawodowej (Layard i in., 1991). Gangl (2002, s. 72–78) wykazuje na podstawie danych europejskich, że pogorszenie warunków wejścia na rynek pracy w grupie absolwentów ma charakter trwały i rzutuje na dalszą ścieżkę zawodową jednostki w sposób wykraczający poza okres bezpośrednio następujący po zakończeniu edukacji. Gangl stosuje w swojej analizie przedział wiekowy 15–29 lat z wyróżnieniem podgrupy 20–24 jako kluczowej dla opisu przejścia z edukacji do pracy – co stanowi metodologiczny argument na rzecz wyodrębniania tej podgrupy w badaniach empirycznych.

Natężenie efektu blizny nie jest jednorodne między krajami. Gangl (2006, s. 991–1008) w analizie porównawczej obejmującej 16 krajów OECD wskazuje, że jego siła zależy od systemu zabezpieczenia społecznego (*welfare state*) i stopnia elastyczności rynku pracy: w krajach z rozbudowaną ochroną zatrudnienia efekt ten jest silniejszy, gdyż rygorystyczna ochrona stosunku pracy utrudnia pracodawcom korektę wcześniejszych decyzji rekrutacyjnych, utrwalając segmentację rynku pracy między pracownikami z doświadczeniem a absolwentami bez historii zatrudnienia. Wynik ten jest zgodny z typologią reżimów tranzytacji zaproponowaną przez Ryana (2001). De Lange, Gesthuizen i Wolbers (2014, s. 198–207) w analizie porównawczej obejmującej 18 krajów europejskich potwierdzają, że elastyczność rynku pracy oraz system zabezpieczenia społecznego wyjaśniają większość obserwowanej wariacji stopy bezrobocia osób młodych między krajami, natomiast sama polityka edukacyjna – rozpatrywana w oderwaniu od kontekstu instytucjonalnego – wywiera ograniczony samodzielny efekt na wyniki przejścia z edukacji do pracy.

Trudności w aktywizacji osób w wieku 20–29 lat generują wymierne koszty zarówno na poziomie makroekonomicznym – w postaci luki PKB i obciążeń budżetowych – jak i mikroekonomicznym, prowadząc do deprecjacji kapitału ludzkiego zgromadzonego w trakcie edukacji i obniżenia skumulowanego dochodu w najbardziej produktywnym

okresie życia zawodowego (Kalinowska-Sufinowicz, 2023, s. 33–34; Kabaj, 2014, s. 157–158). Kabaj (2014, s. 157–158) wskazuje, że wzrost bezrobocia zwiększa wydatki publiczne na programy rynku pracy, zasiłki i aktywizację zawodową, a jednocześnie prowadzi do strat gospodarczych wynikających z niewykorzystania osób zdolnych do pracy w procesie tworzenia produktu społecznego. W odniesieniu do osób młodych problem ten należy dodatkowo wiązać z trudnościami przejścia ze szkoły do pracy oraz niedostosowaniem systemu kształcenia zawodowego do potrzeb rynku pracy (Kabaj, 2012). Na podstawie powyższej analizy można stwierdzić, że specyfika procesu przejścia z edukacji do rynku pracy stanowi kluczową cechę wyróżniającą osoby w wieku 20–29 lat spośród pozostałych kategorii wiekowych, co uzasadnia ich odrębne ujęcie analityczne w badaniach nad rynkiem pracy.

Analiza sytuacji osób w wieku 20–29 lat na rynku pracy wymaga operacjonalizacji kluczowych miar stosowanych w niniejszym badaniu. Pierwszą zmienną zależną jest stopa bezrobocia. Bezrobocie definiuje się najczęściej jako stan rynku pracy, w którym liczba osób zdolnych do pracy i gotowych do jej podjęcia przewyższa liczbę oferowanych miejsc pracy (Kotlorz, 2007, s. 25). W ujęciu podmiotowym bezrobocie oznacza stan beczynności zawodowej osób zdolnych i gotowych do podjęcia pracy, dla których dochody z pracy stanowią podstawę egzystencji; w ujęciu przedmiotowym – niezrealizowaną podaż pracy będącą rezultatem nierównowagi między podażą siły roboczej a popytem na pracę (Kwiatkowski, 2002, s. 14–15). Layard, Nickell i Jackman (1991) ujmują bezrobocie w szerszej ramie makroekonomicznej: jego poziom jest wyznaczany przez przecięcie funkcji kształtowania płac i ustalania cen, a nie wyłącznie przez krótkookresowe fluktuacje popytu – co stanowi teoretyczne uzasadnienie dla interpretacji długookresowych różnic w stopach bezrobocia między krajami UE-27.

Na potrzeby porównań międzynarodowych stosuje się definicję operacyjną przyjętą przez Eurostat na podstawie Rezolucji 19. Międzynarodowej Konferencji Statystyków Pracy (*International Conference of Labour Statisticians – ICLS*) z 2013 roku (ILO, 2013). Zgodnie z tą rezolucją za osobę bezrobotną uznaje się osobę, która w badanym tygodniu nie wykonywała pracy zarobkowej, aktywnie poszukiwała pracy w ciągu ostatnich czterech tygodni oraz była gotowa do jej podjęcia w ciągu dwóch tygodni następujących po tygodniu badania (ILO, 2013, §47–52; Kalinowska-Sufinowicz, 2023, s. 67). Definicja ta stanowi podstawę badania aktywności ekonomicznej ludności (*Labour Force Survey – LFS*) prowadzonego przez Eurostat we wszystkich krajach UE (Eurostat, 2021). Stopa

bezrobocia wyraża relację liczby bezrobotnych do liczby osób aktywnych zawodowo – to jest sumy pracujących i bezrobotnych – w danej grupie wiekowej, wyrażoną w procentach (Kryńska i Kwiatkowski, 2013, s. 41–47).

Drugą zmienną zależną jest wskaźnik zatrudnienia. Zgodnie z Rezolucją 19. ICLS (ILO, 2013, §27–32) za osobę pracującą uznaje się osobę, która w badanym tygodniu wykonywała przez co najmniej jedną godzinę jakąkolwiek pracę przynoszącą wynagrodzenie lub zysk bądź miała pracę, lecz jej tymczasowo nie wykonywała z przyczyn niezależnych, takich jak choroba, urlop czy strajk. Definicja ta jest zbieżna z metodologią stosowaną przez Eurostat w badaniu LFS (Eurostat, 2021; Kalinowska-Sufinowicz, 2023, s. 67). Wskaźnik zatrudnienia wyraża udział pracujących w liczbie ludności ogółem w danej grupie wiekowej, wyrażony w procentach (Kryńska i Kwiatkowski, 2013, s. 41–47). Miara ta jest komplementarna względem stopy bezrobocia: stopa bezrobocia odnosi się wyłącznie do osób aktywnych zawodowo, wskaźnik zatrudnienia obejmuje natomiast całą populację grupy wiekowej, w tym osoby bierne zawodowo.

Wskaźnik NEET pełni w niniejszej pracy rolę zmiennej objaśniającej. Wskaźnik ten jest miarą szerszą niż sama stopa bezrobocia: obejmuje zarówno osoby bezrobotne aktywnie poszukujące pracy, jak i osoby bierne zawodowo niezaangażowane w kształcenie ani szkolenie (Eurofound, 2012, s. 9; ILO, 2013). Uwzględnienie wskaźnika NEET jako zmiennej objaśniającej pozwala na ujęcie tej części nieaktywności zawodowej osób w wieku 20–29 lat, która nie jest rejestrowana przez stopę bezrobocia, a stanowi istotny wymiar sytuacji tej grupy na rynku pracy. Dobór zmiennych objaśniających, w tym wskaźnika NEET, omówiono szczegółowo w rozdziale poświęconym metodyce badania.

Na podstawie powyższych rozważań można sformułować trzy wnioski istotne dla dalszej części pracy. Po pierwsze, brak unifikacji kategorii wiekowej w dokumentach instytucji międzynarodowych i krajowych nie jest kwestią konwencji, lecz stanowi realne ograniczenie metodologiczne – co uzasadnia każdorazowe wyraźne określanie przyjętego przedziału wiekowego. W niniejszej pracy jest nim kategoria osób w wieku 20–29 lat, wyodrębniona na podstawie przesłanek empirycznych, metodologicznych oraz teoretycznych omówionych powyżej. Po drugie, specyfika procesu przejścia z edukacji do rynku pracy – obejmująca zróżnicowanie ścieżek tranzycji, ryzyko efektu blizny oraz wymierne koszty makro- i mikroekonomiczne – uzasadnia odrębne traktowanie tej grupy wiekowej jako przedmiotu badań empirycznych. Po trzecie, zmienne zależne niniejszej pracy – stopa bezrobocia oraz wskaźnik zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat

– są wyrażone zgodnie z metodologią LFS Eurostatu opartą na standardach ILO, co zapewnia porównywalność danych między krajami UE-27 w analizowanym okresie 2014–2024. Tak zarysowane ramy pojęciowe stanowią punkt wyjścia dla przeglądu teorii ekonomicznych rynku pracy, omówionych w podrozdziale 1.2.

1.2. Wybrane teorie ekonomiczne rynku pracy

Zatrudnienie i bezrobocie stanowią przedmiot rozważań różnych nurtów teorii ekonomii, które odmiennie interpretują mechanizmy funkcjonowania rynku pracy (Spencer, 2006, s. 459; Kwiatkowski, 2002, s. 9). Ponieważ nie wszystkie z tych teorii odnoszą się bezpośrednio do sytuacji osób młodych, w niniejszym rozdziale podjęto próbę ich reinterpretacji w odniesieniu do tej grupy (Kalinowska-Sufinowicz, 2023, s. 37–38). Omówiono te koncepcje, które dostarczają ram interpretacyjnych dla doboru zmiennych wykorzystanych w badaniu. Przyjmując perspektywę zaproponowaną przez Kalinowską-Sufinowicz (2023, s. 38), koncepcje te można podzielić na dwie grupy: teorie bezrobocia – obejmujące teorie tradycyjne, teorie bezrobocia równowagi oraz nową ekonomię keynesowską – oraz teorie dyskryminacji, w ramach których wyróżnia się perspektywę neoklasyczną i teorie segmentacji rynku pracy.

Przegląd dorobku teorii ekonomii rynku pracy ma charakter selektywny, a wyboru dokonano według kryterium ich przydatności do wyjaśnienia determinant bezrobocia i zatrudnienia osób młodych.

W ujęciu neoklasycznym, rozwijanym m.in. w pracach Jevonsa (1871), Marshalla (1890) i Pigou (1933), popyt na pracę jest determinowany przez krańcową produktywność pracy, a podaż – przez decyzje pracowników porównujących płace realne z kosztem alternatywnym czasu wolnego (Kwiatkowski, 2002, s. 101–103; Kotlorz, 2007, s. 40–41). Rynek dąży do równowagi i pełnego zatrudnienia, a bezrobocie ma charakter dobrowolny. W odniesieniu do osób młodych oznacza to, że niższa produktywność wynikająca z braku doświadczenia zawodowego ogranicza ich szanse zatrudnienia, a regulacje, takie jak płaca minimalna, mogą dodatkowo utrudniać wejście na rynek pracy (Zieliński, 2012, s. 49; Kalinowska-Sufinowicz, 2023, s. 40).

Ujęcie keynesowskie, zapoczątkowane przez Keynesa (2003), wyjaśnia bezrobocie przez pryzmat niewystarczającego popytu efektywnego w gospodarce (Kwiatkowski, 2002, s. 110–116). Bezrobocie ma w tej perspektywie charakter przymusowy – nawet przy

obniżeniu oczekiwań płacowych osoby poszukujące pracy mogą nie znaleźć zatrudnienia w warunkach ograniczonego popytu na dobra i usługi. Ujęcie to jest szczególnie istotne dla wyjaśnienia sytuacji osób w wieku 20–29 lat w okresach dekoniunktury: jako najmniej doświadczone i często zatrudnione na podstawie umów czasowych, należą one do grupy najbardziej narażonej na utratę pracy w wyniku spadku popytu globalnego (Kryńska i Arendt, 2011). Kalinowska-Sufinowicz (2023, s. 42) określa tę grupę mianem „podażowego zderzaka koniunkturalnego”, podkreślając, że pogorszenie koniunktury uderza w nią nieproporcjonalnie silnie.

Teorie bezrobocia i równowagi, rozwijane m.in. przez Friedmana (1968) i Phelps (1968), bazują na koncepcji naturalnej stopy bezrobocia, formułowanej w dyskusji nad zależnością między inflacją a bezrobociem, zapoczątkowaną empirycznie przez Phillipsa (1958). Zgodnie z tym ujęciem nawet w warunkach równowagi makroekonomicznej w gospodarce utrzymuje się pewien poziom bezrobocia (Kwiatkowski, 2002, s. 140, 154). Phelps (1968, s. 689–690) wskazywał, że część pracowników może pełnić funkcję bufora dostosowań koniunkturalnych, co w odniesieniu do osób młodych można łączyć z ich większą podatnością na zmiany popytu na pracę oraz z przejściowym charakterem poszukiwania zatrudnienia po zakończeniu edukacji. W ich przypadku bezrobocie może mieć charakter sezonowy i przejściowy, związany m.in. ze zwiększonym napływem absolwentów na rynek pracy (Kalinowska-Sufinowicz, 2023, s. 44).

Layard, Nickell i Jackman (1991) w ramach teorii NAIRU (*Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment*) zwracają uwagę na czynniki demograficzne jako determinanty stopy bezrobocia równowagi. Podkreślają, że gorsza sytuacja osób młodych nie wynika z dłuższego czasu pozostawania bez pracy, lecz przede wszystkim z wysokich stóp napływu do zasobu bezrobotnych (Layard i in., 1991, s. 297). Wiek okazuje się przy tym silniejszym czynnikiem różnicującym poziom bezrobocia niż płeć czy rasa (Layard i in., 1991, s. 297–300). Ponadto czynniki popytowe wpływają przede wszystkim na absolutne rozmiary zatrudnienia, natomiast relatywne stopy bezrobocia i poziom płac kształtowane są w długim okresie przez czynniki podażowe (Layard i in., 1991, s. 304). Warto podkreślić, że koncepcja NAIRU nie zakłada jego stałości w czasie – Gordon (1997, s. 11–15) wykazuje, że naturalna stopa bezrobocia zmienia się wraz z warunkami strukturalnymi rynku pracy, co oznacza, że efekty specyficzne dla poszczególnych krajów mogą istotnie różnicować poziom bezrobocia osób młodych w krajach UE-27.

Teorię poszukiwań na rynku pracy, stanowiącą mikroekonomiczne dopełnienie koncepcji Friedmana i Phelps'a, rozwinęli m.in. Phelps, Mortensen i Holt (Kryńska, 2000, s. 38; Kwiatkowski, 2002, s. 155; Pissarides, 2013, s. 48–49). W świetle tej teorii w gospodarce utrzymuje się pewien poziom bezrobocia wynikający z procesu dopasowania pracowników do miejsc pracy przy niepełnym przepływie informacji o ofertach pracy i cechach kandydatów. Bezrobocie to uznaje się za częściowo dobrowolne i przejściowe. W odniesieniu do osób młodych oznacza to, że porównują one korzyści z dalszego poszukiwania pracy z kosztami tego procesu, a wysokie aspiracje płacowe mogą wydłużać okres przejścia z edukacji do zatrudnienia (Kotlorz, 2007, s. 54–55). Teoria poszukiwań dostarcza zatem ram interpretacyjnych dla związku między statusem NEET a bezrobociem – część osób pozostaje poza zatrudnieniem i edukacją w trakcie wydłużonego procesu poszukiwania pracy.

Nowa ekonomia keynesowska stanowi nurt, w ramach którego poszukuje się mikroekonomicznych uzasadnień dla sztywności płac i cen oraz trwałości bezrobocia przy braku pełnej elastyczności rynku pracy (Kwiatkowski, 2002, s. 163–165). Wśród teorii zaliczanych do tego nurtu szczególne znaczenie dla interpretacji sytuacji osób w wieku 20–29 lat mają: teoria niepisanych kontraktów, teoria płacy efektywnej, teoria insider–outsider oraz teoria histerezy bezrobocia.

Teorię niepisanych kontraktów sformułowali w latach 70. XX w. m.in. Baily (1974) i Azariadis (1975). W świetle ich rozważań pracodawcy i pracownicy zawierają między sobą niepisane kontrakty, zgodnie z którymi obie strony uznają prawo firm do zwolnień w okresie złej koniunktury oraz gwarancje pracowników do stabilnych płac w cyklu koniunkturalnym (Baily, 1974, s. 49; Kalinowska-Sufinowicz, 2023, s. 47). Z perspektywy osób młodych teoria ta wskazuje, że ze względu na krótki staż i niewielkie doświadczenie zawodowe ich pozycja konkurencyjna w ramach takich kontraktów jest osłabiona. Pracodawcy przyznają silniejszą pozycję ochronną pracownikom z dłuższą historią zatrudnienia, co strukturalnie ogranicza dostęp osób wchodzących po raz pierwszy na rynek pracy do stabilnego zatrudnienia objętego nieformalnymi gwarancjami.

Teoria płacy efektywności (*efficiency wage theory*), wywodząca się z prac Akerlofa (1982) i Yellen (1984), zakłada, że pracodawcy celowo utrzymują wynagrodzenia powyżej poziomu równowagi rynkowej, aby stymulować wysiłek i lojalność pracowników oraz ograniczać rotację (Akerlof, 1982, s. 543; Solow, 1979, s. 79). Shapiro i Stiglitz (1984, s. 433–435) formalizują ten mechanizm, wykazując, że przy niedoskonałym

monitorowaniu wysiłku pracowników bezrobocie równowagi jest nieuchronne: tylko groźba zwolnienia i trudność ponownego znalezienia pracy – a nie samo wynagrodzenie – skutecznie zniechęca do uchylania się od pracy (*shirking*). W tym ujęciu bezrobocie pełni funkcję dyscyplinującą, a jego poziom jest wypadkową struktury bodźców płacowych, a nie wyłącznie czynników popytowych. Konsekwencją tego mechanizmu jest trwała nadwyżka podaży pracy ponad popyt – a więc bezrobocie równowagi. Warto dodać, że dla osób wchodzących na rynek pracy po raz pierwszy – w tym osób w analizowanej grupie wiekowej – efekt ten jest podwójnie niekorzystny: muszą one konkurować o pracę przy relatywnie wysokich stawkach, których ich niska produktywność może nie uzasadniać, co sprzyja ich pozostawaniu poza zatrudnieniem lub koncentracji w segmencie niskopłatnym (Kalinowska-Sufinowicz, 2023, s. 48–49).

Teoria insider-outsider, rozwinięta przez Lindbecka i Snowera (1987, 1988), wyjaśnia, w jaki sposób pracownicy posiadający stabilne zatrudnienie – insiderzy – wpływają na poziom wynagrodzeń i warunki pracy w sposób niekorzystny dla osób pozostających poza zatrudnieniem lub ubiegających się o wejście na rynek pracy – outsiderów. Wynika to z ich siły przetargowej, bazującej na kosztach rotacji ponoszonych przez pracodawcę przy zastępowaniu pracownika. Pozwala to insiderom utrzymywać wynagrodzenia powyżej poziomu równowagi, ograniczając tym samym popyt na nowych pracowników (Lindbeck i Snower, 1987, s. 3–5; Kalinowska-Sufinowicz, 2023, s. 50). W konsekwencji osoby wchodzące na rynek pracy i osoby pozostające bez zatrudnienia mają strukturalnie słabszą pozycję konkurencyjną, co utrudnia im dostęp do stabilnych miejsc pracy. Zjawisko to dotyczy w szczególności osób młodych, które w dużej mierze należą do tych grup (Kalinowska-Sufinowicz, 2023, s. 50–51). Lindbeck i Snower (2002, s. 167–168) wskazują przy tym, że polityki rynku pracy mogą oddziaływać na siłę insiderów dwutorowo: poprzez ograniczanie ich siły przetargowej lub poprzez zwiększanie atrakcyjności outsiderów dla pracodawców. Implikacją tej teorii jest znaczenie instytucji rynku pracy – takich jak ochrona zatrudnienia, stopień uzwiązkowienia oraz regulacje płacowe – które mogą wzmacniać lub osłabiać przewagę insiderów, a tym samym wpływać na sytuację osób w wieku 20–29 lat.

Teorię histerezy bezrobocia sformułowali Blanchard i Summers (1986), wskazując, że po recesji poziom bezrobocia nie wraca do wcześniejszego poziomu, lecz utrzymuje się na wyższym poziomie równowagi. Mechanizm ten wiąże się m.in. z działaniem teorii insider-outsider: pracownicy utrzymujący zatrudnienie negocjują wyższe płace,

co ogranicza możliwości zatrudnienia osób pozostających bez pracy (Gottfries i Horn, 1987, s. 877–879). W efekcie osoby młode, charakteryzujące się wysokim napływem do bezrobocia, są szczególnie narażone na trwałe trudności na rynku pracy, a popyt na ich pracę odradza się wolniej (Kalinowska-Sufinowicz, 2023, s. 52–53; Layard i in., 1991, s. 421–422). Teoria histerezy wskazuje zatem na znaczenie trwałych czynników strukturalnych w kształtowaniu poziomu bezrobocia.

Teorie dyskryminacji, określane również jako teorie nierówności społecznych, koncentrują się na wyjaśnianiu gorszego traktowania grup defaworyzowanych na rynku pracy (Kalinowska-Sufinowicz, 2023, s. 54). W ich ramach analizuje się mechanizmy ograniczające dostęp do zatrudnienia oraz zróżnicowanie wyników rynkowych między poszczególnymi grupami pracowników, w tym także osobami młodymi.

Teoria kapitału ludzkiego, rozwinięta przez Beckera (1964) i Mincera (1974), wyjaśnia gorszą sytuację osób młodych niższym zasobem kapitału ludzkiego, a przede wszystkim brakiem doświadczenia zawodowego (Kalinowska-Sufinowicz, 2023, s. 56–57). Zgodnie z tą teorią inwestycje w edukację – zarówno formalne kształcenie, jak i szkolenia zawodowe – zwiększają produktywność pracownika i jego wartość na rynku pracy, co powinno przekładać się na niższe ryzyko bezrobocia.

Należy jednak podkreślić, że przewidywania klasycznej teorii kapitału ludzkiego mogą być niespójne z wynikami empirycznymi w warunkach nadwyżki podaży absolwentów względem popytu na pracę. Zjawisko to, określane jako nadmierne kwalifikacje (*overqualification*) lub niedopasowanie kwalifikacji, jest szczególnie widoczne w krajach o masowym szkolnictwie wyższym, gdzie wzrost liczby absolwentów nie zawsze znajduje odzwierciedlenie w strukturze popytu na pracę (Piróg, 2013, s. 306–312; Pompei i Selezneva, 2021). W takich warunkach wyższe wykształcenie nie musi prowadzić do niższego bezrobocia, a w niektórych przypadkach może wiązać się z jego wyższym poziomem.

Teoria dyskryminacji statystycznej, rozwinięta przez Spence'a (1973, s. 355–358) w ramach teorii sygnałów rynkowych oraz zastosowana do rynku pracy przez Phelps'a (1972) i Arrow'a (1973), zakłada, że pracodawcy – przy ograniczonej informacji – opierają decyzje rekrutacyjne na przeciętnych cechach kandydatów (Kalinowska-Sufinowicz, 2023, s. 57–58). W przypadku osób młodych, pozbawionych historii zatrudnienia, oznacza to ocenę na podstawie uśrednionych charakterystyk grupy wiekowej, co może prowadzić

do niedoszacowania ich indywidualnego potencjału. W tej sytuacji sygnały takie jak wykształcenie czy kwalifikacje pełnią funkcję wskaźników produktywności, choć ich interpretacja zależy od warunków rynkowych. Mechanizm ten może utrudniać wejście na rynek pracy i sprzyjać koncentracji osób młodych w mniej stabilnych segmentach zatrudnienia.

Teorie segmentacji rynku pracy podważają neoklasyczne założenie o jednorodności rynku pracy i jego efektywności alokacyjnej. W ujęciu rynków wewnętrznych i zewnętrznych (Doeringer i Piore, 1971; Kerr, 1977, s. 30) miejsca pracy w dużych organizacjach obsadzone są głównie wewnątrznie, a dostęp do nich odbywa się przez ograniczoną liczbę „portów wejścia”. W konsekwencji osoby młode, wchodzące na rynek pracy, mają utrudniony dostęp do stabilnego zatrudnienia i częściej trafiają do segmentu zewnętrznego, charakteryzującego się niższą stabilnością i gorszymi warunkami pracy (Kalinowska-Sufinowicz, 2023, s. 59–60; Kryńska, 1996, s. 26).

Teoria dualnego rynku pracy, rozwinięta przez Doeringera i Piore’a (1971) oraz Kryńską (1996), zakłada podział rynku pracy na sektor pierwotny – oferujący stabilne zatrudnienie, wyższe wynagrodzenia i możliwości awansu – oraz sektor wtórny, charakteryzujący się niestabilnością zatrudnienia i niższymi płacami (Kryńska, 1996, s. 25–28; Kalinowska-Sufinowicz, 2023, s. 61). Osoby młode częściej koncentrują się w segmencie wtórnym ze względu na brak doświadczenia zawodowego i ograniczone zasoby, co utrudnia im dostęp do stabilnych form zatrudnienia. Mobilność między segmentami jest możliwa, lecz ograniczona i zależna od posiadanych kwalifikacji.

Perspektywę segmentacji rynku pracy można uzupełnić o społeczne mechanizmy nierównego traktowania osób młodych. Król (2024) wskazuje na adułyzm jako formę dyskryminacji ze względu na młody wiek, ujawniającą się w obszarze pracy zawodowej m.in. w procesie rekrutacji, warunkach zatrudnienia oraz relacjach z pracodawcami i przełożonymi. Zjawisko to wzmacnia interpretację, zgodnie z którą trudniejsza sytuacja osób w wieku 20–29 lat na rynku pracy wynika nie tylko z braku doświadczenia zawodowego i ograniczonego kapitału społecznego, lecz także z barier o charakterze społecznym i instytucjonalnym.

Omówione teorie były formułowane w odniesieniu do rynku pracy ogółem lub do szerszych kategorii osób młodych, jednak ich ustalenia – przy uwzględnieniu specyfiki grupy wiekowej 20–29 lat – stanowiły punkt wyjścia do prowadzonych badań.

Na poziomie podaźowym – poprzez ujęcia neoklasyczne i teorię kapitału ludzkiego – wskazują na znaczenie niskiej produktywności krańcowej i deficytu doświadczenia zawodowego jako strukturalne przyczyny gorszej pozycji tej grupy. Na poziomie popytowym – poprzez ujęcie keynesowskie i teorię NAIRU – podkreślają podatność tej grupy na wahania koniunktury i czynniki demograficzne. Na poziomie instytucjonalnym – poprzez teorie insider–outsider, segmentacji rynku pracy i histerezy – wyjaśniają, dlaczego trwałe cechy strukturalne poszczególnych gospodarek mogą w istotnym stopniu kształtować sytuację osób młodych na rynku pracy.

1.3. Determinanty bezrobocia i zatrudnienia osób młodych – przegląd literatury

Przegląd dorobku empirycznego przedstawiony w niniejszym podrozdziale stanowi podstawę merytoryczną dla identyfikacji determinant bezrobocia i zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 (z wyłączeniem Wielkiej Brytanii). Omówione czynniki pogrupowano w następujących kategoriach tematycznych: edukacja i kapitał ludzki, wskaźnik NEET, czynniki demograficzne, instytucjonalne oraz makroekonomiczne i materialno-mieszkaniowe. W obrębie każdej kategorii przedstawiono kierunki zależności identyfikowane w krajowej i międzynarodowej literaturze empirycznej oraz główne problemy interpretacyjne związane z analizą tych czynników.

W niniejszym rozdziale, referując ustalenia literatury, zachowuje się terminologię właściwą przywoływanym źródłom, natomiast własna kategoria analityczna – osoby w wieku 20–29 lat – jest wyraźnie wskazywana tam, gdzie ma to znaczenie dla interpretacji wyników.

Edukacja i kapitał ludzki należą do najszerzej analizowanych kategorii determinant sytuacji osób młodych na rynku pracy. **Wykształcenie**, aktywność edukacyjna oraz zasoby kapitału ludzkiego są rozpatrywane zarówno na poziomie teoretycznym, jak i empirycznym jako czynniki kształtujące szanse zatrudnienia i ryzyko bezrobocia. W ramach teorii kapitału ludzkiego (Becker, 1964) inwestycje w edukację zwiększają produktywność pracownika, a tym samym poprawiają jego pozycję na rynku pracy. Teoria sygnalizowania (Spence, 1973) uzupełnia tę perspektywę, wskazując, że poziom wykształcenia pełni funkcję sygnału jakości pracownika dla pracodawców w warunkach asymetrii informacji. Obie perspektywy implikują ujemny związek między poziomem

wykształcenia a poziomem bezrobocia, co znajduje szerokie potwierdzenie w badaniach empirycznych dla krajów OECD i UE (Quintini i Martin, 2006; OECD, 2010).

Dane empiryczne wskazują, że **wyższe wykształcenie** wiąże się z korzystniejszymi wynikami na rynku pracy. Osoby z dyplomem uczelni wyższej osiągają wyższe wskaźniki zatrudnienia niż osoby z niższym poziomem wykształcenia, a różnica ta utrzymuje się w wielu krajach UE-27 (OECD, 2025). W 2023 roku stopa zatrudnienia niedawnych absolwentów uczelni wyższych w UE – definiowanych jako osoby w wieku 20–34 lat, które ukończyły kształcenie nie wcześniej niż trzy lata przed badaniem – wyniosła 83,5%, przy różnicy około 9,6 punktu procentowego względem osób z wykształceniem średnim i niższym (Eurostat, 2025a). Scarpetta i in. (2010) wykazali, że różnica między tymi grupami była szczególnie wyraźna w okresie kryzysu finansowego 2008–2010, gdy rynki pracy odnotowały gwałtowny wzrost bezrobocia wśród osób słabiej wykształconych. Należy jednak podkreślić, że ochronna rola wyższego wykształcenia może być ograniczona przez niedopasowanie struktury kwalifikacji do potrzeb rynku pracy.

Z kolei **niski poziom wykształcenia** jest konsekwentnie powiązany z wyższym ryzykiem bezrobocia, wyższą biernością zawodową i niższymi zarobkami. Osoby o niskich kwalifikacjach mają mniejsze szanse na sprawne przejście z edukacji do zatrudnienia (Quintini i Martin, 2006), a deficyt kapitału ludzkiego mierzonego poziomem formalnego wykształcenia przekłada się bezpośrednio na wydłużenie okresu bezrobocia i większe ryzyko trwałego wykluczenia z rynku pracy, szczególnie wśród osób młodych (Bell i Blanchflower, 2011).

Szczególną formą niedostatecznego kapitału ludzkiego jest **wczesne kończenie kształcenia i szkolenia**. Eurostat definiuje osoby wczesnie kończące kształcenie jako osoby w wieku 18–24 lat, posiadające co najwyżej wykształcenie niższe niż średnie i nieuczestniczące w dalszej edukacji ani szkoleniu w ciągu czterech tygodni poprzedzających badanie aktywności ekonomicznej ludności. W 2024 roku wskaźnik ten wyniósł w UE 9,3%, przy czym zaledwie 47,3% osób z tej grupy było zatrudnionych, 30,1% poszukiwało pracy, a 22,6% pozostawało bierne zawodowo (Eurostat, 2025d). W ujęciu długookresowym nastąpił wyraźny postęp – odsetek ten spadł z 16,9% w 2002 r. do 9,4% w 2024 r. – jednak między krajami UE-27 utrzymują się istotne różnice (Komisja Europejska, 2025c). Badania wskazują, że wczesne kończenie nauki wiąże się z trwałymi negatywnymi konsekwencjami, w tym niższymi dochodami i wyższym ryzykiem wykluczenia z rynku pracy (Brunello i De Paola, 2014). Jednocześnie wskazują,

że zjawisko to jest silnie uwarunkowane czynnikami strukturalnymi, takimi jak środowisko rodzinne i instytucjonalne, a nie wyłącznie indywidualnymi decyzjami osób młodych (Komisja Europejska, EACEA, Eurydice i Cedefop, 2014).

Odrębnym zagadnieniem jest związek **struktury wykształcenia** – w szczególności udziału absolwentów kierunków nauk ścisłych, technologii, inżynierii i matematyki (*Science, Technology, Engineering and Mathematics* – STEM) – z wynikami na rynku pracy. Znaczenie tej grupy kierunków wynika z utrzymujących się w UE niedoborów pracowników w zawodach technicznych i cyfrowych, czemu towarzyszą relatywnie wysokie wskaźniki zatrudnienia niedawnych absolwentów STEM (Komisja Europejska, 2025b). Jednocześnie wyniki absolwentów różnią się między poszczególnymi dziedzinami STEM, a sam udział osób kończących te kierunki nie musi automatycznie ograniczać stopy bezrobocia, jeżeli występuje niedopasowanie kwalifikacji do struktury popytu na pracę (Cedefop, 2015; OECD, 2025). Jakość przejścia z edukacji do pracy zależy również od powiązania zdobywanego doświadczenia zawodowego z kierunkiem kształcenia, a w przypadku kwalifikacji technicznych istotne znaczenie mają także zmiany popytu na absolwentów średniego kształcenia zawodowego (Rudakov i Muehleck, 2026; Vandeweyer i Verhagen, 2020).

Istotnym zastrzeżeniem interpretacyjnym jest **zjawisko nadmiernego wykształcenia** (*overeducation*). Flisi i in. (2014) dokumentują, że w wielu krajach UE znacząca część osób z dyplomem uczelni wyższej wykonuje pracę niewymagającą posiadanych kwalifikacji. Zjawisko może mieć charakter przejściowy – jako etap wejściowy na rynek pracy – lub trwały, prowadząc do długotrwałego niedopasowania zawodowego (Verhaest i Omey, 2006). Część badań potwierdza występowanie tzw. efektu trampoliny, polegającego na przechodzeniu z pracy poniżej kwalifikacji do zatrudnienia lepiej dopasowanego, jednak jego skala zależy od systemu kształcenia i instytucji rynku pracy (Verhaest i Van der Velden, 2013). Zjawisko to sprawia, że wzrost udziału osób z wyższym wykształceniem nie musi przekładać się liniowo na poprawę wyników rynku pracy, jeśli struktura popytu nie odpowiada strukturze podaży kwalifikacji.

Wskaźnik NEET jest syntetyczną miarą wykluczenia jednocześnie z rynku pracy i systemu kształcenia. Eurostat obejmuje nim osoby, które nie pracują zarobkowo, nie kształcą się w edukacji formalnej ani nie uczestniczą w szkoleniach. W 2024 roku w UE jego wartość dla grupy 15–29 lat – zgodnie z definicją Eurostatu – wyniosła 11,0%, przy celu strategicznym na 2030 rok poniżej 9% (Eurostat, 2025f). Wskaźnik ten rośnie wraz

z wiekiem: w grupie 15–19 lat wynosił 5,4%, w wieku 20–24 lat – 12,8%, a w grupie 25–29 lat – 14,6%, co świadczy o kumulowaniu się trudności w przejściu z edukacji do zatrudnienia (Eurostat, 2025f). Eurofound (2012) dokonał pierwszej systematycznej charakterystyki tej kategorii na poziomie europejskim, wskazując, że obejmuje ona osoby w bardzo zróżnicowanych sytuacjach życiowych: bezrobotnych aktywnie poszukujących pracy, osoby bierne z powodów opiekuńczych, osoby chore lub niepełnosprawne, osoby zniechęcone poszukiwaniem zatrudnienia oraz osoby przejściowo poza edukacją i pracą. Heterogeniczność ta jest potwierdzana w późniejszych badaniach: Eurofound (2016) wyróżnił co najmniej pięć odrębnych podkategorii osób NEET, a Assmann i Broschinski (2021) w mapowaniu przestrzennym dla krajów UE pokazali, że skala i struktura wskaźnika NEET są silnie zróżnicowane instytucjonalnie i regionalnie.

W literaturze empirycznej **wskaźnik NEET** jest konsekwentnie wskazywany jako jeden z kluczowych predyktorów trudności na rynku pracy osób młodych. Badania potwierdzają, że wykluczenie społeczne mierzone tym wskaźnikiem wykazuje ujemny związek z sytuacją na rynku pracy w krajach UE, przy czym siła tej zależności jest silniejsza w krajach Europy Południowej i Wschodniej (Perło i in. 2025). Kategoria NEET nie jest jednorodna, a sposób jej definiowania i operacjonalizacji różni się między krajami, co ogranicza możliwość formułowania jednolitych wniosków politycznych (Paabort i in., 2023). W ostatnich latach znaczenia nabrał również wymiar cyfryzacji: Eurofound (2024) wskazuje, że integracja osób młodych z rynkiem pracy coraz silniej zależy od posiadanych kompetencji, w tym kompetencji cyfrowych. W tym kontekście wskaźnik należy traktować jako syntetyczną miarę oddalenia od zatrudnienia, edukacji i szkoleń, a nie jako jednoznaczną przyczynę stopy bezrobocia. Jego zastosowanie w modelu wymaga ostrożności, ponieważ osoby bezrobotne stanowią część populacji NEET, a sam wskaźnik jest powiązany ze zmiennymi edukacyjnymi. Z tego względu w dalszej analizie wyniki modeli z NEET należy interpretować łącznie z wariantami bez tej zmiennej.

Czynniki demograficzne kształtują zarówno strukturę podaży pracy, jak i warunki przejścia z edukacji do zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat. Omówione poniżej czynniki dotyczą odpowiednio: struktury wieku populacji, decyzji prokreacyjnych, przepływów migracyjnych i przestrzennego rozmieszczenia ludności – czterech wymiarów demograficznych uzasadnionych empirycznie jako zmienne objaśniające bezrobocia i zatrudnienia młodych. Trzpiot i Kawecka (2021) pokazują, że w ujęciu taksonomicznym

zmienne demograficzne i makroekonomiczne tworzą relatywnie stabilne konfiguracje charakteryzujące rynki pracy młodych w poszczególnych krajach UE.

Struktura wieku populacji, mierzona medianą wieku, wpływa na skład siły roboczej i pośrednio na poziom konkurencji na rynku pracy. Eurostat wskazuje, że mediana wieku ludności UE wyniosła 44,9 roku na dzień 1 stycznia 2025 r. (Eurostat, 2025g), co odzwierciedla postępujący proces starzenia się populacji krajów UE-27. Starzenie się populacji prowadzi do zmniejszenia relatywnej liczebności kohort wchodzących na rynek pracy. Z jednej strony może ograniczać konkurencję o miejsca pracy, z drugiej – zawężyć zasób pracowników o kompetencjach szczególnie pożądanym w gospodarkach opartych na wiedzy (Eurofound, 2012, s. 38–40). Związek między medianą wieku a bezrobociem osób młodych pozostaje jednak niejednoznaczny i zależy od czynników strukturalnych, takich jak struktura sektorowa gospodarki oraz rozwiązania instytucjonalne, w tym system emerytalny.

Odraczenie decyzji prokreacyjnych przez osoby w wieku 20–29 lat jest w literaturze interpretowane zarówno jako skutek niepewności ekonomicznej, jak i jako czynnik kształtujący aktywność zawodową tej grupy. Adersà (2011) wskazuje, że trwałe wysokie bezrobocie i niestabilność zatrudnienia skłaniają młodych dorosłych do **odraczania decyzji o posiadaniu pierwszego dziecka**. Matysiak i in. (2021) potwierdzają, że prekaryjne zatrudnienie obniża skłonność do planowania rodzicielstwa, szczególnie w krajach o słabszych systemach wsparcia rodziny. Karabchuk (2020) w badaniu empirycznym dla krajów europejskich dokumentuje, że niestabilność pracy wykazuje istotny ujemny związek z intencjami prokreacyjnymi młodych dorosłych. Zróznicowanie mediany wieku przy urodzeniu pierwszego dziecka w krajach UE-27 odzwierciedla zatem zarówno czynniki kulturowe, jak i strukturalne cechy rynków pracy.

Przepływy migracyjne są szczególnie istotnym predyktorem kształtującym rynki pracy w krajach UE-27, gdzie swobodny przepływ pracowników stanowi fundamentalną zasadę rynku wewnętrznego. Udział osób w wieku produkcyjnym urodzonych poza UE wzrósł z około 8% w 2014 r. do ponad 12% w 2024 r., a imigracja istotnie przyczyniła się do wzrostu zatrudnienia i łagodzenia niedoborów siły roboczej w UE (Komisja Europejska, 2026b). Migracja oddziałuje na rynek pracy przez kanał podażowy – zmieniając liczebność i strukturę kwalifikacyjną siły roboczej – oraz przez kanał popytowy, przez wpływ na konsumpcję i inwestycje (Komisja Europejska, 2025c). Ward-Warmedinger i Macchiarelli (2014) dokumentują, że przejścia między statusami na rynku

pracy – zatrudnieniem, bezrobociem i biernością zawodową – są silnie zróżnicowane między krajami UE, co powiązane jest m.in. z odmiennymi wzorcami mobilności. Dla krajów o ujemnym saldzie migracyjnym – takich jak kraje bałtyckie, Rumunia czy Bułgaria – odpływ osób w grupie 20–29 lat może paradoksalnie obniżać stopę bezrobocia przy jednoczesnym kurczeniu się podaży pracy.

Gęstość zaludnienia wpływa na dostępność rynku pracy przez efekty aglomeracji. W obszarach silnie zurbanizowanych bliskość pracodawców ogranicza koszty i czas poszukiwania pracy, co sprzyja wyższym wskaźnikom zatrudnienia (Di Addario, 2011; Fu, 2023). Należy jednak podkreślić, że w analizach prowadzonych na poziomie krajów gęstość zaludnienia ma ograniczoną wartość wyjaśniającą, ponieważ istotne zróżnicowanie regionalne nie jest widoczne w danych zagregowanych. Badania wskazują jednak, że na poziomie regionalnym urbanizacja pozostaje istotnym czynnikiem sprzyjającym integracji osób młodych na rynku pracy (Bal-Domańska, Kusideł i Brud, 2025).

Otoczenie instytucjonalne rynku pracy jest uznawane za jeden z kluczowych determinantów strukturalnych bezrobocia i zatrudnienia osób młodych. Blanchard i Wolfers (2000) wykazali, że różnice w poziomach bezrobocia między krajami są w dużej mierze wyjaśniane przez instytucje rynku pracy w połączeniu z egzogenicznymi szokami makroekonomicznymi. Choudhry i in. (2013) potwierdzają, że instytucje rynku pracy wykazują istotny związek z bezrobociem ogółem i bezrobociem osób młodych, przy czym siła i kierunek zależności różnią się w zależności od typu instytucji. Ponadto instytucjonalne zróżnicowanie między krajami, obejmujące m.in. systemy kształcenia zawodowego i regulacje rynku pracy, w istotny sposób kształtuje ścieżki wejścia osób młodych na rynek pracy (Gangl, 2002).

Część badań wskazuje, że większa **elastyczność regulacyjna** może sprzyjać zatrudnieniu przez ułatwianie przepływów z bierności lub bezrobocia do pracy, ograniczanie barier wejścia na rynek pracy oraz zwiększanie szans zatrudnienia osób młodszych, zwłaszcza gdy reformom regulacyjnym towarzyszą aktywne polityki rynku pracy (Bassanini i Duval, 2006; Scarpetta i in., 2010; Cournède i in., 2016). Wyniki empiryczne nie są jednak jednoznaczne. Liotti (2022) wykazuje, że w krajach UE-28 w latach 2000–2018 elastyczność regulacyjna nie stanowiła jednoznacznego predyktora bezrobocia młodych, a większe znaczenie miały wzrost gospodarczy i aktywna polityka rynku pracy. Brzezinski (2017) wskazuje na nieliniowość tych zależności: relacja między elastycznością regulacyjną a zatrudnieniem młodych zmienia się w zależności od poziomu

wyjściowego regulacji. Dodatkowym ograniczeniem jest niska zmienność wskaźników regulacyjnych w czasie w obrębie poszczególnych krajów, co utrudnia ich identyfikację w modelach z efektami stałymi.

Pułapka bezrobocia – rozumiana jako sytuacja, w której **przejście z bezrobocia do zatrudnienia** wiąże się ze wzrostem opodatkowania i utratą świadczeń, prowadzącą do minimalnego **przyrostu dochodu netto** – jest w literaturze wiązana z obniżonymi bodźcami do poszukiwania pracy. Banerji i in. (2015) wskazują, że klin podatkowy jest jednym z instytucjonalnych czynników spowalniających poprawę sytuacji osób młodych na rynku pracy w krajach europejskich. Caliendo i Schmidl (2016) syntetyzując wyniki badań o aktywnej polityce rynku pracy wskazują, że systemy zasiłkowe i ich interakcja z opodatkowaniem pracy mają bezpośredni związek z aktywnością zawodową osób młodych. Podobnie jak w przypadku wskaźników elastyczności regulacyjnej, miary dotyczące systemu podatkowego cechują się niewielką zmiennością w czasie, co uwzględniane jest przy interpretacji modeli z efektami stałymi.

Szczególnym przypadkiem instytucjonalnych determinantów zatrudnienia i bezrobocia młodych jest **płaca minimalna** i jej relacja do **przeciętnego wynagrodzenia**. Badania dla polskich regionów NUTS-2 wskazują, że wpływ tej relacji na zatrudnienie młodych jest zróżnicowany przestrzennie: w słabiej rozwiniętych regionach efekt bywa negatywny, nawet gdy przeciętnie pozostaje nieistotny statystycznie (Majchrowska i in., 2015). Jednocześnie wyższa relacja płacy minimalnej do przeciętnej płacy lokalnej wiąże się z wyższym udziałem młodych w bezrobociu na lokalnych rynkach pracy w Polsce (Majchrowska, Broniatowska i Żółkiewski, 2016). Wyniki te wskazują na silną heterogeniczność przestrzenną oddziaływania czynników instytucjonalnych, co stanowi ważną przesłankę interpretacyjną przy analizie modeli opartych na danych zagregowanych na poziomie krajowym.

Związek między **ubóstwem, deprivacją materialną i warunkami mieszkaniowymi a sytuacją na rynku pracy** osób w wieku 20–29 lat w literaturze ma charakter dwukierunkowy. Z jednej strony niestabilna pozycja na rynku pracy może zwiększać ryzyko ubóstwa i deprivacji, z drugiej – warunki materialne i mieszkaniowe kształtują decyzje dotyczące aktywności zawodowej. Ta wzajemna zależność stanowi istotne ograniczenie interpretacyjne w analizie zmiennych z tej grupy.

Ubóstwo pracujących (*in-work poverty*), obejmujące osoby pozostające poniżej progu ubóstwa dochodowego mimo posiadania zatrudnienia, dotyka nieproporcjonalnie często osób młodych. W 2024 r. 8,2% pracujących dorosłych w UE było zagrożonych ubóstwem pomimo posiadania zatrudnienia (Eurostat, 2025a). Zjawisko to jest ściśle powiązane z segmentacją rynku pracy: w 2024 r. 31,1% pracowników w wieku 15–29 lat w UE miało umowę o pracę na czas określony, wobec 7,4% w grupie 30–54 lat (Eurostat, 2025h). Halleröd i in. (2015) dokumentują na próbie 22 krajów europejskich, że niestabilne trajektorie zatrudnienia – obejmujące przerwy w pracy i przejścia do zatrudnienia niestandardowego – znacząco zwiększają ryzyko ubóstwa pracujących. Komisja Europejska (2026c) wskazuje, że ubóstwo pracujących zależy nie tylko od samego faktu zatrudnienia, lecz także od jakości pracy, struktury gospodarstwa domowego i systemu transferów społecznych.

Niska intensywność pracy w gospodarstwach domowych – definiowana jako sytuacja, w której członkowie gospodarstwa w wieku produkcyjnym przepracowali w ciągu poprzednich 12 miesięcy co najwyżej 20% potencjalnego czasu pracy – jest związana z pogorszoną sytuacją materialną i ograniczonymi szansami edukacyjnymi młodych dorosłych wychodzących z takich rodzin. W 2024 r. w UE 7,9% populacji poniżej 65. roku życia żyło w gospodarstwach o bardzo niskiej intensywności pracy, a wśród młodych w wieku 15–29 lat odsetek ten wynosił 8,2% (Eurostat, 2025b). Związek tej zmiennej ze stopą bezrobocia lub wskaźnikiem zatrudnienia osób młodych ma charakter pośredni: niezdolność do zatrudnienia rodziców może negatywnie kształtować ścieżki edukacyjne i zawodowe dzieci (Gregg i in., 2017).

Przeciążenie kosztami mieszkaniowymi, mierzone udziałem osób w gospodarstwach domowych, w których wydatki na mieszkanie przekraczają 40% dochodu rozporządzalnego – jest w najnowszej literaturze wskazywane jako istotna bariera mobilności zawodowej osób młodych. W 2024 r. 9,7% osób w wieku 15–29 lat mieszkało w gospodarstwach domowych z nadmiernym obciążeniem kosztami mieszkania, a średni wiek opuszczania domu rodzinnego w UE wyniósł 26,2 roku (Eurostat, 2025h). Eurofound (2025a) wskazuje, że kryzys mieszkaniowy dotyczący społeczeństwa krajów UE-27 ogranicza decyzje edukacyjne, zawodowe i rodzinne osób w wieku 20–29 lat, utrudniając przeprowadzkę w poszukiwaniu lepszego zatrudnienia. Warto dodać, że wskaźnik ten jest silnie powiązany ze wskaźnikiem zamieszkiwania z rodzicami: niedostępność cenowa mieszkań jest jedną z głównych przyczyn wydłużonego pozostawania w domu rodzinnym.

Zamieszkiwanie z rodzicami przez osoby w wieku 25–34 lat jest w literaturze interpretowane zarówno jako skutek niepewności ekonomicznej, jak i jako czynnik opóźniający pełne wejście na rynek pracy. Schwanitz (2017) wskazuje, że ścieżki opuszczania domu rodzinnego różnią się między krajami i są zależne od instytucji rynku pracy, systemu wsparcia mieszkaniowego i norm kulturowych. Eurofound (2025a) dokumentuje, że w krajach Europy Południowej odsetek osób w tym wieku mieszkających z rodzicami przekracza 60%, podczas gdy w krajach skandynawskich jest kilkakrotnie niższy. Sompolska-Rzechuła i Kurdyś-Kujawska (2022) w badaniu porównawczym dla krajów UE-27 potwierdzają, że istnieją wyraźne grupy krajów o podobnych wzorcach zamieszkiwania młodych dorosłych z rodzicami, które pokrywają się z typologiami reżimów społeczno-ekonomicznych¹. Związek tego zjawiska ze stopą bezrobocia ma charakter dwukierunkowy: długotrwałe bezrobocie może wymuszać pozostawanie w domu rodzinnym, a brak samodzielności mieszkaniowej może opóźnić tranzycję do stabilnego zatrudnienia.

Deprywacja materialna i społeczna, mierzona syntetycznym wskaźnikiem obejmującym brak dostępu do dóbr i usług uznawanych za niezbędne – jest w literaturze wiązana z niższym kapitałem społecznym i ograniczonym dostępem do sieci kontaktów zawodowych. W 2024 r. 5,8% młodych w wieku 15–29 lat w UE doświadczało poważnej deprywacji materialnej i społecznej, a wskaźnik AROPE (*at risk of poverty or social exclusion*) dla tej grupy wyniósł 24,1%, przewyższając średnią dla populacji ogółem (Eurostat, 2025c). Perło i in. (2025) potwierdzają, że wykluczenie społeczne mierzone wskaźnikami z tej grupy wykazuje ujemny związek z sytuacją osób młodych na rynku pracy w krajach UE. Należy jednak podkreślić, że deprywacja może być zarówno determinantą, jak i skutkiem długotrwałego bezrobocia, co stanowi istotne ograniczenie interpretacyjne.

¹ Najczęściej wyróżnia się Esping-Andersen (2010, s. 26–33); zob. też Gallie i Paugam (2000, s. 1–12):

- model skandynawski (socjaldemokratyczny) – wysoka ochrona socjalna, rozwinięte usługi publiczne, wczesna samodzielność młodych (np. Szwecja, Dania)
- model kontynentalny (konserwatywno-korporacyjny) – silne instytucje rynku pracy, umiarkowane wsparcie państwa, większa rola rodziny niż w Skandynawii (np. Niemcy, Francja)
- model liberalny (anglosaski) – niska ingerencja państwa, większa rola rynku, wcześniejsze wejście na rynek pracy, ale też większa niepewność (np. Irlandia; wcześniej także UK)
- model południowoeuropejski (śródziemnomorski) – słabsze państwo opiekuńcze, duża rola rodziny, późne opuszczanie domu rodzinnego (np. Włochy, Hiszpania, Grecja)
- model postsocjalistyczny / Europy Środkowo-Wschodniej – systemy transformujące się, zróżnicowane instytucje i ścieżki przejścia do dorosłości (np. Polska, Rumunia, kraje bałtyckie)

Otoczenie makroekonomiczne wyznacza warunki brzegowe kształtowania się bezrobocia i zatrudnienia na rynku pracy, przy czym osoby w wieku 20–29 lat są szczególnie podatne na jego zmiany ze względu na wyższą wrażliwość bezrobocia tej grupy na wahania koniunktury oraz relatywnie słabszą pozycję na rynku pracy w okresach recesji (Banerji i in., 2015; Bell i Blanchflower, 2011). Uwzględnione w badaniu zmienne makroekonomiczne obejmują dynamikę produktu krajowego brutto, inflację konsumencką, otwarcie handlowe, poziom zadłużenia sektora publicznego, inwestycje, produktywność pracy, relatywną skalę konsumpcji rządowej oraz przepływy przekazów pieniężnych od migrantów. Czynniki te oddziałują na rynek pracy przez różne kanały – popytowy, inwestycyjny, fiskalny i sygnałowy – dlatego ich związki ze stopą bezrobocia i wskaźnikiem zatrudnienia mogą mieć charakter pośredni oraz ujawniać się z opóźnieniem.

Dynamika **produktu krajowego brutto** jest jednym z najsilniej dokumentowanych makroekonomicznych zmiennych objaśniających sytuacji osób młodych na rynku pracy. Banerji i in. (2015) wykazali, że bezrobocie wśród osób młodych reaguje na cykl koniunkturalny wyraźnie silniej niż bezrobocie dorosłych, co tłumaczone jest ich nadreprezentacją wśród pracowników tymczasowych oraz w branżach o wysokiej wrażliwości cyklicznej. Bell i Blanchflower (2011) potwierdzają tę asymetrię dla krajów europejskich, a Bayrak i Tatli (2018) oraz Bal-Domańska (2022) wskazują na jej trwałość w nowszych danych dla krajów UE.

Związek między **inflacją a bezrobociem** jest opisywany w literaturze przede wszystkim w ramach krzywej Phillipsa: w krótkim okresie, zwłaszcza przy szokach popytowych, wyższej presji inflacyjnej może towarzyszyć niższe niewykorzystanie zasobów pracy, w tym niższa stopa bezrobocia (Phillips, 1958; Friedman, 1968; Phelps, 1968; Blanchard, 2016; Bonam i in., 2021; Schuffels i in., 2024). Ghoshray i in. (2016), analizując wpływ kryzysu strefy euro na bezrobocie młodych, wskazują jednak na niejednoznaczność tej relacji i możliwość jej odwrócenia w warunkach stagflacji lub wstrząsów podaźowych.

Otwarcie handlowe, mierzone **udziałem eksportu w produkcie krajowym brutto**, wpływa na krajowy rynek pracy głównie przez kanał popytowy: rozwinięty eksport pozwala utrzymywać wyższy popyt na pracę niezależnie od krajowej koniunktury. Bayrak i Tatli (2018) dokumentują pozytywny związek otwartości handlowej z zatrudnieniem osób młodych w krajach OECD. Należy jednak podkreślić, że kierunek i siła tego związku

mogą różnić się między krajami eksportującymi głównie towary przetworzone o wysokiej wartości dodanej a krajami wyspecjalizowanymi w eksporcie surowców lub usług o niższej wartości dodanej, co znajduje odzwierciedlenie w zróżnicowaniu danych dla krajów UE-27.

W literaturze makroekonomicznej podkreśla się, że konsekwencje wysokiego **długu publicznego** nie są jednoznaczne i zależą od kontekstu gospodarczego. W części badań wskazuje się na ryzyko efektu wypierania inwestycji prywatnych oraz wolniejszego wzrostu gospodarczego przy wysokim poziomie zadłużenia, zwłaszcza w dłuższym okresie (Kumar i Woo, 2010; Checherita-Westphal i Rother, 2012). Jednocześnie znaczenie długu publicznego dla sytuacji osób w wieku 20–29 lat może mieć charakter pośredni: ograniczona przestrzeń fiskalna może utrudniać finansowanie aktywnych polityk rynku pracy, które w literaturze wskazywane są jako istotne instrumenty integracji zawodowej osób młodych (Caliendo i Schmidl, 2016).

Nakłady brutto na środki trwałe są miarą dynamiki inwestycyjnej gospodarki. Wzrost inwestycji wiąże się ze wzrostem zdolności produkcyjnych i sprzyja tworzeniu nowych miejsc pracy, co w perspektywie średnioterminowej powinno poprawiać sytuację osób młodych na rynku pracy. Efekty te pojawiają się jednak z opóźnieniem, co uzasadnia stosowanie opóźnionych wartości tej zmiennej w modelach empirycznych (Perło i in., 2025).

Produktywność pracy, mierzona realnym produktem na godzinę przepracowaną, odzwierciedla poziom zaawansowania technologicznego i organizacyjnego gospodarki. Jej wzrost sprzyja tworzeniu miejsc pracy wymagających wyższych kwalifikacji, co jest korzystne dla osób lepiej wykształconych, a jednocześnie może prowadzić do substytucji pracy niskokwalifikowanej (Acemoglu i Autor, 2011; Goos i in., 2014). W rezultacie wpływ produktywności na sytuację osób w wieku 20–29 lat zależy od struktury wykształcenia siły roboczej i pozycji gospodarki w globalnych łańcuchach wartości.

Konsumpcja sektora rządowego, rozpatrywana jako relatywny poziom wydatków publicznych w przeliczeniu na mieszkańca, odzwierciedla skalę zaangażowania państwa w gospodarkę. Wyższe wydatki publiczne mogą pośrednio stymulować popyt na pracę przez efekty mnożnikowe. Komisja Europejska (2025b) wskazuje, że wydatki na aktywną politykę rynku pracy – stanowiące komponent wydatków sektora publicznego – wykazują udokumentowany pozytywny związek z integracją zawodową osób młodych w wieku 15–

29 lat. Należy jednak podkreślić, że związek między ogólnym poziomem wydatków publicznych a zatrudnieniem tej grupy jest słaby i niejednoznaczny; istotniejsza jest struktura tych wydatków niż ich poziom (Cvečić i Sokolić, 2018, s. 2060–2062, dla grupy 15–24 lat; Caliendo i Schmidl, 2016, s. 18–19, dla grupy poniżej 25. roku życia).

Przekazy pieniężne od migrantów, mierzone jako odsetek produktu krajowego brutto, stanowią istotny składnik dochodu narodowego w wielu gospodarkach, szczególnie rozwijających się (Parlament Europejski, 2014). W kontekście krajów UE-27 zjawisko to dotyczy przede wszystkim państw o wyższej intensywności emigracji zarobkowej, takich jak Rumunia, Bułgaria czy kraje bałtyckie, gdzie przekazy pieniężne sięgają kilku procent PKB (Kersan-Škabić i Tijanić, 2022, s. 283–285). Wyższy poziom tych transferów może ograniczać skłonność do podejmowania zatrudnienia przez osoby korzystające z tych środków, co znajduje odzwierciedlenie w wyższych wskaźnikach bierności zawodowej w krajach o wysokim napływie przekazów – zjawisko to dokumentują m.in. badania dla krajów Europy Środkowo-Wschodniej i Południowo-Wschodniej (Atoyán i in., 2016, s. 18–19). Tomić (2018, s. 395) potwierdza, że wysokie przekazy pieniężne z zagranicy są istotnym predyktorem wyższej stopy bezrobocia osób młodych (15–24 lata) w krajach UE o wysokim bezrobociu. Interpretacja tej zmiennej wymaga zatem uwzględnienia heterogeniczności krajów pod względem skali i struktury emigracji.

Podsumowując przegląd czynników makroekonomicznych, można stwierdzić, że zmienne tej grupy wyznaczają warunki brzegowe funkcjonowania rynku pracy, przy czym ich znaczenie dla osób w wieku 20–29 lat jest szczególne ze względu na wyższą wrażliwość bezrobocia tej grupy na wahania koniunktury, a ich efekty są często pośrednie i rozłożone w czasie. Asymetryczna wrażliwość tej grupy wiekowej na cykl koniunkturalny – udokumentowana przez Banerji i in. (2015) i potwierdzana przez Bal-Domańska (2022) – sprawia, że czynniki makroekonomiczne odgrywają co najmniej równie istotną rolę w interpretacji wyników jak zmienne edukacyjne i instytucjonalne. Ponadto Bal-Domańska (2024), analizując reaktywność i inkluzywność regionalnych rynków pracy na poziomie NUTS-2, wskazuje, że zróżnicowanie przestrzenne sytuacji młodych jest silniejsze niż jej zmienność w czasie.

1.4. Rynek pracy osób młodych w UE w świetle badań empirycznych

Literatura empiryczna poświęcona rynkowi pracy osób młodych w Europie jest liczna, lecz niejednorodna pod względem zakresu wieku, okresu objętego analizą oraz stosowanych metod badawczych. W znacznej części badań dominuje przedział 15–24 lata, przyjmowany jako standardowa kategoria młodzieży w statystykach rynku pracy i analizach międzynarodowych. Jak wskazuje O'Higgins (1997, za: Liotti, 2022, s. 2), nie istnieje jedna powszechnie obowiązująca definicja bezrobocia osób młodych, a wybór przedziału wieku zależy od celu badania. Otwiera to przestrzeń dla stosowania węższych lub przesuniętych kategorii analitycznych, takich jak 20–24 lub 20–29 lat. Prace uwzględniające odrębną specyfikę przedziału 20–29 lat należą do mniejszości w literaturze, choć ich znaczenie rośnie wraz z upowszechnianiem się perspektywy przejścia z edukacji do rynku pracy jako odrębnego problemu badawczego (Bruno i in., 2014; Liotti, 2022).

Niniejszy przegląd ujęto w sześciu blokach tematycznych: czynniki makroekonomiczne, czynniki edukacyjne i kapitał ludzki, czynniki instytucjonalne, mechanizmy behawioralne, konsekwencje niekorzystnej sytuacji osób w analizowanej grupie wiekowej na rynku pracy oraz dominacja zróżnicowania przestrzennego nad zróżnicowaniem czasowym jako kluczowa przesłanka empiryczna uzasadniająca przyjętą perspektywę badawczą.

Dynamika PKB należy do najlepiej udokumentowanych makroekonomicznych determinant stopy bezrobocia osób w grupie 15–24 lat. W badaniu dla 22 krajów Europy ze szczególnym uwzględnieniem strefy euro (2000–2012) czynniki koniunkturalne wyjaśniały około 50% zmian stopy bezrobocia w grupie 15–24 lat, a w krajach Europy Południowej odsetek ten sięgał 70%. Elastyczność stopy bezrobocia tej grupy względem PKB wyniosła od -1 p.p. w Grecji i Portugalii do -2 p.p. w Hiszpanii – wartości wyraźnie wyższe niż dla populacji ogółem (Banerji i in., 2014, s. 5–12). W próbie 28 krajów UE (2000–2018) wzrost PKB o 1 p.p. wiązał się ze spadkiem stopy bezrobocia osób w grupie 15–24 lat o 0,33–0,43 p.p. przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie (*ceteris paribus*) (Liotti, 2022, s. 89). Recesja lat 2008–2009 uwidoczniła tę asymetrię w próbie USA i Wielkiej Brytanii: stopa bezrobocia osób w grupie 16–24 lat reagowała na spowolnienie gospodarcze silniej niż dla populacji ogółem, generując trwałe straty

płacowe i wzrost bezrobocia strukturalnego (Bell i Blanchflower, 2011, s. 241). Dla Polski i Turcji (2007–2020, model ARDL) w próbie obejmującej grupę 15–24 lat potwierdzono, że wzrost PKB redukuje stopę bezrobocia w obu krajach, przy czym wzrost udziału zatrudnienia tymczasowego wiązał się ze wzrostem bezrobocia w Polsce, natomiast nie wykazał istotnego statystycznie związku w Turcji (Bölükbaş i Kwiatkowski, 2025, s. 379). Zbieżne wyniki dla panelu krajów OECD (1981–2009) obejmującego grupę 15–24 lat potwierdzają istotność statystyczną PKB, inflacji i stóp procentowych, a kryzysy finansowe dodawały efekt ponadkoniunkturalny powyżej tendencji wyznaczonej przez zmienne makroekonomiczne (Perugini i Signorelli, 2010).

Wyniki dotyczące inflacji i jej związku ze stopą bezrobocia osób w grupie 15–24 lat są niejednoznaczne. W szacunkach dla próby UE-28 (2000–2018) wzrost inflacji wiązał się ze wzrostem stopy bezrobocia – wynik sprzeczny z tradycyjną krzywą Phillipsa (Liotti, 2022, s. 90). Analogiczny kierunek efektu uzyskano w próbie 31 krajów OECD (2000–2015), co interpretuje się jako dowód na niespójność standardowego ujęcia makroekonomicznego w odniesieniu do tej grupy wiekowej (Bayrak i Tatli, 2018, s. 236). Z kolei wzrost wydatków na aktywną politykę rynku pracy (*Active Labour Market Policies* – ALMP) o 1 p.p. PKB wiązał się w szacunkach dla próby UE-28 z redukcją stopy bezrobocia osób w grupie 15–24 lat o 4,08 p.p., choć efekt ten wymaga ostrożnej interpretacji ze względu na potencjalną odwrotność kierunku zależności (Liotti, 2022, s. 93).

Analiza dla 28 krajów UE (2002–2014) obejmująca grupy 15–24 i 25–29 lat wskazuje, że niższy dług publiczny i wyższy wzrost PKB stanowią spójne zmienne objaśniające redukcji stopy bezrobocia; przekazy pieniężne od migrantów okazały się dodatnio powiązane ze stopą bezrobocia w krajach wysyłających, co interpretuje się jako efekt obniżenia pilności podjęcia zatrudnienia przy finansowym wsparciu z zagranicy (Tomić, 2018, s. 385). Dla wybranych krajów UE stwierdzono, że wzrost długu publicznego silniej wpływa na stopę bezrobocia osób w grupie 15–24 lat niż na bezrobocie ogółem, szczególnie w krajach Europy Południowej (Kokotović, 2016, s. 12). Praca tymczasowa i praca w niepełnym wymiarze czasu wiążą się ze wzrostem wskaźnika zatrudnienia mężczyzn w analizowanych grupach wiekowych w regionach NUTS-2 krajów UE (1999–2006), natomiast u kobiet istotna była wyłącznie praca w niepełnym wymiarze (Perugini i Signorelli, 2010, s. 155). Ambiwalentna pozostaje rola produktywności pracy: jej wzrost może zarówno zwiększać zdolność pracodawców

do opłacania pracowników, jak i prowadzi do substytucji pracy niskokwalifikowanej, co nieproporcjonalnie dotyka osoby wchodzące na rynek pracy bez doświadczenia zawodowego (Autor i in., 1998; Lewis i Heyes, 2020, s. 458).

W literaturze wskazuje się na istotną rolę czynników makroekonomicznych nieuwzględnionych w niniejszym badaniu ze względu na ograniczenia dostępności danych – stanowi to zastrzeżenie metodologiczne. Stopy procentowe i warunki kredytowe wpływają na inwestycje przedsiębiorstw, a przez ten kanał – na popyt na pracę; wyraźny ujemny związek ograniczeń kredytowych z inwestycjami i zatrudnieniem potwierdzono w analizie danych ankietowych dla 12 krajów europejskich (García-Posada Gómez, 2019). Po 2022 roku zacieśnienie polityki pieniężnej Europejskiego Banku Centralnego wpłynęło na aktywność inwestycyjną firm, choć krótkookresowy efekt na zatrudnienie był częściowo łagodzony przez utrzymywanie zatrudnienia mimo słabego wzrostu gospodarczego (*labour hoarding*) (Berson i in., 2024). Zmienność kursu walutowego względem euro istotnie obniżała wzrost zatrudnienia w gospodarkach Europy Środkowo-Wschodniej, przy czym efekt był silniejszy w sektorach nisko technologicznych i silnie otwartych na handel (Belke i Setzer, 2003, s. 267). Wzrost cen energii po 2021 roku przełożył się na wyższe koszty produkcji i osłabienie inwestycji firm w UE, a zakłócenia łańcuchów dostaw stanowiły dodatkowy kanał transmisji szoków podażowych na produkcję i ceny w strefie euro (Anaya Longaric i in., 2024; De Santis, 2024). Transformacja cyfrowa stanowi dla osób w analizowanej grupie wiekowej jednocześnie źródło nowych szans i ryzyko wykluczenia dla osób o niewystarczających kompetencjach cyfrowych (Eurofound, 2024).

Wskaźnik NEET stanowi jedną z kluczowych zmiennych w badaniach nad sytuacją osób w analizowanej grupie wiekowej – pełni funkcję zarówno zmiennej niezależnej stopy bezrobocia, jak i samodzielnej zmiennej zależnej. W analizie obejmującej selekcję 21 krajów europejskich z danymi dla 2007 i 2016 roku wykazano, że niski poziom wykształcenia, płeć żeńska i zła sytuacja materialna rodziny stanowią kluczowe mikropredyktory statusu NEET wśród osób w grupie 15–34 lata. Spośród makropredyktorów istotne okazały się wzrost PKB i elastyczność rynku pracy (Caroleo i in., 2020, s. 1000–1010). Eurofound (2012, s. 1) oszacował łączny koszt ekonomiczny kategorii NEET dla UE-28 na 153 mld EUR rocznie, stanowiący 1,2% PKB, obejmujący utracone wpływy podatkowe, wydatki na zasiłki i koszty długookresowe. Kategoria NEET jest populacją wewnątrznie zróżnicowaną: obejmuje bezrobotnych aktywnie

poszukujących pracy, osoby bierne z powodów opiekuńczo-rodzinnych oraz zniechęcone aktywnym poszukiwaniem (Eurofound, 2016, s. 10). Wyższe uczestnictwo w gospodarce opartej na wiedzy i wyższa innowacyjność wiążą się z niższym wskaźnikiem NEET w krajach UE (Bal-Domańska i Sobczak, 2020). Kalinowska-Sufinowicz (2023, s. 80–90) w analizie skupień dla Polski i 35 krajów w latach 2004–2022 udokumentowała skalę zróżnicowania sytuacji osób w grupie 15–24 lat: wskaźnik zatrudnienia w Grecji sięgał zaledwie 31% wartości obserwowanej dla populacji ogółem, podczas gdy w Islandii wyniósł 84%.

Wśród czynników edukacyjnych istotną rolę odgrywa struktura systemu kształcenia zawodowego. Wyniki badań dla krajów OECD wskazują, że wysoki udział kształcenia zawodowego (*vocational education and training* – VET) obniża stopę bezrobocia w grupie 15–24 lat, a rygorystyczna ochrona stosunku pracy wzmacnia koncentrację zatrudnienia w segmencie umów czasowych (Breen, 2005). Z zastosowaniem dynamicznego modelu dla krajów OECD stwierdzono, że klin podatkowy, stopień uzwiązkowienia, płaca minimalna i poziom wykształcenia stanowią kluczowe determinanty sytuacji tych osób na rynku pracy; system VET okazał się istotny wyłącznie w krótkim okresie – stanowi to wynik nieoczekiwany w świetle teorii kapitału ludzkiego (Caroleo i in., 2017). Heterogeniczność przestrzenna wyników wynika częściowo z różnic w strukturze systemów kształcenia zawodowego: kraje z rozwiniętym systemem dualnym osiągają niższe stopy bezrobocia osób w grupie 15–24 lat niż kraje o porównywalnym PKB, lecz słabiej rozbudowanym systemie VET (Dietrich i Möller, 2016).

W zakresie czynników instytucjonalnych ochrona stosunku pracy (*Employment Protection Legislation* – EPL), zasiłki dla bezrobotnych, opodatkowanie pracy i aktywne polityki rynku pracy (*Active Labour Market Policies* – ALMP) wywierają odrębne, identyfikowalne efekty na wskaźniki rynku pracy, przy czym interakcje między instytucjami komplikują interpretację efektów cząstkowych (Bassanini i Duval, 2006; Szymańska, 2013). Należy podkreślić, że elastyczność regulacyjna nie obniżała stopy bezrobocia w grupie 15–24 lat w próbie UE-28 – wynik ten jest sprzeczny z hipotezą neoklasyczną (Liotti, 2022, s. 91). Wyższy klin podatkowy wiązał się z wyższą stopą bezrobocia w grupie 15–24 lat w próbie 22 krajów europejskich, przy czym efekt był silniejszy w krajach o niskiej mobilności pracowniczej (Banerji i in., 2014, s. 20). Restrykcyjne EPL dla umów stałych zwiększa udział umów czasowych wśród osób w grupach wieku 15–24 i 15–29 lat w próbie 27 krajów UE, pogłębiając segmentację rynku

pracy; wzrost bezrobocia po 2008 roku wyniósł 4–7 p.p. powyżej długookresowej tendencji (De Lange i in., 2014; Scarpetta i in., 2010, s. 5). Szkolenia zawodowe i subsydiowane zatrudnienie przynoszą umiarkowane, niejednorodne efekty między typami krajów, a skuteczność ALMP jest wyraźnie wyższa w krajach o silniejszych instytucjach rynku pracy (Caliendo i Schmidl, 2016). Podobnie Eichhorst i Rinne (2018) wskazują, że instrumenty wspierania zatrudnienia młodzieży nie powinny być traktowane jako krótkookresowe remedium, lecz jako element szerszych, wyprzedzających reform strukturalnych obejmujących aktywizację, kształcenie zawodowe, regulacje zatrudnienia i instytucje rynku pracy. Rada Unii Europejskiej ustanowiła w 2013 roku Gwarancję dla Młodzieży jako instrument polityki rynku pracy ukierunkowany na zapewnienie osobom poniżej 25. roku życia oferty zatrudnienia, dalszego kształcenia, przygotowania zawodowego lub stażu w ciągu czterech miesięcy od utraty pracy albo zakończenia edukacji (Rada Unii Europejskiej, 2013). Komisja Europejska (2013) uzupełniająco wskazała na znaczenie Inicjatywy na rzecz zatrudnienia ludzi młodych jako mechanizmu finansowego wspierającego realizację działań wobec regionów szczególnie dotkniętych bezrobociem młodzieży. O'Reilly i in. (2015) syntetyzują pięć strukturalnych wymiarów bezrobocia osób w grupie 15–29 lat w Europie: elastyczność, edukację, migrację, spuściznę rodzinną i politykę UE.

Emigracja stanowi odrębny mechanizm kształtujący wskaźniki rynku pracy w krajach wysyłających. W literaturze podkreśla się, że migracja może mieć charakter selektywny, zwłaszcza gdy dotyczy osób o wyższym poziomie wykształcenia i większych aspiracjach zawodowych. Docquier i Rapoport (2012) wskazują, że migracja wysoko wykwalifikowanych stanowi istotny wymiar globalnych przepływów migracyjnych i może prowadzić do odpływu kapitału ludzkiego z krajów pochodzenia. W konsekwencji spadek krajowej stopy bezrobocia może częściowo wynikać nie tylko z poprawy sytuacji na rynku pracy, lecz także z odpływu części osób aktywnych zawodowo. Decyzje migracyjne są przy tym powiązane nie tylko ze stopą bezrobocia w kraju pochodzenia, lecz także z relacją oczekiwanych dochodów między krajem pochodzenia a krajem docelowym oraz z kosztami migracji (Borjas, 1987; Mayda, 2010). Oznacza to, że interpretacja zagregowanych wskaźników krajowych wymaga ostrożności, ponieważ obniżenie stopy bezrobocia może częściowo odzwierciedlać zmiany w strukturze i liczebności zasobu pracy, a nie wyłącznie poprawę popytu na pracę.

Do mechanizmów behawioralnych szczególnie istotnych dla osób w analizowanej grupie wiekowej należy proces przejścia z systemu edukacji na rynek pracy. Mediana czasu poszukiwania pierwszej pracy po ukończeniu edukacji różni się między krajami UE od 2–3 miesięcy w Niemczech i Holandii do ponad 12 miesięcy w Grecji, Włoszech i Hiszpanii – różnica ta ma charakter strukturalny, a nie wyłącznie koniunkturalny (Eurofound, 2014). Warto dodać, że bierność zawodowa w analizowanej grupie wiekowej ma odmienne przyczyny niż bezrobocie: przedłużona edukacja jako strategia unikania niekorzystnych warunków rynku pracy, obowiązki opiekuńcze szczególnie dotyczące kobiety, zniechęcenie aktywnym poszukiwaniem po długim bezrobociu oraz rosnące znaczenie zdrowia psychicznego po pandemii COVID-19 uzasadniają stosowanie wskaźnika NEET jako miary szerszej niż sama stopa bezrobocia (Eurofound, 2021).

Obszerna literatura empiryczna dokumentuje długookresowe konsekwencje epizodów bezrobocia we wczesnej karierze zawodowej – efekt blizny. W analizie danych administracyjnych dla ponad 800 000 mężczyzn w Niemczech, obejmującej 24 lata obserwacji, wykazano, że jeden dodatkowy dzień bezrobocia w pierwszych ośmiu latach kariery zwiększa bezrobocie w kolejnych 16 latach o 0,96 dnia (mediana) (Schmillen i Umkehrer, 2017, s. 465). Analogicznie w próbie mężczyzn w Wielkiej Brytanii epizod bezrobocia we wczesnej karierze trwale redukuje wynagrodzenie o 13–21% w wieku 42 lat (Gregg i Tominey, 2005, s. 487), a w analizie dla krajów UE bezrobocie we wczesnej karierze obniża dochód dożywotni w sposób trwały – obserwowalny przez całe życie zawodowe (De Fraja i in., 2021). Należy podkreślić, że skala efektu blizny zależy od reżimu instytucjonalnego – w systemach liberalnych jest ona silniejsza, podczas gdy hojne zasiłki i rygorystyczne przepisy o ochronie zatrudnienia (*Employment Protection Legislation* – EPL) łagodzą długookresowe skutki epizodów bezrobocia w przekroju krajów OECD (Gangl, 2006).

Trwale skutki obserwowane są również na poziomie makroekonomicznym, w odpowiedzi rynków pracy na szoki cykliczne. Po kryzysie finansowym lat 2008–2009 stopa bezrobocia osób w grupach 15–24 i 15–29 lat w krajach OECD nie powróciła do poziomów sprzed kryzysu przez co najmniej cztery lata, a efekt ponadkoniunkturalny wyniósł 4–8 p.p. (Bruno i in., 2017). Co więcej, w próbie 70 krajów OECD i UE w latach 1980–2005 potwierdzono, że kryzysy finansowe powodują trwałe wzrost stopy bezrobocia w analizowanych grupach wiekowych, przy czym efekty utrzymują się dłużej w krajach o bardziej elastycznych rynkach pracy (Choudhry i in., 2012).

Konsekwencje bezrobocia osób w analizowanych grupach wiekowych wykraczają poza sferę zawodową i obejmują również procesy demograficzne oraz przebieg życia. Bezrobocie i ubóstwo opóźniają opuszczenie domu rodzinnego przez osoby w analizowanych grupach wiekowych – efekt ten jest wyraźniejszy w krajach śródziemnomorskich i Europy Wschodniej (Ayllón, 2015). Z kolei wzrost bezrobocia osób w grupie 20–30 lat wyraźnie obniżał wskaźnik dzietności w ujęciu regionalnym NUTS-2 dla krajów UE (Matysiak i in., 2021).

Trwale utrzymywanie się bezrobocia w analizowanych grupach wiekowych generuje wymierne obciążenia fiskalne dla budżetów państw. Koszty budżetowe – obejmujące utracone wpływy podatkowe, wydatki na zasiłki oraz koszty aktywnych polityk rynku pracy (ALMP) – dla krajów OECD dokumentuje OECD (2016). W odniesieniu do Polski Kabaj (2014, s. 157–158) wskazuje, że wzrost bezrobocia wiąże się ze wzrostem wydatków na programy rynku pracy, zasiłki dla bezrobotnych i aktywizację zawodową, a także z ubytkiem produktu krajowego brutto wynikającym z niewykorzystania zasobów pracy.

Wśród mechanizmów wzmacniających trwale zróżnicowanie regionalne stopy bezrobocia wskazuje się również strukturę rynku mieszkaniowego. Wysoki poziom własności nieruchomości redukuje mobilność zawodową i zwiększa regionalną stopę bezrobocia (efekt Oswalda) (Blanchflower i Oswald, 2013). Mechanizm ten zyskuje na znaczeniu w warunkach pogarszającej się dostępności mieszkaniowej dla osób młodych – w 2024 roku 26,5% osób w grupie 15–29 lat w UE żyło w warunkach przeludnienia, przy wzroście cen nieruchomości o 55% od 2010 roku (Eurofound, 2025; Eurostat, 2025a).

Zróżnicowanie przestrzenne stopy bezrobocia osób w grupach 15–24 i 15–29 lat między krajami UE konsekwentnie dominuje nad zmiennością w czasie. Ferragina i Pastore (2008) potwierdzili, że efekty krajowe wykazują silną trwałość nawet po kontroli zmiennych makroekonomicznych. Z zastosowaniem metod frakcyjnej integracji dla wybranych krajów europejskich udokumentowano silne utrzymywanie się stopy bezrobocia osób w grupie 15–24 lat na podwyższonym poziomie, interpretowane jako dowód histerezy na poziomie krajowym (Caporale i Gil-Alana, 2014, s. 581). Blanchard i Katz (1992) – w klasycznej dekompozycji wariancji dla regionów USA – wykazali, że trwale zróżnicowanie przestrzenne przewyższa fluktuacje koniunkturalne, a migracja stanowi główny mechanizm dostosowawczy; wyniki te stanowią ramę teoretyczną dla interpretacji trwałości tego zróżnicowania w kontekście krajów UE.

Analogiczna prawidłowość znajduje potwierdzenie w analizach wskaźnika NEET oraz w wynikach metod grupowania krajów. Analiza przestrzennego zróżnicowania wskaźnika NEET dla krajów UE dokumentuje jego silne zróżnicowanie między krajami przy relatywnie niskiej zmienności w czasie (Skórska, 2016a, s. 153). W hierarchicznej analizie skupień metodą Warda dla krajów UE-28 wyróżniono cztery grupy krajów o trwale odmiennych profilach bezrobocia osób w grupie 15–24 lat – podział na Europę Południową i Europę Północną okazał się stabilny w całym analizowanym okresie (Kotliński, 2017, s. 79). Analogiczne wnioski potwierdzono w analizie autokorelacji przestrzennej dla regionów NUTS-2 oraz w hybrydowej analizie taksonomicznej dla regionów przygranicznych Polski (Bal-Domańska, 2015; Obrębalski i Walesiak, 2019, s. 5). Z zastosowaniem ukrytego modelu Markowa dla krajów UE (2006–2020) wyróżniono trzy skupienia krajów o odmiennych trajektoriach wskaźnika NEET wśród osób w grupie 15–29 lat przy wysokiej stabilności przynależności skupień w czasie (Penni i Bal-Domańska, 2021).

Strukturalny charakter zróżnicowania przestrzennego znajduje także potwierdzenie w analizach dekompozycji zmienności na komponent międzykrajowy i wewnątrz krajowy. Kawecka (2023a, s. 35) z zastosowaniem regresji wielokrotnej dla krajów UE wykazała, że determinanty strukturalne mają w dużej mierze charakter międzykrajowy (between), nie zaś wewnątrz krajowy (within). Wyniki porządkowania liniowego krajów UE metodą taksonomiczną oraz podejście regresyjne potwierdzają stabilność tej struktury przestrzennej (Trzpiot i Kawecka, 2021a, s. 17; Trzpiot i Kawecka, 2021b, s. 46).

Skalę dominacji zróżnicowania przestrzennego nad czasowym ilustrują konkretne miary opisowe. Kalinowska-Sufinowicz (2023, s. 80) dokumentuje, że różnica między najwyższą a najniższą stopą bezrobocia w przekroju krajów wynosiła w szczytowym roku kryzysu ponad 50 p.p., podczas gdy typowa zmienność w czasie dla poszczególnych krajów zamykała się w przedziale kilku p.p. Proporcja ta znajduje potwierdzenie również w wynikach niniejszej pracy – współczynnik zmienności między krajami wyniósł 50,62%, podczas gdy współczynnik zmienności w czasie osiągnął 21,75%.

Na podstawie powyższego przeglądu można wskazać pięć elementów luki badawczej, które niniejsza praca podejmuje próbę wypełnienia. Po pierwsze, dominującym zakresem wieku w literaturze empirycznej dla krajów UE jest przedział 15–24 lat lub 15–29 lat – brakuje całościowych badań traktujących osoby w wieku 20–29 lat jako wiodącą kategorię analityczną, odrębną strukturalnie od nastolatków wciąż objętych obowiązkiem

szkolnym. Po drugie, większość dostępnych badań empirycznych kończy obserwacje przed 2020 rokiem – brakuje analiz dla okresu 2014–2024 uwzględniających skutki pandemii COVID-19 i szoków energetycznych lat 2021–2023. Po trzecie, w literaturze nie odnotowano badania łączącego procedurę selekcji zmiennych metodą LASSO z uogólnionymi modelami liniowymi (GLM), modelami efektów stałych (FE) i modelem Mundlaka w jednym badaniu dla pełnej próby UE-27. Po czwarte, dotychczasowe analizy porównawcze rzadko opierają się na spójnej próbie 27 krajów UE z wyłączeniem Wielkiej Brytanii, z wyraźnym uzasadnieniem wykluczenia tego państwa po Brexicie jako nieporównywalnej jednostki obserwacji. Po piąte, brakuje badań wprost dokumentujących relację między zmiennością międzykrajową a zmiennością wewnątrz krajową stopy bezrobocia i wskaźnika zatrudnienia osób w analizowanej grupie wieku przy zastosowaniu modeli panelowych z efektami stałymi oraz modelu Mundlaka – co pozwala odróżnić efekty koniunkturalne od trwałych cech strukturalnych krajów.

Rozdział 2.

Metodyka badań

2.1. Koncepcja badawcza i logika doboru metod

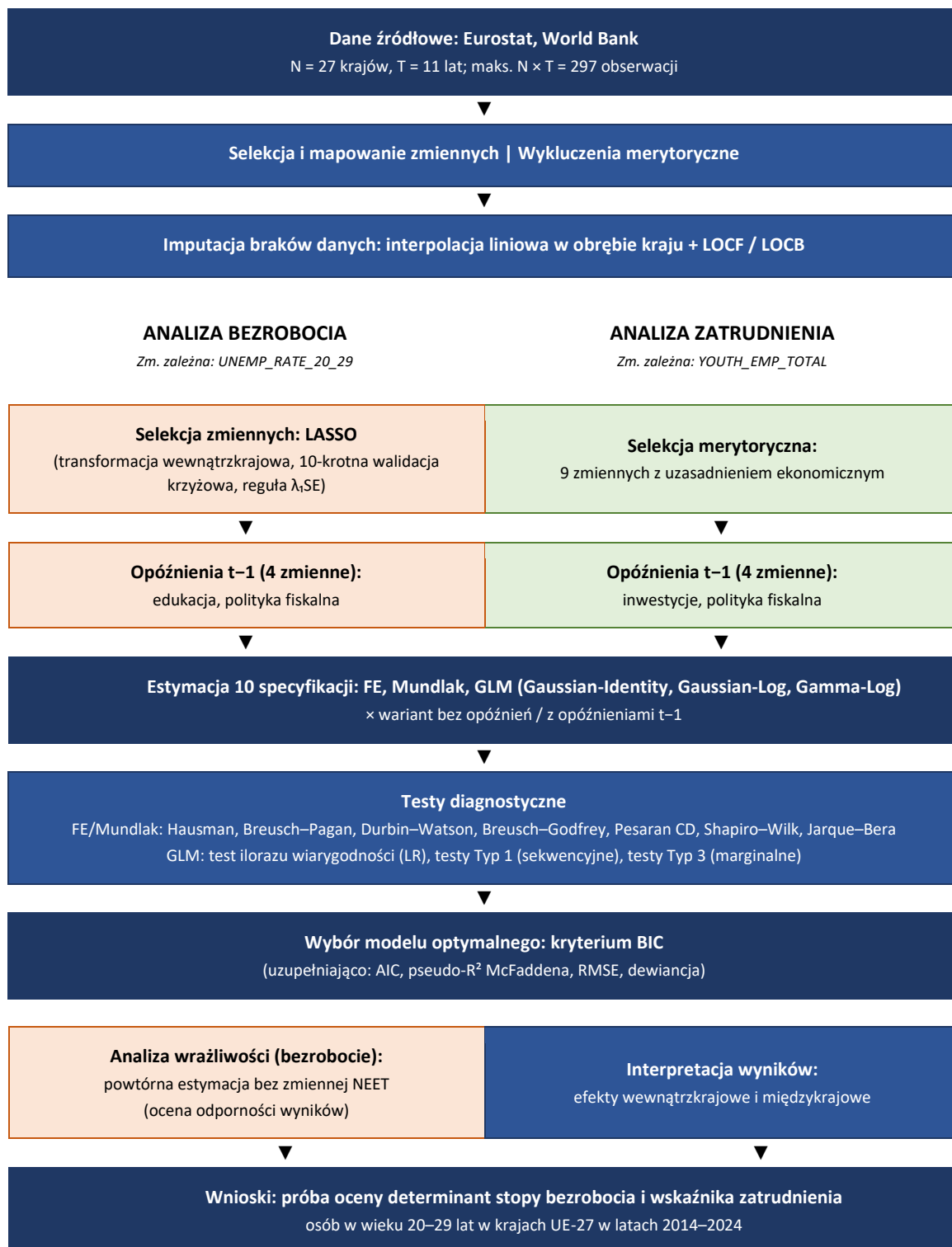
Struktura analizowanych danych – obejmujących 27 krajów oraz 11 lat obserwacji (2014–2024) – uzasadnia zastosowanie metod panelowych, ponieważ pozwalają one łączyć wymiar przekrojowy i wymiar czasowy. W takim układzie możliwe jest zarówno badanie różnic między krajami, jak i zmian zachodzących w obrębie krajów w kolejnych latach, a zarazem kontrolowanie cech krajów nieobserwowalnych i względnie stałych w czasie (Baltagi, 2021, s. 1–2). Analizowanymi wskaźnikami rynku pracy są stopa bezrobocia i wskaźnik zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat – zmienne przyjmujące wartości nieujemne, wykazujące prawostronną asymetrię rozkładu i niespełniające założeń klasycznej regresji liniowej najmniejszych kwadratów.

W badaniu uogólniony model liniowy GLM pełni rolę głównej rodziny modeli służącej do wyboru najlepiej dopasowanej funkcjonalnej postaci zależności, a wybór optymalnej specyfikacji spośród testowanych wariantów oparto na kryterium informacyjnym BIC (Schwarz, 1978). Modele efektów stałych (FE) oraz specyfikację Mundlaka zastosowano jako podejścia uzupełniające, umożliwiające panelową interpretację wyników poprzez kontrolę heterogeniczności krajów i dekompozycję efektów wewnątrz krajowych i międzykrajowych. Model efektów stałych identyfikuje zależności na podstawie zmian zachodzących wewnątrz krajów w czasie (Wooldridge, 2010; Baltagi, 2021), natomiast specyfikacja Mundlaka pozwala rozdzielić komponent wewnątrz krajowy i międzykrajowy (Mundlak, 1978; Bell, Fairbrother i Jones, 2019).

Rozróżnienie efektów wewnątrz krajowych i międzykrajowych ma w tej pracy znaczenie zasadnicze. Jeżeli dominują różnice między krajami, wnioski odnoszą się przede wszystkim do trwałych uwarunkowań strukturalnych i instytucjonalnych. Jeżeli natomiast silniejsze są zmiany zachodzące wewnątrz krajów w czasie, interpretacja koncentruje się bardziej na dynamice procesów społeczno-gospodarczych. Dlatego podejście to stanowi podstawę interpretacji wyników w całej pracy i jest konsekwentnie stosowane również w rozdziałach 3 i 4.

Schemat procedury badawczej

Determinanty stopy bezrobocia i wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 (2014–2024)



Legenda:

Etapy wspólne dla obu analiz

Specyficzne dla analizy bezrobocia

Specyficzne dla analizy zatrudnienia

Rysunek 2.1. Schemat procedury badawczej

Źródło: opracowanie własne.

Dobór metody selekcji zmiennych objaśniających został dostosowany do specyfiki obu analiz. W przypadku modelu bezrobocia liczba potencjalnych zmiennych po wykluczeniach merytorycznych pozostawała wysoka względem liczby obserwacji (blisko 40 zmiennych przy 297 obserwacjach), co przy ryzyku współliniowości uzasadniało zastosowanie regularyzacji LASSO (*least absolute shrinkage and selection operator*). W analizie zatrudnienia zbiór zmiennych po selekcji merytorycznej obejmował dziewięć zmiennych o wyraźnym uzasadnieniu ekonomicznym, dlatego dodatkowa procedura regularyzacyjna nie była zasadna. Dla modelu bezrobocia analizę przeprowadzono ponadto w dwóch wariantach: z uwzględnieniem zmiennej NEET oraz po jej wyłączeniu, co pozwoliło ocenić wpływ definicyjnego powiązania wskaźnika z brakiem zatrudnienia na stabilność wyników.

Ogólna procedura postępowania analitycznego była w obu badaniach podobna. Obejmowała merytoryczne wykluczenie zmiennych, imputację braków danych, dobór zmiennych (LASSO lub selekcja merytoryczna), uwzględnienie opóźnień czasowych, estymację zestawu specyfikacji modelowych, wybór modelu optymalnego na podstawie kryterium BIC oraz interpretację wyników. Ogólną procedurę badawczą w formie graficznej przedstawia rysunek 2.1.

Obliczenia statystyczne wykonano z wykorzystaniem języka programowania R oraz oprogramowania STATISTICA (TIBCO Software Inc.). Narzędzia te zastosowano do przygotowania danych, kontroli ich poprawności, imputacji braków, selekcji zmiennych, estymacji modeli, obliczeń opisowych oraz przygotowania tabel i wizualizacji.

2.2. Dane przekrojowo-czasowe – właściwości struktury panelowej

Analizowany zbiór ma strukturę danych przekrojowo-czasowych, czyli panelowych, w której dla każdego kraju i , gdzie $i = 1, \dots, N$ oraz $N = 27$, obserwowane są kolejne lata t , gdzie $t = 1, \dots, T$ oraz $T = 11$. Każda obserwacja opisana jest przez wektor zmiennych objaśniających X_{it} , odnoszący się do kraju i oraz roku t . Struktura ta łączy informację przekrojową o zróżnicowaniu między krajami z informacją o zmianach zachodzących w czasie (Balta, 2021, s. 1–4; Hsiao, 2014, s. 1–4). W badaniu oznacza to maksymalnie $N \times T = 27 \times 11 = 297$ obserwacji, przy czym liczba efektywnie wykorzystanych

obserwacji może być niższa w zależności od dostępności danych oraz procedury uzupełniania braków.

Fundamentalne znaczenie dla interpretacji wyników ma rozróżnienie dwóch źródeł zmienności: zróżnicowania międzykrajowego oraz zmienności wewnątrz krajowej w czasie. Zmienność międzykrajowa odzwierciedla względnie trwałe różnice strukturalne między państwami, natomiast zmienność wewnątrz krajowa odnosi się do zmian zachodzących w obrębie tego samego kraju w kolejnych latach. Całkowite odchylenie obserwacji od średniej ogólnej można rozkładać na komponent międzykrajowy i wewnątrz krajowy (Baltagi, 2021, s. 13–15):

$$(y_{it} - \bar{y}_{..}) = (\bar{y}_i - \bar{y}_{..}) + (y_{it} - \bar{y}_i), \quad (2.1)$$

gdzie: $\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}$ oznacza średnią wartość zmiennej dla kraju i w całym analizowanym okresie, $\bar{y}_{..} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it}$ jest średnią ogólną dla wszystkich krajów i lat, oraz $(\bar{y}_i - \bar{y}_{..})$ – komponentem międzykrajowym oraz $(y_{it} - \bar{y}_i)$ – komponentem wewnątrz krajowym w czasie.

Jeżeli dominuje zmienność międzykrajowa, interpretacja wyników koncentruje się przede wszystkim na trwałych różnicach strukturalnych i instytucjonalnych między krajami. Jeżeli natomiast większe znaczenie ma komponent wewnątrz krajowy, większą rolę odgrywa analiza zmian zachodzących w czasie. Proporcje obu źródeł zmienności dla analizowanych wskaźników przedstawiono w rozdziale 3.

Taka struktura danych ma bezpośrednie konsekwencje metodologiczne. Po pierwsze, nieobserwowalna heterogeniczność między krajami, wynikająca między innymi z różnic instytucjonalnych, systemów edukacji czy kultury pracy, może wpływać na wyniki niezależnie od obserwowanych zmiennych objaśniających, dlatego wymaga kontroli za pomocą modeli panelowych, w szczególności modelu efektów stałych. Po drugie, potrzeba oddzielenia efektów wynikających z różnic między krajami od efektów wynikających ze zmian zachodzących w ich obrębie uzasadnia zastosowanie modelu Mundlaka. Po trzecie, możliwość współwystępowania autokorelacji wewnątrz krajów oraz heteroskedastyczności między krajami przemawia za stosowaniem odpornych błędów standardowych grupowanych na poziomie kraju (Cameron i Miller, 2015, s. 317–318).

2.3. Uogólnione modele liniowe (GLM)

Uogólniony model liniowy (GLM) łączy trzy składowe: predyktor liniowy, funkcję łączącą wiążącą wartość oczekiwaną zmiennej zależnej z predyktorem liniowym oraz założenie dotyczące rozkładu zmiennej zależnej należące do rodziny wykładniczej (Nelder i Wedderburn, 1972, s. 370–371; McCullagh i Nelder, 1989, s. 21; Ptak-Chmielewska, 2013). Zastosowanie GLM zamiast klasycznej regresji liniowej jest szczególnie uzasadnione dla zmiennych zależnych o charakterze stopy lub wskaźnika – Papke i Wooldridge (1996; 2008) wykazali, że modele z odpowiednio dobraną funkcją łączącą zapewniają lepiej zdefiniowane oszacowania niż klasyczna regresja, której prognozy mogą wykroczyć poza naturalną dziedzinę zmiennej zależnej (Papke i Wooldridge, 1996, s. 620–621). W niniejszym badaniu ogólna postać modelu GLM dla obserwacji kraju i w roku t jest następująca²:

$$g(\mu_{it}) = \eta_{it} = \beta_0 + \sum_{m=1}^k \beta_m X_{mit} + \sum_{j=1}^{N-1} \gamma_j d_{ij}, \quad (2.2)$$

gdzie:

$\mu_{it} = E(y_{it} | X_{it})$ – wartość oczekiwana zmiennej zależnej dla kraju i w okresie t przy danym wektorze zmiennych objaśniających,

$g(\cdot)$ – funkcja łącząca wartość oczekiwaną z predyktorem liniowym η_{it} ,

β_m ($m = 1, \dots, k$) – współczynniki modelu przy zmiennych objaśniających,

γ_j ($j = 1, \dots, N - 1$) – współczynniki przy zmiennych wskaźnikowych krajów,

d_{ij} – zmienna wskaźnikowa przyjmująca wartość 1, jeżeli obserwacja dotyczy kraju j oraz 0 w przeciwnym przypadku,

N – liczba krajów uwzględnionych w analizie (ponieważ model zawiera wyraz wolny, jedna kategoria kraju jest pomijana jako referencyjna w celu uniknięcia pełnej współliniowości).

W modelu GLM rozkład zmiennej zależnej może należeć do dowolnego rozkładu z rodziny wykładniczej, a zależność między wartością oczekiwaną a zmiennymi objaśniającymi opisywana jest przez odpowiednio dobraną funkcję łączącą (McCullagh

² Zastosowanie zmiennych wskaźnikowych krajów pozwala kontrolować nieobserwowalne, względnie stałe w czasie różnice między krajami. W ujęciu implementacyjnym odpowiada to wprowadzeniu do modelu zmiennej kategorycznej kraju, np. przez operator *factor(geo)* (Hardin, Hilbe, 2018, s. 87-88). Współczynniki γ_j oznaczają parametry przy jawnie wprowadzonych zmiennych zero-jedynkowych krajów i nie są utożsamiane z efektem stałym α_i , stosowanym w zapisie modelu FE.

i Nelder, 1989, s. 26–27; Dobson i Barnett, 2008, s. 1–6; Dunn i Smyth, 2018, s. 5–6; Ptak-Chmielewska, 2013). W badaniu porównano trzy konkurencyjne specyfikacje GLM. Pierwszy wariant zakłada rozkład normalny i funkcję łączącą identycznościową $g(\mu) = \mu$, co odpowiada klasycznej regresji liniowej i stanowi punkt odniesienia dla pozostałych wariantów. Współczynniki są interpretowane bezpośrednio jako zmiana wartości oczekiwanej zmiennej zależnej przy jednostkowej zmianie danej zmiennej objaśniającej, przy pozostałych zmiennych niezmiennych. Drugi wariant przyjmuje rozkład normalny i logarytmiczną funkcję łączącą $g(\mu) = \ln(\mu)$, co lepiej opisuje dane o wartościach dodatnich i prawostronnej asymetrii. Współczynniki interpretowane są w ujęciu procentowym: wzrost zmiennej objaśniającej o jedną jednostkę wiąże się ze zmianą wartości oczekiwanej zmiennej zależnej o $[\exp(\beta_m) - 1] \times 100$ przy pozostałych zmiennych niezmiennych. Trzeci wariant przyjmuje rozkład Gamma z logarytmiczną funkcją łączącą, co jest szczególnie użyteczne wtedy, gdy zmienna zależna przyjmuje wartości dodatnie, jej rozkład jest prawostronnie skośny, a wariancja rośnie wraz ze wzrostem wartości oczekiwanej (Dobson i Barnett, 2008, s. 123–125; Hardin i Hilbe, 2018, s. 87–89).

Wszystkie trzy specyfikacje estymowano z zastosowaniem odpornych błędów standardowych grupowanych na poziomie kraju. Podejście to ogranicza ryzyko zaniżenia błędów szacunku wynikające z możliwej autokorelacji składnika losowego w obrębie tego samego kraju w kolejnych latach oraz z heteroskedastyczności między krajami (Cameron i Miller, 2015, s. 320–321; Zeileis, Köll i Graham, 2020, s. 3–4).

Spośród estymowanych specyfikacji model optymalny wybrano na podstawie bayesowskiego kryterium informacyjnego BIC (*Bayesian Information Criterion*), zdefiniowanego jako (Schwarz, 1978, s. 461):

$$BIC = -2 \ln \hat{L} + k \ln n, \quad (2.3)$$

gdzie $\ln \hat{L}$ oznacza wartość logarytmu funkcji wiarygodności dla oszacowanego modelu, k – liczbę estymowanych parametrów, a n – liczbę obserwacji.

W kryterium BIC, w odróżnieniu od AIC (Akaike, 1974), wyższa liczba szacowanych parametrów w większym stopniu obciąża wartość kryterium, co sprzyja wyborowi specyfikacji bardziej oszczędnych i ogranicza ryzyko nadmiernego dopasowania do danych (Schwarz, 1978, s. 461–462).

Jako uzupełniającą miarę jakości dopasowania modelu GLM wyznaczono *pseudo* – R^2 oparte na dewiancji (*deviance*) (Cameron i Windmeijer, 1997, s. 334; Dobson i Barnett, 2008, s. 72–75; Ptak-Chmielewska, 2013):

$$R_D^2 = 1 - \frac{D}{D_0}, \quad (2.4)$$

gdzie D oznacza dewiancję oszacowanego modelu, natomiast D_0 oznacza dewiancję modelu zerowego zawierającego wyłącznie wyraz wolny.

Miara ta informuje, jaka część dewiancji modelu zerowego została ograniczona po wprowadzeniu zmiennych objaśniających. Wartości bliższe jedności wskazują na lepsze dopasowanie modelu, natomiast wartości bliższe zeru oznaczają niewielką poprawę względem modelu zerowego (Dobson i Barnett, 2008, s. 95–96). Uzupełniająco raportowano AIC, RMSE, dewiancję modelu oraz parametr dyspersji.

Łączną istotność zmiennych objaśniających oceniano za pomocą testu ilorazu wiarygodności względem modelu bazowego zawierającego wyłącznie zmienne wskaźnikowe krajów. W modelach GLM porównywanie modeli zagnieżdżonych za pomocą różnicy dewiancji stanowi standardową procedurę oceny poprawy dopasowania po wprowadzeniu dodatkowych zmiennych objaśniających (McCullagh i Nelder, 1989, s. 34–36; Dobson i Barnett, 2008, s. 77–80; Ptak-Chmielewska, 2013). Istotność poszczególnych parametrów oceniano za pomocą testów Typu 3, które testują każdą zmienną w obecności wszystkich pozostałych, oraz pomocniczo testów Typu 1, które mierzą zmianę dewiancji przy kolejnym dodaniu zmiennej do modelu (Fox, 2016; Searle, 1987; Searle, Casella i McCulloch, 2006).

Po estymacji modelu pełnego stosowano pomocniczo procedurę eliminacji wstecznej. Zmienne o wartości $p > 0,10$ usuwano kolejno, o ile wzrost AIC względem poprzedniego modelu nie przekraczał 2 jednostek. Procedura ta służyła ograniczeniu złożoności modelu bez istotnego pogorszenia jego dopasowania. Model zredukowany prezentowano obok modelu pełnego jako element analizy porównawczej.

Należy podkreślić, że wszystkie oszacowane modele opisują zależności statystyczne między analizowanymi zmiennymi i nie stanowią podstawy do formułowania wniosków przyczynowo-skutkowych (Ptak-Chmielewska, 2013, s. 11–12).

2.4. Model efektów stałych (FE) i model Mundlaka

Model efektów stałych (FE) kontroluje nieobserwowalną heterogeniczność jednostek stałą w czasie, wykorzystując wyłącznie zmienność zachodzącą wewnątrz tej samej jednostki w kolejnych okresach (Wooldridge, 2010, s. 247–248; Baltagi, 2021, s. 11–12; Dańska-Borsiak, 2011, s. 23–25). Ogólna postać modelu dla zmiennej zależnej y_{it} przyjmuje postać:

$$y_{it} = \alpha_i + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad (2.5)$$

gdzie α_i oznacza nieobserwowany efekt stały specyficzny dla kraju i , niezmienny w czasie, X_{it} – wektor k zmiennych objaśniających dla kraju i w roku t , β – wektor k współczynników, ε_{it} – składnik losowy właściwy dla kraju i w okresie t , spełniający standardowe założenia modelu, w tym założenie ścisłej egzogeniczności względem zmiennych objaśniających i efektu indywidualnego.

Estymacja parametrów β opiera się na transformacji wewnątrz krajowej (*within transformation*), polegającej na odjęciu od każdej obserwacji średniej dla danego kraju obliczonej w całym analizowanym okresie (Baltagi, 2021, s. 14–15; Wooldridge, 2010, s. 252–253):

$$\tilde{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i, \quad \tilde{X}_{it} = X_{it} - \bar{X}_i, \quad (2.6)$$

gdzie:

$$\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}, \quad \bar{X}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T X_{it}$$

oznaczają odpowiednio średnią czasową zmiennej zależnej oraz wektor średnich czasowych zmiennych objaśniających dla kraju i . Transformacja ta eliminuje nieobserwowany efekt stały α_i , a model po transformacji przyjmuje postać:

$$\tilde{y}_{it} = \tilde{X}'_{it}\beta + \tilde{\varepsilon}_{it} \quad (2.7)$$

i może być estymowany metodą najmniejszych kwadratów (MNK). Podstawową zaletą modelu FE jest możliwość uzyskania zgodnych oszacowań β także wtedy, gdy nieobserwowany efekt indywidualny α_i jest skorelowany ze zmiennymi objaśniającymi,

pod warunkiem spełnienia pozostałych założeń modelu (Allison, 2009, s. 1–2; Baltagi, 2021, s. 16). Ograniczeniem modelu FE pozostaje brak możliwości oszacowania efektów zmiennych niezmiennych w czasie dla danego kraju.

Modele efektów stałych i Mundlaka oszacowano z zastosowaniem odpornych błędów standardowych grupowanych na poziomie kraju. Podejście to uwzględnia możliwą autokorelację składnika losowego w obrębie tego samego kraju w kolejnych latach oraz heteroskedastyczność między krajami (Cameron i Miller, 2015, s. 320–325).

Ocenę adekwatności oszacowanego modelu FE przeprowadzono za pomocą następujących testów diagnostycznych.

Test Hausmana (Hausman, 1978) weryfikuje hipotezę zerową H_0 o braku korelacji między efektem indywidualnym α_i a zmiennymi objaśniającymi. Odrzucenie H_0 przemawia za modelem FE względem modelu efektów losowych. Statystyka testowa przyjmuje postać:

$$H = (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})' [\hat{V}(\hat{\beta}_{FE}) - \hat{V}(\hat{\beta}_{RE})]^{-1} (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) \sim \chi^2(k), \quad (2.8)$$

gdzie $\hat{\beta}_{FE}$ i $\hat{\beta}_{RE}$ oznaczają estymatory odpowiednio modelu FE i modelu efektów losowych, natomiast $\hat{V}(\cdot)$ – ich macierze kowariancji (Hausman, 1978, s. 1258–1259; Wooldridge, 2010, s. 332).

Test Breuscha-Pagana na heteroskedastyczność (Breusch i Pagan, 1979) weryfikuje hipotezę zerową o stałej wariancji składnika losowego na podstawie regresji pomocniczej kwadratów reszt na zmienne objaśniające modelu. Statystyka LM przyjmuje asymptotycznie rozkład $\chi^2(k)$:

$$LM_{BP} = nR^2 \sim \chi^2(k), \quad (2.9)$$

gdzie R^2 pochodzi z regresji pomocniczej $\hat{\varepsilon}_{it}^2$ na zmienne objaśniające, n oznacza liczbę obserwacji, a k – liczbę zmiennych w regresji pomocniczej.

Odrzucenie H_0 wskazuje na heteroskedastyczność i uzasadnia stosowanie odpornych błędów standardowych (Breusch i Pagan, 1979, s. 1288–1289).

Panelowy test Durбина-Watsona (Bhargava i in., 1982) stanowi uogólnienie klasycznej statystyki DW dla danych przekrojowo-czasowych z efektami stałymi

i weryfikuje hipotezę zerową o braku autokorelacji pierwszego rzędu. Statystyka przyjmuje postać:

$$d = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (\hat{\varepsilon}_{it} - \hat{\varepsilon}_{i,t-1})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it}^2}, \quad (2.10)$$

przy czym wartości d bliskie 2 wskazują na brak autokorelacji, wartości istotnie poniżej 2 świadczą o autokorelacji dodatniej (Bhargava, Franzini i Narendranathan, 1982, s. 534–536).

Panelowy test Breuscha–Godfrey’a rozszerza klasyczną procedurę Breuscha–Godfrey’a na strukturę danych przekrojowo-czasowych i służy do weryfikacji hipotezy zerowej o braku seryjnej korelacji składnika losowego w modelach panelowych (Breusch, 1978; Godfrey, 1978; Wooldridge, 2010). Test opiera się na regresji pomocniczej reszt $\hat{\varepsilon}_{it}$ na ich opóźnione wartości $\hat{\varepsilon}_{i,t-p}$, gdzie $p = 1, \dots, q$, oraz na zmienne objaśniające modelu. Statystyka LM ma asymptotycznie rozkład:

$$LM_{BG} \sim \chi^2(q), \quad (2.11)$$

gdzie q oznacza liczbę uwzględnionych opóźnień.

Odrzucenie hipotezy zerowej wskazuje na występowanie seryjnej korelacji składnika losowego.

Test zależności przekrojowej Pesarana weryfikuje hipotezę zerową o braku korelacji składników losowych między poszczególnymi krajami. Test ten jest oparty na średniej z parowych współczynników korelacji reszt i może być stosowany w różnych modelach danych panelowych (Pesaran, 2004, 2021). W niniejszym badaniu zastosowano ogólną postać statystyki CD, uwzględniającą liczbę wspólnych obserwacji dla każdej pary krajów:

$$CD = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \sqrt{T_{ij}} \hat{\rho}_{ij} \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{1}), \quad (2.12)$$

gdzie $\hat{\rho}_{ij}$ oznacza współczynnik korelacji Pearsona reszt między krajem i a krajem j , natomiast T_{ij} – liczbę wspólnych obserwacji dostępnych dla tej pary krajów.

Odrzucenie H_0 wskazuje na występowanie zależności przekrojowej składników losowych. W przypadku panelu zbilansowanego, gdy $T_{ij} = T$ dla każdej pary jednostek, powyższa

postać sprowadza się do klasycznego zapisu testu CD ze stałą liczbą okresów (Pesaran, 2004, 2021).

Test Jarque'a-Bera (Jarque i Bera, 1980) weryfikuje hipotezę zerową o normalności rozkładu reszt na podstawie skośności i kurtozy. Statystyka testowa przyjmuje postać:

$$JB = n \left[\frac{S^2}{6} + \frac{(K - 3)^2}{24} \right] \sim \chi^2(2) \quad (2.13)$$

gdzie S oznacza skośność, a K – kurtozę rozkładu reszt.

Test stosowany jest pomocniczo, gdyż przy wystarczająco dużej próbie wnioskowanie opiera się na asymptotycznej normalności estymatora, a nie na założeniu normalności składnika losowego (Jarque i Bera, 1980, s. 255–256).

Test Shapiro-Wilka (Shapiro i Wilk, 1965) weryfikuje hipotezę zerową o normalności rozkładu reszt na podstawie porównania empirycznych statystyk pozycyjnych z ich oczekiwanymi wartościami dla rozkładu normalnego. Dla próby $x_{(1)} \leq \dots \leq x_{(n)}$ statystyka W przyjmuje postać:

$$W = \frac{(\sum_{i=1}^n a_i x_{(i)})^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, \quad (2.14)$$

gdzie $x_{(i)}$ oznacza i -tą statystykę pozycyjną, natomiast a_i – współczynniki wagowe wynikające z oczekiwanych wartości statystyk pozycyjnych standardowego rozkładu normalnego i ich macierzy kowariancji.

Statystyka W przyjmuje wartości w przedziale $(0,1]$ – wartości bliskie jedności świadczą o zgodności rozkładu reszt z rozkładem normalnym (Shapiro i Wilk, 1965, s. 592–593). Test stosowany jest pomocniczo, w uzupełnieniu testu Jarque'a-Bera.

Dla modelu Mundlaka zastosowano diagnostykę analogiczną do modelu FE, z wyjątkiem testu Hausmana jako kryterium wyboru między klasycznym modelem efektów stałych i standardowym modelem efektów losowych. Specyfikacja Mundlaka sama w sobie stanowi rozszerzenie modelu efektów losowych o średnie grupowe zmiennych objaśniających, co umożliwia uwzględnienie korelacji efektów indywidualnych ze zmiennymi objaśniającymi (Mundlak, 1978; Bell, Fairbrother i Jones, 2019, s. 1056).

Model Mundlaka stanowi rozszerzenie specyfikacji efektów losowych przez włączenie średnich grupowych zmiennych objaśniających jako dodatkowych regresorów,

co umożliwia rozdzielenie komponentu wewnątrz krajowego i międzykrajowego oraz osłabia restrykcyjne założenie o braku korelacji między efektami indywidualnymi a zmiennymi objaśniającymi (Mundlak, 1978, s. 69–70). Model przyjmuje postać:

$$y_{it} = X'_{it}\beta_W + \bar{X}'_i\beta_B + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2.15)$$

gdzie X_{it} oznacza wektor wartości zmiennych objaśniających dla kraju i w roku t , $\bar{X}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T X_{it}$ – wektor średnich wartości tych zmiennych dla danego kraju w całym analizowanym okresie, u_i – składnik losowy specyficzny dla kraju, spełniający $E(u_i) = 0$, $Var(u_i) = \sigma_u^2$, natomiast ε_{it} – składnik losowy właściwy dla kraju i w okresie t , spełniający $E(\varepsilon_{it}) = 0$, $Var(\varepsilon_{it}) = \sigma_\varepsilon^2$.

Współczynniki β_W odzwierciedlają zależności wewnątrz krajowe, czyli związki wynikające ze zmian zachodzących w czasie w obrębie tego samego kraju. Parametry β_B przy średnich krajowych informują natomiast, czy przeciętne poziomy zmiennych objaśniających dla poszczególnych krajów są powiązane z nieobserwowanymi efektami indywidualnymi. Istotność statystyczna parametrów przy średnich grupowych wskazuje na korelację efektów indywidualnych ze zmiennymi objaśniającymi, co uzasadnia zastosowanie modelu Mundlaka zamiast standardowej specyfikacji efektów losowych (Mundlak, 1978, s. 77–78; Wooldridge, 2010, s. 332–334; Bell, Fairbrother i Jones, 2019, s. 1057–1058).

W odróżnieniu od modelu FE, model Mundlaka zachowuje zarówno komponent wewnątrz krajowy, jak i międzykrajowy, dlatego wymaga estymacji właściwej dla specyfikacji efektów losowych. W niniejszym badaniu zastosowano metodę Wallace’a-Hussaina jako procedurę estymacyjną tej specyfikacji (Wallace i Hussain, 1969).

Metoda Wallace’a-Hussaina służy do oszacowania składowych wariancji w modelu efektów losowych, tj. wariancji efektu indywidualnego σ_u^2 oraz wariancji pozostałego składnika losowego σ_ε^2 . W podejściu tym składowe wariancje wyznacza się na podstawie reszt $\hat{\varepsilon}$ uzyskanych z modelu MNK estymowanego na danych połączonych, bez konieczności iteracyjnego szacowania składowych wariancji (Wallace i Hussain, 1969, s. 57–60; Baltagi, 2021, s. 28–30). Do wyznaczenia obu składowych wykorzystuje się dwie transformacje reszt: transformację wewnątrz krajową, opisaną macierzą Q , oraz transformację międzykrajową, opisaną macierzą P . Transformacja wewnątrz krajowa usuwa z reszt średnią właściwą dla danego kraju i pozwala oszacować

wariancję pozostałego składnika losowego, natomiast transformacja międzykrajowa sprowadza reszty do średnich krajowych i służy do identyfikacji wariancji efektu indywidualnego. Dla panelu zbilansowanego, tj. takiego, w którym każdy kraj jest obserwowany przez tę samą liczbę okresów T , estymatory składowych wariancji można zapisać następująco:

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{\hat{\varepsilon}' Q \hat{\varepsilon}}{N(T-1)} \quad (2.16a)$$

$$\hat{\sigma}_u^2 = \frac{1}{T} \left(\frac{\hat{\varepsilon}' P \hat{\varepsilon}}{N} - \hat{\sigma}_\varepsilon^2 \right) \quad (2.16b)$$

gdzie $\hat{\varepsilon}$ oznacza wektor reszt z modelu MNK estymowanego na danych połączonych,

$$Q = I_N \otimes E_T, \quad E_T = I_T - \frac{1}{T} \iota_T \iota_T'$$

jest macierzą transformacji wewnątrz krajowej, natomiast

$$P = I_N \otimes \bar{J}_T, \quad \bar{J}_T = \frac{1}{T} \iota_T \iota_T'$$

jest macierzą projekcji na średnie krajowe, przy czym symbol I_N oznacza macierz jednostkową wymiaru N , I_T – macierz jednostkową wymiaru T , ι_T – wektor jedynek długości T , N – liczbę krajów, a T – liczbę okresów.

Oszacowane składowe wariancji służą następnie do wyznaczenia parametru quasi-odchyleń od średnich:

$$\hat{\theta} = \mathbf{1} - \frac{\hat{\sigma}_\varepsilon}{\sqrt{\hat{\sigma}_\varepsilon^2 + T \hat{\sigma}_u^2}} \quad (2.17)$$

który jest wykorzystywany w estymacji modelu efektów losowych metodą FGLS (*feasible generalized least squares*), czyli uogólnioną metodą najmniejszych kwadratów opartą na oszacowanej strukturze wariancji składnika losowego (Wallace i Hussain, 1969, s. 60–63; Baltagi, 2021, s. 30–31).

W modelu efektów stałych na każdym kroku usuwano zmienną o najwyższej wartości p spośród zmiennych z $p > 0,10$, pod warunkiem, że wzrost wartości AIC nie przekraczał 2 jednostek oraz że spadek R^2 mieścił się w granicy 0,01. W modelu

Mundlaka stosowano analogiczną procedurę z wyjątkiem kryterium AIC – warunkiem zatrzymania eliminacji był wzrost p powyżej 0,10 lub spadek R^2 przekraczający 0,01. Eliminację kontynuowano do momentu, gdy wszystkie pozostałe zmienne spełniały kryterium istotności.

2.5. Selekcja zmiennych: metoda LASSO i wykluczenia merytoryczne

W analizie bezrobocia, ze względu na dużą liczbę potencjalnych zmiennych objaśniających względem liczby obserwacji oraz ryzyko współliniowości, zastosowano metodę LASSO (*least absolute shrinkage and selection operator*), łączącą estymację parametrów z automatyczną selekcją zmiennych (Tibshirani, 1996, s. 267–268). Metoda ta polega na minimalizacji funkcji celu zawierającej klasyczną sumę kwadratów reszt oraz człon regularyzujący typu L_1 :

$$\min_{\beta} \left\{ \sum_{i,t} (\tilde{y}_{it} - \tilde{X}'_{it}\beta)^2 + \lambda \sum_{j=1}^k |\beta_j| \right\} \quad (2.18)$$

gdzie \tilde{y}_{it} i \tilde{X}_{it} oznaczają odpowiednio zmienną zalezną oraz wektor zmiennych objaśniających po transformacji wewnątrz krajowej, β_j – współczynniki modelu, natomiast λ – parametr regularyzacji kontrolujący siłę ograniczenia nakładanego na wartości współczynników. Człon $\lambda \sum_{j=1}^k |\beta_j|$ jest karą typu L_1 , proporcjonalną do sumy wartości bezwzględnych współczynników.

Wzrost wartości λ powoduje kurczenie współczynników w kierunku zera, a część z nich może zostać zredukowana dokładnie do zera, co pozwala traktować LASSO jako metodę selekcji zmiennych (Tibshirani, 1996, s. 271; Hastie, Tibshirani i Friedman, 2009, s. 68–69).

Przed zastosowaniem procedury każdą zmienną poddano transformacji wewnątrz krajowej. Dzięki temu selekcja uwzględniała wyłącznie zmienność w czasie w obrębie krajów, zgodnie z logiką estymatora efektów stałych. Zmienne o zerowej wariancji po tej transformacji wykluczono ze zbioru kandydatów, ponieważ nie wnoszą informacji do modelu opartego na zmienności wewnątrz krajowej. Parametr λ dobierano metodą 10-krotnej walidacji krzyżowej, polegającej na losowym podziale 297 obserwacji po transformacji wewnątrz krajowej na 10 możliwie równolicznych podzbiorów. W każdej

z 10 iteracji jeden podzbiór pełnił rolę zbioru walidacyjnego, a pozostałe dziewięć – zbioru uczącego. Dla każdej wartości λ wyznaczono średni błąd predykcji poza próbą uczącą, uśredniony po wszystkich iteracjach (Stone, 1974, s. 111–112; Arlot i Celisse, 2010, s. 42–44). Zastosowano regułę jednego błędu standardowego, oznaczaną dalej jako $\lambda.1se$, polegającą na wyborze największej wartości parametru λ , dla której średni błąd walidacyjny pozostaje w granicach jednego błędu standardowego od minimalnego błędu walidacyjnego (Hastie, Tibshirani i Friedman, 2009, s. 61–62).

W analizie zatrudnienia po wykluczeniach merytorycznych w zbiorze pozostało dziewięć zmiennych o wyraźnym uzasadnieniu ekonomicznym: wzrost PKB, inflacja HICP, dług publiczny, konsumpcja rządowa per capita, eksport, nakłady brutto na środki trwałe, przekazy pieniężne emigrantów, wartość dodana przemysłu oraz produktywność pracy. Zastosowanie regularyzacji LASSO nie było w tym przypadku zasadne, ponieważ liczba zmiennych kandydujących była ograniczona, a ich dobór wynikał z przesłanek teoretycznych oraz wcześniejszych wykluczeń merytorycznych. Dobór zmiennych do modeli zatrudnienia oparto zatem na kryteriach ekonomicznych i zgodności z celem badania, a nie na automatycznej procedurze regularyzacyjnej.

2.6. Procedura stosowanych opóźnień zmiennych

Część zmiennych objaśniających uwzględniono w modelach z rocznym opóźnieniem ($t - 1$). Uzasadnienie metodologiczne jest dwupoziomowe. Po pierwsze, zastosowanie opóźnienia pozwala uporządkować relację czasową między zmienną objaśniającą a zmienną zależną, ponieważ wartość zmiennej objaśniającej pochodzi z okresu wcześniejszego niż wartość zmiennej zależnej. Takie podejście jest zgodne z logiką analiz dynamicznych, w których wcześniejsze wartości zmiennych są wykorzystywane do wyjaśniania lub przewidywania ich późniejszych realizacji (Granger, 1969). Po drugie, wyniki badań empirycznych wskazują na trwałość reakcji rynku pracy osób młodych na impulsy makroekonomiczne: dostosowania zatrudnienia i bezrobocia zachodzą stopniowo, a skutki szoków mogą utrzymywać się także po ustąpieniu pierwotnego impulsu (Blanchard i Summers, 1986; Caporale i Gil-Alana, 2014; von Wachter, 2020).

W analizie bezrobocia z rocznym opóźnieniem uwzględniono zmienne edukacyjne oraz wybraną zmienną fiskalną. Opóźnienie zmiennych odnoszących się do systemu kształcenia wynika z tego, że zmiany struktury i wyników edukacji przekładają

się na sytuację na rynku pracy z opóźnieniem – w miarę jak kolejne roczniki absolwentów wchodzi na rynek pracy i podejmują decyzje o aktywności zawodowej (Mincer, 1991; Bayrak, Tatlı, 2018). Włączenie opóźnionej zmiennej fiskalnej dotyczącej zadłużenia publicznego uzasadniono tym, że sytuacja finansów publicznych może oddziaływać na rynek pracy z opóźnieniem przez zmiany popytu publicznego, kosztów finansowania, oczekiwań przedsiębiorstw oraz przestrzeni dla działań interwencyjnych państwa. W badaniach nad determinantami bezrobocia młodzieży w Europie dług publiczny uwzględniany jest jako jedna ze zmiennych powiązanych z poziomem bezrobocia młodych, obok słabego wzrostu PKB oraz czynników instytucjonalnych i edukacyjnych (Tomić, 2018).

W analizie zatrudnienia z rocznym opóźnieniem uwzględniono zmienne odnoszące się do nakładów inwestycyjnych, fiskalnych uwarunkowań popytu wewnętrznego oraz transferów zagranicznych. Opóźnienie nakładów inwestycyjnych wynika z sekwencji decyzyjnej: inwestycje planowane i realizowane w danym roku przekładają się na tworzenie miejsc pracy i wzrost popytu na pracę w okresach następnych (Bayrak, Tatlı, 2018; Anyanwu, 2013). Opóźnienie zmiennej fiskalnej dotyczącej wydatków rządowych uzasadniono stopniowym przełożeniem impulsu fiskalnego na popyt, aktywność gospodarczą i decyzje zatrudnieniowe. Literatura dotycząca mnożników fiskalnych wskazuje, że wzrost wydatków publicznych może oddziaływać na rynek pracy przez zmiany produkcji, zatrudnienia, liczby godzin pracy, prawdopodobieństwa znalezienia pracy oraz stopy bezrobocia, przy czym część efektów ujawnia się w horyzoncie rocznym lub w późniejszym okresie (Monacelli, Perotti i Trigari, 2010; Ramey, 2013). Opóźnienie zmiennej obejmującej transfery pieniężne emigrantów wprowadzono ze względu na pośredni charakter ich oddziaływania na rynek pracy – efekty popytowe wynikające z transferów mogą ujawniać się z opóźnieniem przez konsumpcję, inwestycje gospodarstw domowych oraz decyzje o aktywności zawodowej członków gospodarstw domowych (Sevencan, 2023).

Przyjęcie jednolitego opóźnienia o jeden rok stanowiło kompromis między przesłankami teoretycznymi a ograniczeniem utraty obserwacji, ponieważ wprowadzenie opóźnienia skracza szereg czasowy każdej jednostki o jeden okres. W obu analizach procedurę estymacyjną przeprowadzono równolegle w dwóch wariantach: bez opóźnień, tj. w modelu bazowym oraz z uwzględnieniem wskazanych opóźnień. Porównanie obu specyfikacji stanowiło element oceny wrażliwości wyników na przyjętą strukturę czasową

zależności oraz pozwalało sprawdzić, czy uwzględnienie opóźnionego oddziaływania wybranych zmiennych wpływa na strukturę i interpretację uzyskanych zależności.

2.7. Imputacja braków danych

W analizowanym zbiorze danych przekrojowo-czasowych część obserwacji była niedostępna ze względu na niepełną dostępność danych statystycznych, obejmującą zarówno opóźnienia w publikacji, jak i luki w danych historycznych. Aby ograniczyć utratę informacji oraz zachować możliwie pełną strukturę panelu, zastosowano procedurę imputacji brakujących wartości w obrębie każdego kraju oddzielnie. Takie podejście pozwalało zachować wewnętrzną strukturę szeregu czasowego danej jednostki panelu i uniknąć uzupełniania braków informacją pochodzącą z innych krajów.

Procedura imputacji miała charakter sekwencyjny i obejmowała trzy etapy. W pierwszym kroku zastosowano interpolację liniową, która służyła do uzupełniania braków występujących wewnątrz szeregu czasowego, tj. między dwiema dostępnymi obserwacjami. Wartość brakująca była w tym przypadku szacowana na podstawie sąsiadujących obserwacji dla tego samego kraju. Podejście to pozwala zachować ciągłość szeregu oraz względnie dobrze odtwarza przebieg zmiennych o stopniowych zmianach w czasie, co czyni je użytecznym w przypadku wielu wskaźników makroekonomicznych i społeczno-ekonomicznych (Little i Rubin, 2019; Moritz i Bartz-Beielstein, 2017).

W drugim kroku, jeżeli po interpolacji liniowej pozostawały braki na końcu szeregu czasowego, zastosowano metodę przeniesienia ostatniej dostępnej obserwacji w przód, określaną jako LOCF (*last observation carried forward*). Metoda ta polega na przypisaniu brakującej wartości najbliższej wcześniejszej obserwacji dostępnej dla tej samej jednostki. W trzecim kroku, w przypadku braków występujących na początku szeregu czasowego, zastosowano analogiczną procedurę w kierunku odwrotnym, określaną jako LOCB (*last observation carried backward*), polegającą na przeniesieniu pierwszej dostępnej obserwacji wstecz. Rozwiązania te umożliwiły zachowanie spójności struktury danych bez konieczności eliminowania całych krajów lub lat z dalszej analizy, przy czym traktowano je jako techniczne uzupełnienie danych stosowane wyłącznie w sytuacjach brzegowych szeregu czasowego (Moritz i Bartz-Beielstein, 2017; Salgado i in., 2016).

Należy podkreślić, że przyjęta procedura imputacyjna miała charakter techniczny i służyła przede wszystkim ograniczeniu problemu utraty obserwacji, nie eliminując

całkowicie ryzyka dodatkowej niepewności pomiaru. Z tego względu wyniki odnoszące się do zmiennych o relatywnie dużym udziale wartości imputowanych interpretowano ze zwiększoną ostrożnością. Przyjęta procedura zakłada, że braki danych mają charakter losowy lub losowy względem obserwowanych zmiennych (*Missing at random* – MAR). Sposób postępowania z brakami danych wymaga jawnego opisu i uzasadnienia, ponieważ pomijanie problemu braków lub ich nieodpowiednie uzupełnianie może prowadzić do obciążenia wyników analizy (Little i Rubin, 2019; Pokropek, 2018; Kozłowski i Szreder, 2020). Szczegółowy zakres imputacji dla poszczególnych zmiennych przedstawiono w rozdziale 3 w tabeli charakterystyk danych.

Imputacji nie stosowano w przypadkach, w których dla danej jednostki przekrojowej brakowało danych dla wszystkich lat obserwacji danej zmiennej. W takiej sytuacji brakuje informacji empirycznej pozwalającej odtworzyć przebieg zmiennej w czasie. Jeżeli braki tego typu dotyczyły zmiennych wykorzystanych w modelowaniu, dana jednostka przekrojowa była wyłączana z odpowiedniej części analizy modelowej.

2.8. Analiza wrażliwości – model bezrobocia bez zmiennej NEET

Wskaźnik NEET odnosi się do osób, które jednocześnie nie pracują oraz nie uczestniczą w edukacji ani szkoleniu. Zgodnie z metadanymi Eurostatu wskaźnik ten oznacza odsetek populacji danej grupy wieku i płci, która nie jest zatrudniona oraz nie uczestniczy w dalszej edukacji lub szkoleniu. Licznik wskaźnika obejmuje osoby spełniające dwa warunki: po pierwsze, nie są one zatrudnione, czyli są bezrobotne lub pozostają poza siłą roboczą według definicji Międzynarodowej Organizacji Pracy; po drugie, w ciągu czterech tygodni poprzedzających badanie nie uczestniczyły w edukacji ani szkoleniu, formalnym lub poza formalnym. Mianownik stanowi populacja tej samej grupy wieku i płci, z wyłączeniem respondentów, którzy nie odpowiedzieli na pytanie dotyczące uczestnictwa w regularnej edukacji formalnej i szkoleniu (Eurostat, 2026).

W literaturze polskiej termin NEET również wskazywany jest jako akronim odnoszący się do osób, które jednocześnie nie pracują, nie kontynuują nauki w systemie edukacji formalnej i nie dokończają się w systemie edukacji pozaformalnej. Fundamentalną cechą osób zaliczanych do tej grupy jest zatem nieuczestniczenie w dwóch

istotnych sferach życia społeczno-ekonomicznego: pracy i edukacji (Balcerowicz-Szkutnik, Wąsowicz, 2017).

Z punktu widzenia konstrukcji modelu bezrobocia wskaźnik NEET wymaga szczególnej ostrożności interpretacyjnej. Wynika to bezpośrednio z jego definicji, ponieważ brak zatrudnienia stanowi jeden z elementów konstrukcyjnych tego wskaźnika. Populacja NEET obejmuje osoby niezatrudnione, w tym zarówno osoby bezrobotne, jak i bierne zawodowo, które jednocześnie nie uczestniczą w edukacji ani szkoleniu (Eurostat, 2026). Oznacza to, że zakres wskaźnika NEET częściowo nakłada się na kategorię bezrobocia, choć nie jest z nią tożsamy. W konsekwencji wykorzystanie wskaźnika NEET jako zmiennej objaśniającej w modelu stopy bezrobocia może prowadzić do ryzyka częściowego nakładania definicyjnego między zmienną objaśniającą a zmienną zależną.

Dodatkowym ograniczeniem jest zakres wieku wskaźnika zastosowanego w analizie. Główna populacja badania obejmuje osoby w wieku 20–29 lat, natomiast w modelu bezrobocia wykorzystano wskaźnik NEET dla grupy wiekowej 15–29 lat. Wybór ten wynikał z dostępności danych w wykorzystanym zbiorze oraz z faktu, że grupa 15–29 lat jest często stosowana w statystyce europejskiej i dokumentach dotyczących sytuacji młodych osób na rynku pracy. Jednocześnie oznacza to, że wskaźnik NEET dla grupy wiekowej 15–29 lat nie jest w pełni zgodny z zakresem wieku zmiennej zależnej, co stanowi dodatkowe ograniczenie interpretacyjne.

W celu oceny skali wskazanych ograniczeń przeprowadzono dodatkową analizę wrażliwości. Polegała ona na powtórzeniu pełnej procedury badawczej dla modelu bezrobocia po wykluczeniu wskaźnika NEET dla grupy wiekowej 15–29 lat ze zbioru zmiennych kandydujących. Analiza obejmowała ponowną selekcję zmiennych metodą LASSO, estymację pełnego zestawu specyfikacji modelowych, wybór modelu optymalnego na podstawie kryterium BIC oraz porównanie uzyskanych rezultatów z analizą podstawową. Celem tej procedury było sprawdzenie, na ile dobór zmiennych i struktura modelu bezrobocia są wrażliwe na obecność zmiennej częściowo definicyjnie powiązanej ze zmienną zależną oraz nie w pełni zgodnej zakresem wieku z główną populacją badania.

Rozdział 3.

Analiza i ocena stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27

3.1. Kształtowanie się stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27

Zmienną zależną w analizie jest stopa bezrobocia osób w wieku 20–29 lat, wyrażona w procentach (UNEMP_RATE_20_29). Dane pozyskano z bazy Eurostatu; wykorzystano wskaźnik ogółem według płci (yth_empl_100). Wskaźnik szacowany jest na podstawie Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (EU-LFS) i jest zgodny z definicją Międzynarodowej Organizacji Pracy: za osobę bezrobotną uznaje się osobę, która w tygodniu referencyjnym jednocześnie nie była zatrudniona, aktywnie poszukiwała pracy oraz była gotowa podjąć pracę w ciągu dwóch tygodni (Komisja Europejska, 2000; Eurostat, 2025i). Miara ta, w odróżnieniu od bezrobocia rejestrowanego, nie zależy od krajowych przepisów rejestracyjnych, co zapewnia porównywalność między państwami. EU-LFS jest badaniem opartym na próbie losowej, dlatego interpretacja wyników powinna uwzględniać typowe ograniczenia badań reprezentacyjnych, w tym błędy losowania i błędy nielosowe (Eurostat, 2025i).

Zakres przestrzenny analizy obejmuje 27 państw członkowskich Unii Europejskiej według składu po wystąpieniu Wielkiej Brytanii z UE (UE-27). Wyłączenie Wielkiej Brytanii zapewnia spójność próby badawczej w całym analizowanym okresie, zwłaszcza po 2020 roku. Zakres analizy obejmuje kraje UE-27 traktowane jako jednostki przekrojowe ($i = 1, \dots, n; n = 27$) oraz lata 2014–2024 jako kolejne okresy obserwacji ($t = 1, \dots, T; T = 11$). Maksymalna liczebność zbioru przekrojowo-czasowego wynosi zatem $N = n \times T = 297$ obserwacji kraj-rok.

Stopa bezrobocia osób w wieku 20–29 lat wykazywała wyraźną tendencję spadkową w pięcioleciu poprzedzającym pandemię, zakłóconą przejściowym szokiem w 2020 roku (tab. 3.1). Średnia dla krajów UE-27 obniżyła się z 17,32% w roku 2014 do 9,89% w roku 2019, tj. o 7,43 punktu procentowego. W większości analizowanego okresu utrzymywała się prawostronna asymetria rozkładu – mediana przyjmowała wartości niższe od średniej arytmetycznej – co wskazuje na obecność krajów o trwale wysokich stopach bezrobocia, podwyższających wartość średniej nieważonej.

W 2024 roku relacja ta odwróciła się, co może świadczyć o stopniowym wyrównywaniu rozkładu między krajami.

Tabela 3.1. Roczne zróżnicowanie stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 w latach 2014–2024

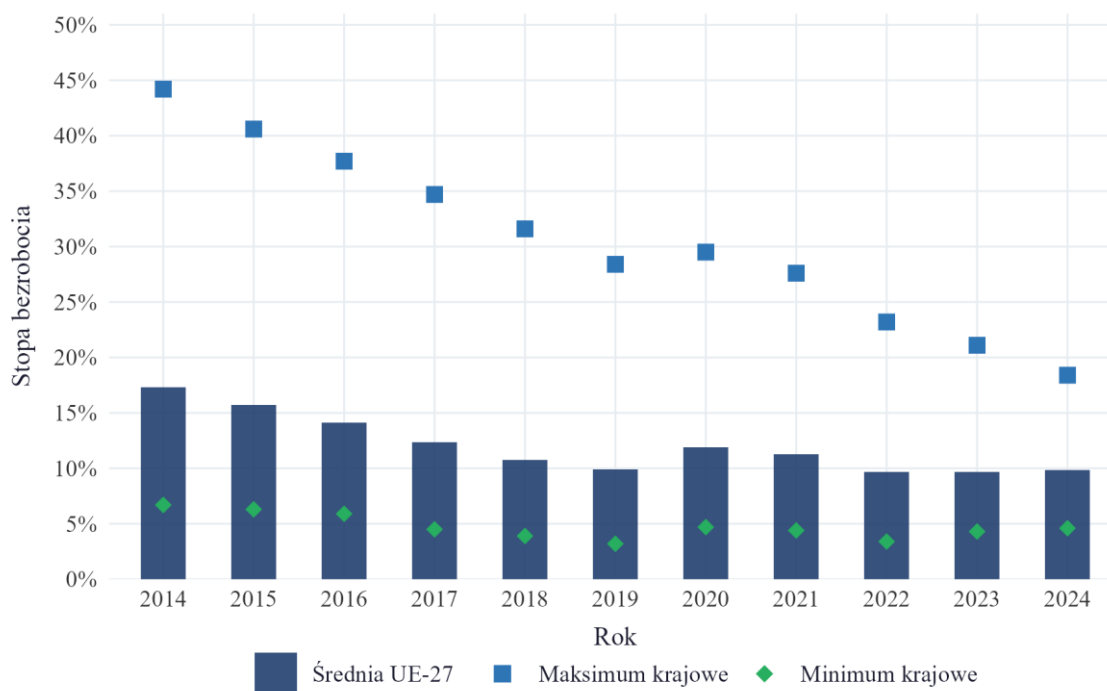
Rok	Śr. UE-27 (%)	Mediana (%)	SD (%)	CV (%)	Min. krajowe (%)	Kraj z min.	Maks. krajowe (%)	Kraj z maks.	Rozstęp (p.p.)
2014	17,32	14,3	9,17	52,95	6,7	DE	44,2	EL	37,5
2015	15,70	13,5	8,49	54,05	6,3	DE	40,6	EL	34,3
2016	14,14	11,7	7,83	55,33	5,9	DE	37,7	EL	31,8
2017	12,34	10,0	7,26	58,82	4,5	CZ	34,7	EL	30,2
2018	10,74	8,8	6,59	61,29	3,9	CZ	31,6	EL	27,7
2019	9,89	8,5	5,79	58,56	3,2	CZ	28,4	EL	25,2
2020	11,92	11,3	5,88	49,30	4,7	CZ	29,5	EL	24,8
2021	11,27	9,7	5,63	49,93	4,4	CZ	27,6	EL	23,2
2022	9,67	9,0	4,63	47,85	3,4	CZ	23,2	EL	19,8
2023	9,67	9,0	4,11	42,54	4,3	CZ	21,1	EL	16,8
2024	9,87	10,0	3,63	36,74	4,6	CZ	18,4	EL	13,8

Uwaga: Statystyki obliczono przekrojowo dla 27 krajów UE-27 w każdym roku oddzielnie. Śr. UE-27 – nieważona średnia arytmetyczna; SD – odchylenie standardowe między krajami; CV – przekrojowy współczynnik zmienności ($SD/\text{Śr. UE-27} \times 100$). Min. krajowe i maks. krajowe oznaczają odpowiednio najniższą i najwyższą stopę bezrobocia odnotowaną wśród krajów UE-27 w danym roku. Kody krajów stosowane w tabeli odpowiadają normie ISO 3166-1 alpha-2, zgodnie z klasyfikacją przyjętą przez Eurostat.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu (yth_empl_100).

Pandemia COVID-19 spowodowała krótkotrwałe odwrócenie trendu spadkowego: w 2020 roku średnia dla krajów UE-27 wzrosła z 9,89% do 11,92%, tj. o 2,03 p.p. względem roku 2019. Najwyższą wartość w próbie odnotowano w Grecji, gdzie stopa bezrobocia osób w wieku 20–29 lat wyniosła 29,5%. Relatywnie ograniczoną skalę wzrostu można wiązać z szerokim zastosowaniem programów ochrony zatrudnienia w państwach UE, które łagodziły przełożenie szoku pandemicznego na wskaźniki rynku pracy (Eurofound, 2024). W 2022 roku średnia obniżyła się do 9,67%, a w 2024 roku wyniosła 9,87%, czyli była zbliżona do poziomu sprzed pandemii.

Jednocześnie w analizowanym okresie zmniejszało się zróżnicowanie między krajami. Rozstęp między najniższą i najwyższą wartością stopy bezrobocia obniżył się z 37,5 p.p. w 2014 roku do 13,8 p.p. w 2024 roku, a przekrojowy współczynnik zmienności spadł z 52,95% do 36,74%. Oznacza to, że spadkowi przeciętnego poziomu stopy bezrobocia towarzyszyło stopniowe zawężanie różnic między krajami UE-27. Tendencję tę syntetycznie przedstawia rysunek 3.1, na którym widoczny jest jednoczesny spadek średniej stopy bezrobocia oraz obniżanie się wartości maksymalnych w kolejnych latach.



Rysunek 3.1. Stopa bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 w latach 2014–2024

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu (yth_empl_100).

Mimo stopniowego zmniejszania rozpiętości wartości w czasie zróżnicowanie między krajami pozostawało wyraźne. Najwyższe średnie wartości stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w latach 2014–2024 odnotowano w Grecji (30,64%), Hiszpanii (26,33%) i Włoszech (21,96%), a więc w krajach Europy Południowej. Do grupy państw o relatywnie wysokim poziomie wskaźnika należała również Chorwacja, gdzie średnia stopa bezrobocia wyniosła 17,09%. Najniższe wartości występowały natomiast w Czechach (5,25%), Niemczech (5,40%), Niderlandach (5,79%) i Malcie (5,86%) (tab. 3.2).

Zestawienie według krajów pozwala wyróżnić dwa wzorce zmian. Pierwszy obejmuje państwa o trwale podwyższonym poziomie stopy bezrobocia. W Grecji, Hiszpanii i Włoszech wysokim średnim wartościom wskaźnika towarzyszyła umiarkowana zmienność wewnątrzrajowa: odpowiednio 26,6%, 23,5% i 23,9%. Oznacza to, że wysoka pozycja tych krajów nie wynikała wyłącznie z pojedynczych obserwacji skrajnych, lecz z utrzymywania się podwyższonego poziomu stopy bezrobocia przez większą część analizowanego okresu.

Drugi wzorec dotyczy krajów, w których wysoki CV wewnątrzrajowy wynikał przede wszystkim ze znacznego spadku stopy bezrobocia między 2014 a 2024 rokiem. Najwyższe wartości współczynnika zmienności wewnątrzrajowej odnotowano

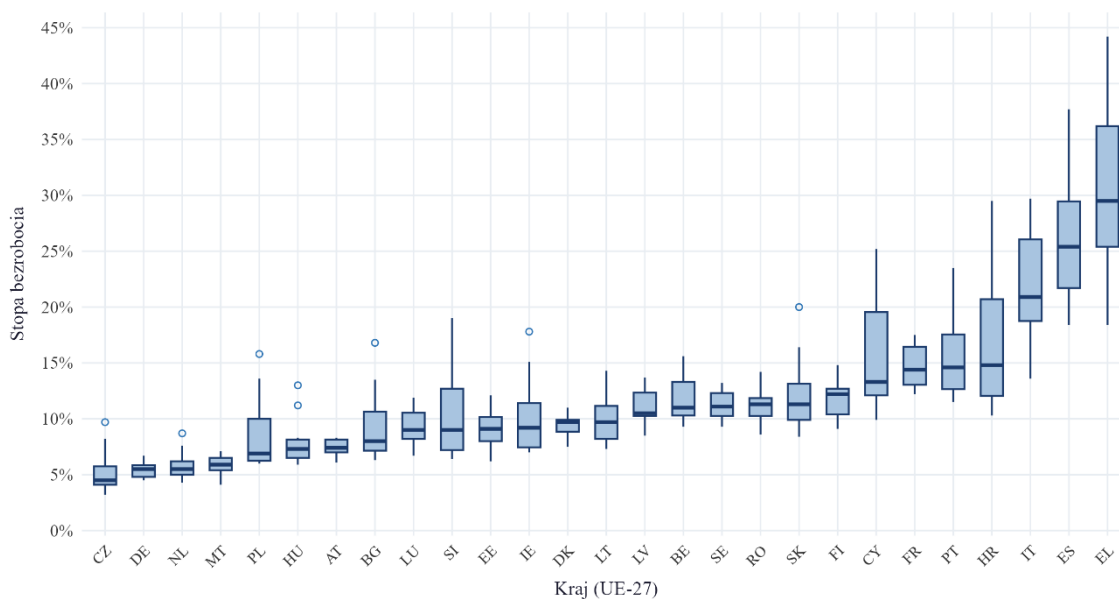
w Słowenii (41,1%), Czechach (39,7%), Polsce (39,5%) i Chorwacji (38,2%). W tych krajach zmienność nie oznaczała niestabilności wskaźnika, lecz odzwierciedlała trwałe przesunięcie jego poziomu w dół. W większości krajów UE-27 stopa bezrobocia osób w wieku 20–29 lat była w 2024 roku niższa niż w 2014 roku, przy czym największe spadki wystąpiły w Grecji (-25,8 p.p.), Hiszpanii (-19,3 p.p.), Chorwacji (-19,2 p.p.) i Włoszech (-16,1 p.p.). Wyjątkiem była Estonia, gdzie stopa bezrobocia wzrosła z 10,8% do 12,1%, czyli o 1,3 p.p. (tab. 3.2).

Tabela 3.2. Zróżnicowanie stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat według kraju – UE-27 w latach 2014–2024

Kraj	Śr. stopa (%)	Mediana (%)	SD wewnątrz krajowe (%)	CV wewnątrz krajowy (%)	Min. stopa (%)	Maks. stopa (%)	Stopa 2014 r. (%)	Stopa 2024 r. (%)	Zmiana 2014–2024 (p.p.)
EL	30,64	29,5	8,14	26,6	18,4	44,2	44,2	18,4	-25,8
ES	26,33	25,4	6,19	23,5	18,4	37,7	37,7	18,4	-19,3
IT	21,96	20,9	5,25	23,9	13,6	29,7	29,7	13,6	-16,1
HR	17,09	14,8	6,53	38,2	10,3	29,5	29,5	10,3	-19,2
CY	15,79	13,3	5,28	33,5	9,9	25,2	25,2	9,9	-15,3
PT	15,52	14,6	4,05	26,1	11,5	23,5	23,5	12,7	-10,8
FR	14,77	14,4	2,04	13,8	12,2	17,5	17,5	12,7	-4,8
SK	12,15	11,3	3,48	28,7	8,4	20,0	20,0	9,3	-10,7
BE	11,79	11,0	2,15	18,2	9,3	15,6	15,6	11,0	-4,6
FI	11,65	12,2	1,74	15,0	9,1	14,8	13,2	12,2	-1,0
SE	11,28	11,1	1,33	11,8	9,3	13,2	13,2	11,9	-1,3
RO	11,12	11,3	1,70	15,3	8,6	14,2	14,2	11,3	-2,9
LV	11,05	10,5	1,65	15,0	8,5	13,7	13,7	10,4	-3,3
SI	10,47	9,0	4,30	41,1	6,4	19,0	19,0	6,6	-12,4
IE	10,22	9,2	3,56	34,8	7,0	17,8	17,8	7,0	-10,8
LT	9,96	9,7	2,30	23,1	7,3	14,3	14,3	10,0	-4,3
BG	9,42	8,0	3,30	35,0	6,3	16,8	16,8	6,9	-9,9
DK	9,34	9,7	0,95	10,2	7,5	11,0	11,0	9,9	-1,1
LU	9,34	9,0	1,63	17,5	6,7	11,9	11,5	10,5	-1,0
EE	9,10	9,1	1,86	20,4	6,2	12,1	10,8	12,1	+1,3
PL	8,62	6,9	3,40	39,5	6,0	15,8	15,8	6,1	-9,7
HU	7,95	7,3	2,23	28,0	5,9	13,0	13,0	7,8	-5,2
AT	7,46	7,4	0,75	10,0	6,1	8,3	8,3	7,3	-1,0
MT	5,86	5,9	0,92	15,6	4,1	7,1	7,1	4,9	-2,2
NL	5,79	5,5	1,36	23,5	4,3	8,7	8,7	5,5	-3,2
DE	5,40	5,5	0,74	13,7	4,5	6,7	6,7	5,1	-1,6
CZ	5,25	4,5	2,08	39,7	3,2	9,7	9,7	4,6	-5,1

Uwaga: Kraje uporządkowano malejąco według średniej stopy bezrobocia. SD wewnątrz krajowe i CV wewnątrz krajowy obliczono dla szeregu rocznego każdego kraju. Min. stopa i maks. stopa oznaczają odpowiednio najniższą i najwyższą wartość wskaźnika odnotowaną w danym kraju w latach 2014–2024. Zmiana oznacza różnicę między stopą bezrobocia w 2024 i 2014 roku, wyrażoną w punktach procentowych. Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

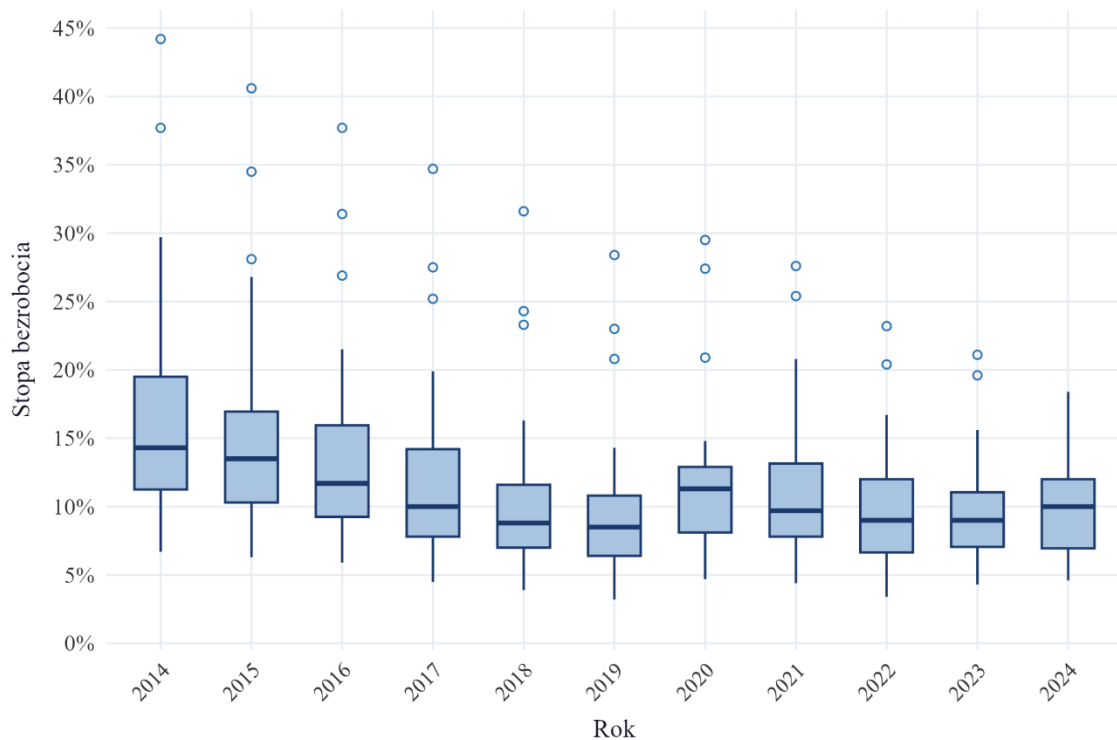
Rozkłady krajowe potwierdzają trwałość różnic między państwami. W Grecji, Hiszpanii i Włoszech wartości wskaźnika w całym okresie były przesunięte ku wyższym poziomom stopy bezrobocia, natomiast w Czechach, Niemczech, Niderlandach i Malcie koncentrowały się w dolnej części rozkładu. Oznacza to, że pozycja tych krajów w rankingu nie była wynikiem pojedynczych lat odstających, lecz utrzymywania się odmiennych poziomów wskaźnika w całym analizowanym okresie (rys. 3.2a).



Rysunek 3.2a. Rozkład stóp bezrobocia osób w wieku 20–29 lat według krajów UE-27 w latach 2014–2024

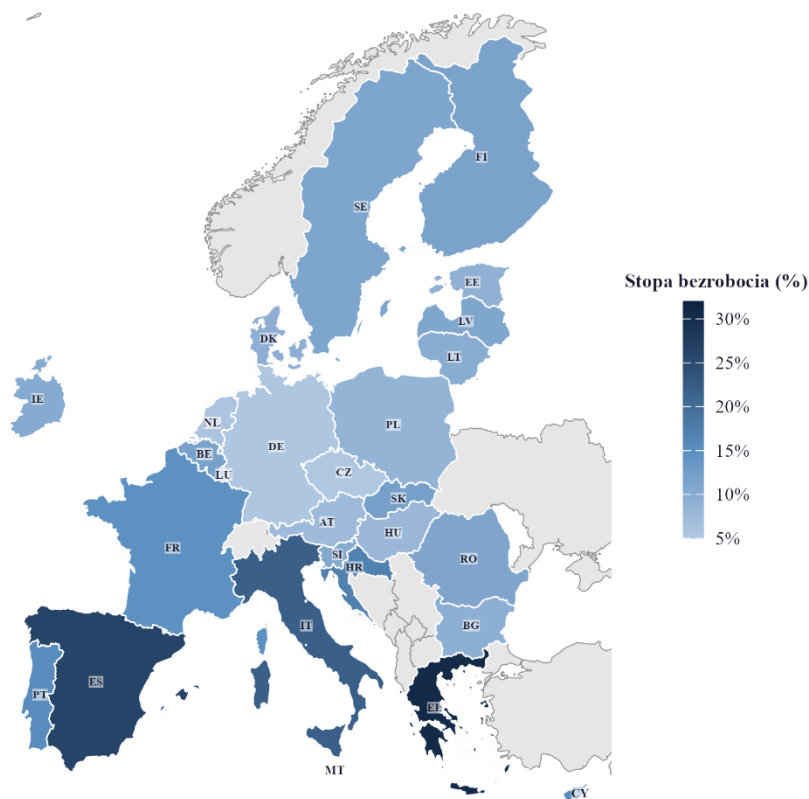
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu (yth_empl_100).

Ujęcie według lat wskazuje z kolei na stopniowe obniżanie się mediany oraz zawężanie rozpiętości między krajami po 2014 roku. Przejściowe pogorszenie rozkładu w 2020 roku odpowiada szokowi pandemicznemu, natomiast w latach 2022–2024 widoczne jest ponowne skupienie wartości wokół niższych poziomów stopy bezrobocia. Tym samym rozkład roczny uzupełnia wyniki przedstawione w tabeli 3.1, ponieważ pozwala ocenić nie tylko wartości średnie i skrajne, lecz także położenie całego rozkładu krajów w poszczególnych latach (rys. 3.2b).



Rysunek 3.2b. Rozkład stóp bezrobocia osób w wieku 20–29 lat według krajów UE-27 w latach 2014–2024

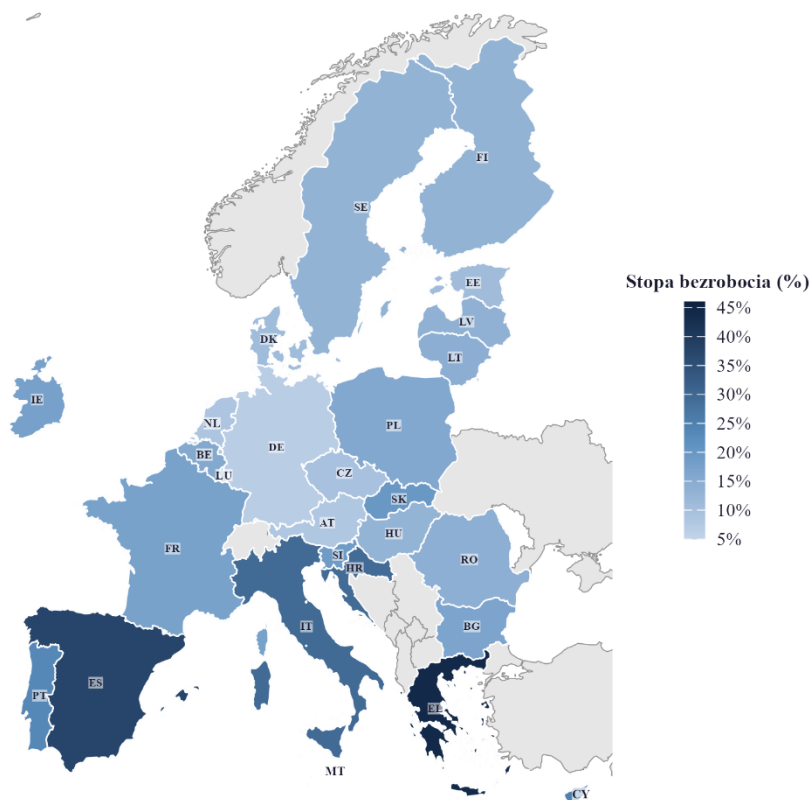
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu (yth_empl_100).



Mapa 3.1. Średnia stopa bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 w latach 2014–2024

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu (yth_empl_100) oraz granic administracyjnych Eurostat/GISCO, NUTS 0, WGS84 (EPSG:4326).

Przestrzenne rozmieszczenie średnich wartości wskazuje na koncentrację najwyższych stóp bezrobocia w krajach Europy Południowej, przede wszystkim w Grecji, Hiszpanii i Włoszech, przy relatywnie niskich wartościach w części krajów Europy Środkowej, Zachodniej i Północnej, w tym w Czechach, Niemczech, Niderlandach i Malcie (mapa 3.1). Ze względu na niewielki rozmiar terytorialny Malta jest słabo widoczna na mapie, jednak została uwzględniona zarówno w obliczeniach, jak i w zestawieniach tabelarycznych.

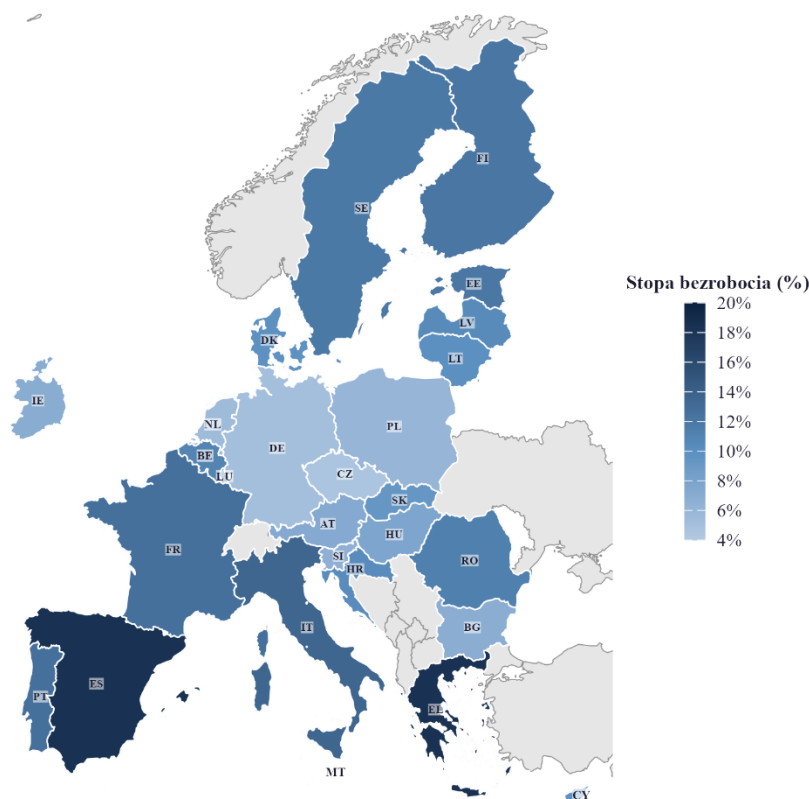


Mapa 3.2. Stopa bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 – rok 2014

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu (yth_empl_100) oraz granic administracyjnych Eurostat/GISCO, NUTS 0, WGS84 (EPSG:4326).

Porównanie skrajnych lat analizy wskazuje, że spadek stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat miał szeroki zakres terytorialny. W 2014 roku najwyższe wartości koncentrowały się przede wszystkim w krajach Europy Południowej i częściowo Południowo-Wschodniej, zwłaszcza w Grecji, Hiszpanii, Włoszech i Chorwacji (mapa 3.2). W 2024 roku układ przestrzenny był mniej spolaryzowany: skala zjawiska obniżyła się w większości krajów UE-27, choć relatywnie wyższe wartości nadal występowały w Grecji i Hiszpanii (mapa 3.3). Kierunek zmian pozostaje zgodny z wynikami tabeli 3.2,

w której największe spadki między 2014 a 2024 rokiem odnotowano w Grecji (-25,8 p.p.), Hiszpanii (-19,3 p.p.), Chorwacji (-19,2 p.p.) i Włoszech (-16,1 p.p.).



Mapa 3.3. Stopa bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 – rok 2024

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu (yth_empl_100) oraz granic administracyjnych Eurostat/GISCO, NUTS 0, WGS84 (EPSG:4326).

Dla oceny charakteru zróżnicowania stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat istotne znaczenie ma dekompozycja zmienności na składnik międzykrajowy i wewnątrz krajowy (tab. 3.3). Całkowita suma kwadratów odchyleń wyniosła 13 934,84, z czego 10 639,61, czyli 76,35%, przypadało na składnik międzykrajowy, a 3 295,23, czyli 23,65%, na składnik wewnątrz krajowy. Oznacza to, że zróżnicowanie stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 miało przede wszystkim charakter międzykrajowy, a w mniejszym stopniu wynikało ze zmian zachodzących w obrębie poszczególnych krajów w czasie. Wniosek ten potwierdzają współczynniki zmienności: 167,90% dla składnika międzykrajowego oraz 29,00% dla składnika wewnątrz krajowego. Dominacja zróżnicowania międzykrajowego jest zgodna z nurtem badań wskazujących, że stopa bezrobocia osób młodych w Europie zależy nie tylko od bieżących warunków makroekonomicznych, lecz także od trwałych cech krajowych i heterogeniczności instytucjonalnej państw członkowskich UE (Tomić, 2018, s. 380–382).

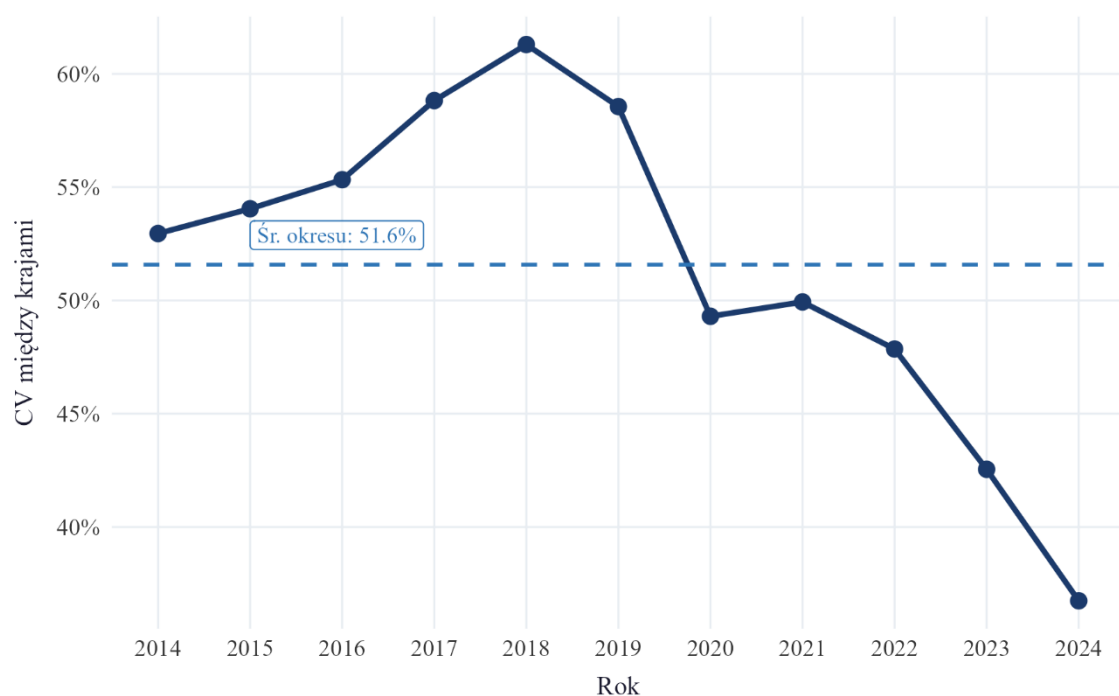
Tabela 3.3. Dekompozycja zmienności stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w latach 2014–2024 – składniki międzykrajowe i wewnątrz krajowe

Składnik zmienności	SS	df	Wariancja	CV (%)	Udział SS (%)
Między krajami	10 639,61	26	409,22	167,90	76,35
Wewnątrz krajowy	3 295,23	270	12,20	29,00	23,65
Łącznie	13 934,84	296	47,08	–	100,00

Uwaga: SS – suma kwadratów odchyłeń; df – stopnie swobody; CV – współczynnik zmienności; wariancja = SS/df; CV = $(\sqrt{\text{wariancja}} / \text{średnia ogólna}) \times 100$, gdzie średnia ogólna wynosi 12,05%. *Uwaga metodologiczna:* współczynnik zmienności w tabeli 3.3 odnosi się do wariancji składników dekompozycji i nie jest tożsamy z rocznym przekrojowym współczynnikiem zmienności prezentowanym w tabeli 3.1.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Przekrojowy współczynnik zmienności między krajami zmieniał się w czasie. W latach 2014–2018 wzrósł z 52,95% do 61,29%, co oznacza, że w pierwszej części analizowanego okresu różnice między państwami nie ulegały jeszcze zmniejszeniu. Po 2018 roku nastąpił stopniowy spadek tego wskaźnika, do 36,74% w 2024 roku, przy średniej dla całego okresu wynoszącej 51,6% (rys. 3.3). Tendencja ta wskazuje na zmniejszanie się zróżnicowania między krajami w końcowej części analizowanego okresu, choć skala różnic między państwami pozostawała większa niż przeciętna zmienność obserwowana wewnątrz poszczególnych krajów.



Rysunek 3.3. Przekrojowy współczynnik zmienności stopy bezrobocia między krajami UE-27 w latach 2014–2024

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Zmienność wewnątrz krajowa układała się odmiennie niż średni poziom stopy bezrobocia. Najwyższe wartości współczynnika zmienności wewnątrz krajowej wystąpiły

w Słowenii (41,1%), Czechach (39,7%), Polsce (39,5%) i Chorwacji (38,2%), czyli przede wszystkim w krajach, które odnotowały silny spadek stopy bezrobocia między 2014 a 2024 rokiem. Oznacza to, że wysoka zmienność nie musi świadczyć o niestabilności wskaźnika, lecz może odzwierciedlać trwałe przesunięcie jego poziomu w dół. Zależność ta potwierdza, że wysoki średni poziom bezrobocia nie musiał współwystępować z wysoką zmiennością wewnątrz krajową: kraje Europy Południowej charakteryzowały się wysokimi wartościami średnimi, natomiast najwyższe wartości współczynnika zmienności występowały głównie w państwach o największym spadku wskaźnika w analizowanym okresie (rys. 3.4).



Rysunek 3.4. Średnia stopa bezrobocia osób w wieku 20–29 lat a CV wewnątrz krajowy – kraje UE-27 w latach 2014–2024

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Wyniki dekompozycji mają istotne znaczenie dla dalszej procedury modelowania. Dominacja składnika międzykrajowego uzasadnia zastosowanie modeli kontrolujących nieobserwowalne różnice między państwami, natomiast dodatni i ciągły charakter zmiennej zależnej oraz prawostronna asymetria rozkładu przemawiają za wykorzystaniem uogólnionych modeli liniowych. Szczegółowy opis zastosowanych specyfikacji przedstawiono w rozdziale 2.

3.2. Zmienne objaśniające i ich wstępna charakterystyka

Wyjściowy zbiór obejmował 36 zmiennych kandydujących do roli zmiennych objaśniających. Ich dobór oparto na literaturze empirycznej dotyczącej bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w krajach europejskich, w której determinanty tego zjawiska analizowane są najczęściej w wymiarze makroekonomicznym, strukturalnym, instytucjonalnym, demograficznym oraz edukacyjno-społecznym (Bruno i in., 2013; 2014; Tomić, 2018; Kwiatkowski i Krzętowska, 2024). Zgodnie z tym podejściem zmienne kandydujące uporządkowano w dziesięciu obszarach tematycznych obejmujących kapitał ludzki i edukację, status NEET, rynek pracy, depryzację i ubóstwo, mieszkalnictwo, dochody i nierówności, niepełnosprawność, migrację i demografię, finanse publiczne i zdrowie oraz instytucje (tab. 3.4).

Szczególnego wyjaśnienia wymaga zastosowanie wskaźnika NEET dla grupy wiekowej 15–29 lat. W bazie Eurostatu nie jest dostępna kompletna, porównywalna seria dla kategorii 20–29 lat obejmująca wszystkie kraje UE-27 w latach 2014–2024. Z tego względu wskaźnik NEET 15–29 lat (NEET_15_29; tesem150) uwzględniono jako najbliższą dostępną miarę pozostawania poza zatrudnieniem, edukacją i szkoleniem w populacji osób młodych. Ograniczenie to ma znaczenie interpretacyjne, ponieważ zakres wieku tej zmiennej nie pokrywa się w pełni z zakresem zmiennej zależnej. Dodatkowo wskaźnik NEET obejmuje z definicji zarówno osoby bezrobotne, jak i bierne zawodowo nieuczestniczące w edukacji ani szkoleniu, co powoduje częściowe nakładanie się jego zakresu ze stopą bezrobocia (Eurofound, 2012, s. 23–25). Z tego względu w dalszej części rozdziału specyfikację bez zmiennej NEET przyjęto jako model podstawowy dla wnioskowania o pozostałych predyktorach stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat, natomiast specyfikację z NEET potraktowano jako analizę uzupełniającą, ilustrującą skalę nakładania się obu wskaźników.

Mediana ekwiwalentnego dochodu do dyspozycji wyrażona jest w standardzie siły nabywczej (*Purchasing Power Standard* – PPS), tj. w umownej jednostce walutowej stosowanej przez Eurostat do porównań wartości pieniężnych między krajami po uwzględnieniu różnic w poziomie cen, co dla zmiennej MED_INC_PPS oznacza dochód wyrażony w jednostce porównywalnej pod względem siły nabywczej (Eurostat, 2025).

Tabela 3.4. Wyjściowy zbiór zmiennych objaśniających rozważanych w analizie bezrobocia osób w wieku 20–29 lat (M = 36)

Obszar	Kod zmiennej	Opis zmiennej	Jednostka	Źródło danych
Kapitał ludzki - edukacja 20–29 lat	EDU_LOW_T_20_29	Odsetek osób w wieku 20–29 lat z wykształceniem niskim (ISCED 0–2) - ogółem	%	Eurostat
	EDU_MID_T_20_29	Odsetek osób w wieku 20–29 lat z wykształceniem średnim (ISCED 3–4) - ogółem	%	Eurostat
	EDU_HIGH_T_20_29	Odsetek osób w wieku 20–29 lat z wykształceniem wyższym (ISCED 5–8) - ogółem	%	Eurostat
	EARLY_LEAV_18_24	Odsetek osób w wieku 18–24 lat wcześniej kończących naukę	%	Eurostat
	STEM_GRAD	Absolwenci kierunków STEM (ISCED 5–8) na 1000 mieszkańców	os./1000	Eurostat
	EDU_FORM_20_29	Odsetek osób w wieku 20–29 lat uczestniczących w kształceniu formalnym	%	Eurostat
	EDU_ALL_20_29	Odsetek osób w wieku 20–29 lat uczestniczących w kształceniu formalnym lub nieformalnym	%	Eurostat
NEET	NEET_15_29	Odsetek osób w wieku 15–29 lat NEET (tesem150; bez kształcenia formalnego i nieformalnego)	%	Eurostat
	NEET_TOT_15_29	Odsetek osób w wieku 15–29 lat NEET (edat; bez kształcenia formalnego ogółem)	%	Eurostat
Rynek pracy	UNE_TRAP_TAX	Pułapka bezrobocia: efektywna krańcowa stopa podatkowa przy podjęciu pracy	%	Eurostat
	EMP_GAP_DIS	Luka zatrudnienia między osobami niepełnosprawnymi a pełnosprawnymi	p.p.	Eurostat
Deprywacja i ubóstwo	SEV_DEP_20_29	Odsetek osób w wieku 20–29 lat doświadczających surowej deprywacji materialnej	%	Eurostat
	MAT_SOC_DEP_20_29	Odsetek osób w wieku 20–29 lat doświadczających deprywacji materialnej i społecznej	%	Eurostat
	ENDS_MEET	Odsetek gospodarstw domowych deklarujących trudności w wiązaniu końca z końcem	%	Eurostat
	POV_WORK_20_29	Odsetek pracujących osób w wieku 20–29 lat zagrożonych ubóstwem	%	Eurostat
	LOW_WORK_20_29	Odsetek osób w wieku 20–29 lat żyjących w gosp. domowych o niskiej intensywności pracy	%	Eurostat
Mieszkalnictwo	HOV_COST_20_29	Odsetek osób w wieku 20–29 lat nadmiernie obciążonych kosztami mieszkaniowymi	%	Eurostat
	UNDER_OCC_18_64	Odsetek osób w wieku 18–64 lat zamieszkałych w niedozasiedlonym lokalu	%	Eurostat
	HOME_OWN	Odsetek osób posiadających lokal na własność (ogółem)	%	Eurostat
	LIVE_PAR_20_29	Odsetek osób w wieku 20–29 lat zamieszkałych z co najmniej jednym rodzicem	%	Eurostat
Dochody i nierówności	MED_INC_PPS	Mediana ekwiwalentnego dochodu do dyspozycji (PPS)	standard siły nabywczej, PPS	Eurostat
	INEQ_S80_S20	Wskaźnik nierówności S80/S20 (osoby w wieku poniżej 65 lat)	iloraz dochodów górnego i dolnego kwintyla	Eurostat
	GINI	Współczynnik Giniego dochodów do dyspozycji	%	Bank Światowy
	POV_50_MED	Odsetek osób żyjących poniżej 50% mediany dochodu	%	Bank Światowy
Niepełnosprawność	DIS_16_29	Odsetek osób w wieku 16–29 lat ze znaczną niepełnosprawnością	%	Eurostat
Migracja i demografia	MIG_RATE	Saldo migracji na 1000 mieszkańców	%	Eurostat
	MIG_NET	Saldo migracji netto (liczba osób)	os.	Bank Światowy
	DISPLACE	Liczba osób przymusowo przesiedlonych (uchodźcy i IDP)	os.	Bank Światowy
	MED_AGE	Mediana wieku ludności	lata	Eurostat
	AGE_1ST_BIRTH	Średni wiek kobiet przy urodzeniu pierwszego dziecka	lata	Eurostat
	POP_DENS	Gęstość zaludnienia (mieszkańcy na 1 km ²)	os./km ²	Eurostat
Finanse publiczne i zdrowie	DEBT_GDP	Dług publiczny brutto sektora instytucji rządowych i samorządowych (% PKB)	% PKB	Eurostat
	HEALTH_EXP_GDP	Krajowe wydatki sektora rządowego na ochronę zdrowia (% PKB)	% PKB	Bank Światowy
Instytucje	CORRUPT_CTRL	Kontrola korupcji - estymata	pkt	Bank Światowy
	CPI	Indeks percepcji korupcji (CPI); skala 0–100	pkt (0–100)	Transparency Intl
	ECON_FREE_REG	Indeks wolności gospodarczej - regulacje rynku kredytowego, pracy i działalności gosp.	pkt (0–10)	Fraser Institute

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat, Banku Światowego, Transparency International oraz Fraser Institute.

Źródła danych dla poszczególnych zmiennych wskazano w tabeli 3.4. Ze względu na harmonogram publikacji dane dla zmiennej dotyczącej regulacji gospodarczych i wolności ekonomicznej (ECON_FREE_REG), pochodzącej z bazy Fraser Institute³, były dostępne do 2023 roku włącznie. Z kolei indeks percepcji korupcji (*Corruption Perceptions Index* – CPI), mierzony w skali 0–100, pochodzi z bazy Transparency International⁴. Wskaźnik kontroli korupcji (Control of Corruption – CORRUP_CTRL) pozyskano natomiast z bazy World Governance Indicators (WGI)⁵ Banku Światowego.

W zbiorze wyjściowym dziesięć zmiennych wykazywało braki w danych źródłowych. Najwyższy ich udział dotyczył wskaźnika surowej deprivacji materialnej osób w wieku 20–29 lat (SEV_DEP_20_29 – 36,4% braków) oraz wydatków sektora rządowego na ochronę zdrowia (HEALTH_EXP_GDP – 20,9%). Pozostałe zmienne z brakami obejmowały współczynnik Giniego oraz odsetek osób żyjących poniżej 50% mediany dochodu (GINI, POV_50_MED – po 16,2%), kontrolę korupcji (CORRUP_CTRL – 12,5%), liczbę absolwentów kierunków STEM (STEM_GRAD – 10,4%), a także uczestnictwo w kształceniu, średni wiek urodzenia pierwszego dziecka, gęstość zaludnienia i indeks wolności regulacyjnej (EDU_ALL_20_29, AGE_1ST_BIRTH, POP_DENS, ECON_FREE_REG – po ok. 9% każda). Braki uzupełniono procedurą sekwencyjną stosowaną oddzielnie dla każdego kraju: w pierwszej kolejności zastosowano interpolację liniową dla braków występujących wewnątrz szeregu czasowego, następnie metodę przeniesienia ostatniej dostępnej obserwacji w przód (LOCF) dla braków na końcu szeregu oraz analogiczną procedurę w kierunku odwrotnym (LOCB) dla braków na początku szeregu. Szczegółowy opis procedury imputacyjnej zawarto w podrozdziale 2.7. Po imputacji pełny zbiór obejmuje 297 obserwacji (27 krajów × 11 lat) dla każdej zmiennej.

³ Fraser Institute – kanadyjski ośrodek analityczny publikujący raport Economic Freedom of the World, w którym indeks wolności gospodarczej obejmuje pięć obszarów: rozmiar sektora publicznego, system prawny i ochronę praw własności, stabilność pieniądza, swobodę handlu międzynarodowego oraz regulacje rynku kredytowego, rynku pracy i działalności gospodarczej (Gwartney i in., 2025).

⁴ Transparency International – międzynarodowa organizacja pozarządowa publikująca indeks percepcji korupcji (Corruption Perceptions Index – CPI), który mierzy postrzegany poziom korupcji w sektorze publicznym w skali od 0 (wysoki poziom postrzeganej korupcji) do 100 (bardzo niski poziom postrzeganej korupcji) (Transparency International, 2025).

⁵ World Governance Indicators (WGI) – zbiór wskaźników jakości rządzenia opracowywany przez Bank Światowy; wskaźnik kontroli korupcji (Control of Corruption) ujmuje postrzegany zakres wykorzystywania władzy publicznej dla korzyści prywatnych i wyrażany jest jako estymata w przybliżeniu w przedziale od –2,5 (niski poziom kontroli korupcji) do 2,5 (wysoki poziom kontroli korupcji) (Kaufmann i Kraay, 2025).

Wstępna charakterystyka zmiennych objaśniających pozwala ocenić, w jakim stopniu ich zmienność wynika z różnic między krajami, a w jakim ze zmian zachodzących w obrębie poszczególnych krajów w czasie. Rozróżnienie to ma znaczenie dla dalszej analizy przekrojowo-czasowej, ponieważ zmienne silnie zróżnicowane między krajami są w mniejszym stopniu wykorzystywane w estymacji modelu efektów stałych, który opiera się na zmienności wewnątrz krajowej. Z kolei zmienne o większej zmienności wewnątrz krajowej mogą mieć większe znaczenie w modelach identyfikujących zależności na podstawie zmian w czasie w obrębie tych samych krajów.

W tabeli 3.5 przedstawiono trzy miary zróżnicowania obliczone na podstawie jednoczynnikowej dekompozycji sumy kwadratów, w której czynnikiem grupującym jest kraj (Balta, 2021, s. 13–15): współczynnik zmienności międzykrajowej (CV międzykrajowy), współczynnik zmienności wewnątrz krajowej (CV wewnątrz krajowy) oraz udział międzykrajowej sumy kwadratów odchyłeń w sumie kwadratów odchyłeń ogółem (udział SS). Międzykrajowy współczynnik zmienności obliczono jako relację odchylenia standardowego średnich krajowych do średniej ze średnich krajowych, pomnożoną przez 100. Wewnątrz krajowy współczynnik zmienności obliczono jako pierwiastek ze średniego kwadratu odchyłeń obserwacji od średnich krajowych, podzielony przez średnią ogólną i pomnożony przez 100. Wszystkie statystyki obliczono na danych przed imputacją; symbol M oznacza liczbę dostępnych obserwacji dla danej zmiennej przed imputacją, odzwierciedlając rzeczywiste pokrycie danych źródłowych.

Analiza statystyk opisowych ujawnia wyraźne zróżnicowanie struktury zmienności w zbiorze zmiennych kandydujących. Pierwszą grupę stanowią zmienne o dominacji zmienności międzykrajowej. Udział sumy kwadratów międzykrajowej przekracza 95% m.in. dla gęstości zaludnienia ($POP_DENS - 99,35\%$), zamieszkania z rodzicami w wieku 20–29 lat ($LIVE_PAR_20_29 - 96,87\%$), niedozasiedlonych mieszkań ($UNDER_OCC_18_64 - 98,36\%$), własności lokalu ($HOME_OWN - 97,93\%$), długu publicznego ($DEBT_GDP - 96,04\%$), kontroli korupcji ($CORRUPT_CTRL - 98,14\%$), indeksu percepcji korupcji ($CPI - 97,28\%$) oraz odsetka osób ze średnim wykształceniem ($EDU_MID_T_20_29 - 96,27\%$). Świadczy to o strukturalnym charakterze tych zjawisk – różnice między państwami są trwałe i odzwierciedlają odmienne uwarunkowania instytucjonalne, demograficzne i historyczne.

Tabela 3.5. Statystyki opisowe zmiennych objaśniających – dane przekrojowo-czasowe, UE-27 w latach 2014–2024

Zmienna	Jednostka	M	CV międzykrajowy (%)	CV wewnątrz-krajowy (%)	Udział SS międzykrajowej (%)
EDU LOW T 20 29	%	297	141,49	16,68	87,39
EDU MID T 20 29	%	297	52,95	3,24	96,27
EDU HIGH T 20 29	%	297	87,62	8,16	91,74
EARLY LEAV 18 24	%	297	133,22	17,22	85,21
STEM GRAD	os./1000	266	100,43	11,90	88,57
EDU FORM 20 29	%	270	64,01	6,64	90,86
EDU ALL 20 29	%	270	71,56	8,30	88,83
NEET 15 29	%	297	108,79	17,15	79,49
NEET TOT 15 29	%	297	108,79	17,15	79,49
UNE TRAP TAX	%	295	47,46	6,26	84,80
EMP GAP DIS	p.p.	293	83,35	13,75	78,21
SEV DEP 20 29	%	189	202,00	36,63	82,99
MAT SOC DEP 20 29	%	297	232,46	36,83	79,33
ENDS MEET	%	297	277,31	41,34	81,25
POV WORK 20 29	%	297	145,15	22,05	80,66
LOW WORK 20 29	%	297	161,60	23,52	81,97
HOV COST 20 29	%	296	265,27	22,92	92,83
UNDER OCC 18 64	%	297	199,71	7,99	98,36
HOME OWN	%	297	48,96	2,21	97,93
LIVE PAR 20 29	%	297	110,49	6,17	96,87
MED INC PPS	PPS	297	117,71	12,59	89,38
INEQ_S80_S20	iloraz	297	83,69	9,39	88,44
GINI	wsp. (0–100)	249	37,80	3,35	93,44
POV 50 MED	%	249	93,52	9,72	91,21
DIS 16 29	%	295	118,31	33,14	55,28
MIG RATE	‰	297	414,48	120,69	53,18
MIG NET	os.	286	662,12	192,85	53,13
DISPLACE	os.	286	610,79	115,29	72,96
MED AGE	lata	297	17,19	2,13	86,28
AGE 1ST BIRTH	lata	270	14,64	1,38	92,31
POP DENS	os./km ²	270	518,27	13,73	99,35
DEBT GDP	% PKB	297	184,62	11,63	96,04
HEALTH EXP GDP	% PKB	235	81,30	10,23	88,30
CORRUPT CTRL	pkt (stand.)	260	257,79	11,59	98,14
CPI	pkt (0–100)	297	73,66	3,82	97,28
ECON FREE REG	pkt (0–10)	270	20,62	2,37	89,00

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu i Fraser Institute.

Drugą grupę tworzą zmienne ujawniające znaczącą zmienność wewnątrz-krajową, której wartości przekraczają 100%: saldo migracji netto (MIG_NET – CV wewnątrz-krajowy 192,85%), liczba osób przymusowo przesiedlonych (DISPLACE – 115,29%) oraz saldo migracji na 1000 mieszkańców (MIG_RATE – 120,69%). Wartości tej skali odzwierciedlają skokowe zdarzenia migracyjne związane z kryzysem migracyjnym lat 2015–2016 oraz napływem uchodźców z Ukrainy w 2022 roku. Na przeciwnym biegunie znajdują się zmienne o powolnej dynamice w czasie: średni wiek kobiet przy urodzeniu pierwszego dziecka (AGE_1ST_BIRTH – CV wewnątrz-krajowy 1,38%), mediana wieku populacji (MED_AGE – 2,13%), własność lokalu (HOME_OWN – 2,21%), indeks wolności regulacyjnej (ECON_FREE_REG – 2,37%), odsetek osób ze średnim wykształceniem (EDU_MID_T_20_29 – 3,24%), współczynnik Giniego (GINI – 3,35%) oraz indeks percepcji korupcji (CPI – 3,82%). Zmienne te wykazują niski potencjał identyfikacyjny w modelach opartych wyłącznie na zmianach w czasie.

Na podstawie analizy kompletności danych, struktury zmienności oraz przesłanek merytorycznych z dalszej analizy wykluczono 15 zmiennych. Zastosowano cztery kryteria wykluczenia, które mogły występować łącznie.

Pierwsze kryterium dotyczyło wysokiego udziału braków danych. Na tej podstawie wykluczono pięć zmiennych: SEV_DEP_20_29 (36,4% braków), HEALTH_EXP_GDP (20,9%), GINI i POV_50_MED (po 16,2%) oraz CORRUPT_CTRL (12,5%). W przypadku danych przekrojowo-czasowych wysoki udział wartości imputowanych może obniżać wiarygodność dalszej estymacji, zwłaszcza gdy braki dotyczą krótkich szeregów czasowych i występują nierównomiernie między krajami (Honaker, King, 2010; Little i Rubin, 2019).

Drugie kryterium dotyczyło quasi-stałości zmiennych w czasie. Za quasi-stałe uznano zmienne, które spełniały jednocześnie dwa warunki: współczynnik zmienności wewnątrz krajowej był niższy niż 4%, a udział międzykrajowej sumy kwadratów w całkowitej sumie kwadratów przekraczał 95%. Taki profil oznacza, że dana zmienna różnicuje przede wszystkim kraje między sobą, natomiast w ograniczonym stopniu opisuje zmiany zachodzące w obrębie poszczególnych krajów w czasie. Jest to istotne w modelu efektów stałych, ponieważ identyfikacja zależności opiera się w nim na zmienności wewnątrz jednostek, po odjęciu średnich jednostkowych, czyli na transformacji wewnątrz krajowej. Na tej podstawie wykluczono trzy zmienne: udział własności lokalu (HOME_OWN: współczynnik zmienności wewnątrz krajowej 2,21%; udział międzykrajowej sumy kwadratów 97,93%), odsetek osób w wieku 20–29 lat ze średnim wykształceniem (EDU_MID_T_20_29: 3,24%; 96,27%) oraz indeks percepcji korupcji (CPI: 3,82%; 97,28%). Wyniki te wskazują, że zmienne te mają przede wszystkim charakter strukturalny i przekrojowy, a ich niska dynamika w czasie ogranicza ich przydatność w modelach wykorzystujących komponent wewnątrz krajowy.

Trzecie kryterium obejmowało redundancję pojęciową. Zmienną NEET_TOT_15_29 wyłączono, ponieważ w analizie zachowano NEET_15_29 jako podstawowy wskaźnik tej kategorii. Wskaźnik uczestnictwa w kształceniu formalnym (EDU_FORM_20_29) wyłączono, ponieważ stanowi węższy zakres zmiennej EDU_ALL_20_29, obejmującej zarówno kształcenie formalne, jak i nieformalne. Subiektywny wskaźnik trudności finansowych gospodarstw domowych (ENDS_MEET) wyłączono ze względu na pokrywanie się z grupą zmiennych opisujących deprawację i ubóstwo. Wskaźnik nierówności S80/S20 (INEQ_S80_S20) wyłączono wraz z innymi

miarami nierówności dochodowych, ponieważ końcowy zbiór zachowuje medianę dochodu ekwiwalentnego (MED_INC_PPS) oraz zmienne bezpośredniej sytuacji materialnej osób w wieku 20–29 lat. Wskaźnik niedozasiedlenia mieszkań (UNDER_OCC_18_64) wyłączono ze względu na zakres wieku 18–64 lata, niespójny z analizowaną grupą.

Czwarte kryterium dotyczyło ekstremalnej niestabilności wynikającej ze zdarzeń skokowych. Objęło ono saldo migracji netto (MIG_NET – współczynnik zmienności wewnątrz krajowy 192,85%) oraz liczbę osób przymusowo przesiedlonych (DISPLACE – 115,29%). Wartości tych zmiennych są silnie kształtowane przez zdarzenia epizodyczne i nierównomiernie rozłożone między kraje, co mogłoby zaburzać interpretację liniowo modelowanych zależności statystycznych. Wskaźnik salda migracji wyrażony na 1000 mieszkańców (MIG_RATE) zachowano, ponieważ normalizacja względem liczby ludności ogranicza wpływ wielkości kraju i wartości skrajnych.

Po wykluczeniach do dalszej analizy zakwalifikowano 21 zmiennych objaśniających, pogrupowanych w sześciu obszarach tematycznych (tab. 3.6). Przyjęty podział odzwierciedla wielowymiarowy charakter uwarunkowań stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat – od kapitału ludzkiego i edukacji, przez warunki materialne i sytuację mieszkaniową, po otoczenie instytucjonalne i finanse publiczne.

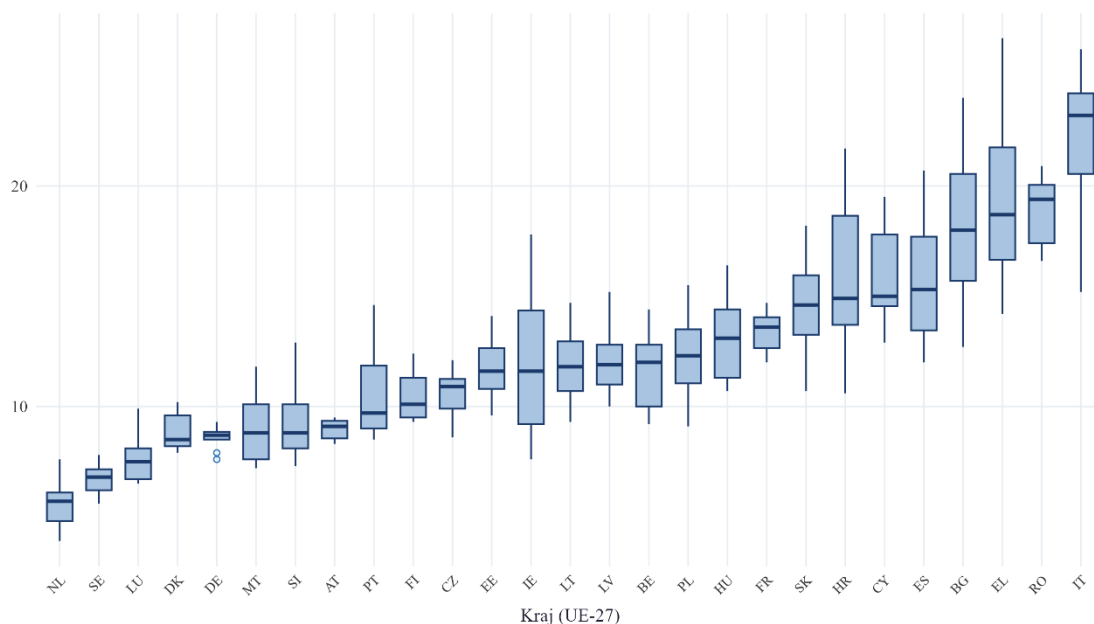
Tabela 3.6. Zmienne objaśniające uwzględnione w analizie stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat – przegląd obszarów tematycznych po wykluczeniach merytorycznych

Kategoria tematyczna	Liczba zmiennych	Przykładowe zmienne	Główne źródło
Kapitał ludzki i edukacja	5	EDU_HIGH_T_20_29, EARLY_LEAV_18_24, STEM_GRAD, EDU_ALL_20_29, EDU_LOW_T_20_29	Eurostat
Status NEET	1	NEET_15_29; wiek 15–29 lat – kompletna seria dla 20–29 lat niedostępna dla pełnej próby	Eurostat
Warunki materialne, ubóstwo i sytuacja mieszkaniowa	6	HOV_COST_20_29, LOW_WORK_20_29, POV_WORK_20_29, MAT_SOC_DEP_20_29, LIVE_PAR_20_29, MED_INC_PPS	Eurostat
Inkluzywność rynku pracy i niepełnosprawność	2	EMP_GAP_DIS, DIS_16_29	Eurostat
Demografia i migracje	4	MED_AGE, AGE_1ST_BIRTH, MIG_RATE, POP_DENS	Eurostat
Instytucje i finanse publiczne	3	ECON_FREE_REG, DEBT_GDP, UNE_TRAP_TAX	Eurostat; Fraser Institute ¹
Łącznie	21	–	–

Źródło: opracowanie własne. ECON_FREE_REG (Fraser Institute); dane dostępne do roku 2023.

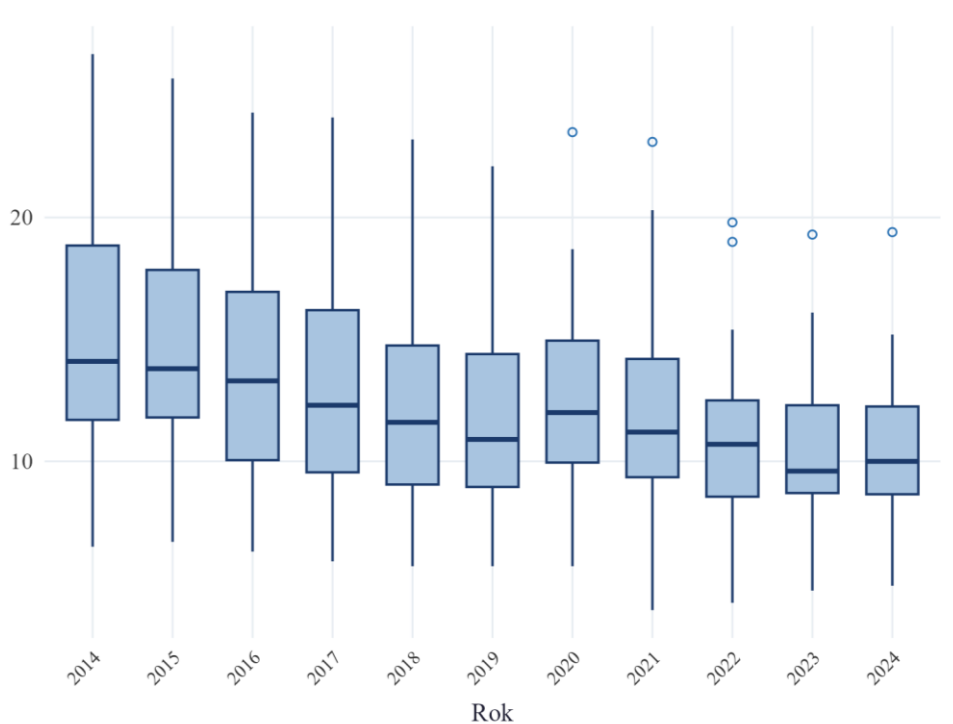
W celu wizualnej oceny struktury zmienności wybrano cztery zmienne reprezentujące różne typy uwarunkowań: edukacyjne, demograficzne, instytucjonalne oraz

związane ze statusem NEET. Dla każdej z nich przedstawiono wykresy pudełkowe według krajów i według lat. Boxploty dla pozostałych zmiennych kandydujących zamieszczono w załączniku 1 i 2.



Rysunek 3.5a. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika wskaźnika NEET według krajów (15–29 lat) (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu (tesem150).

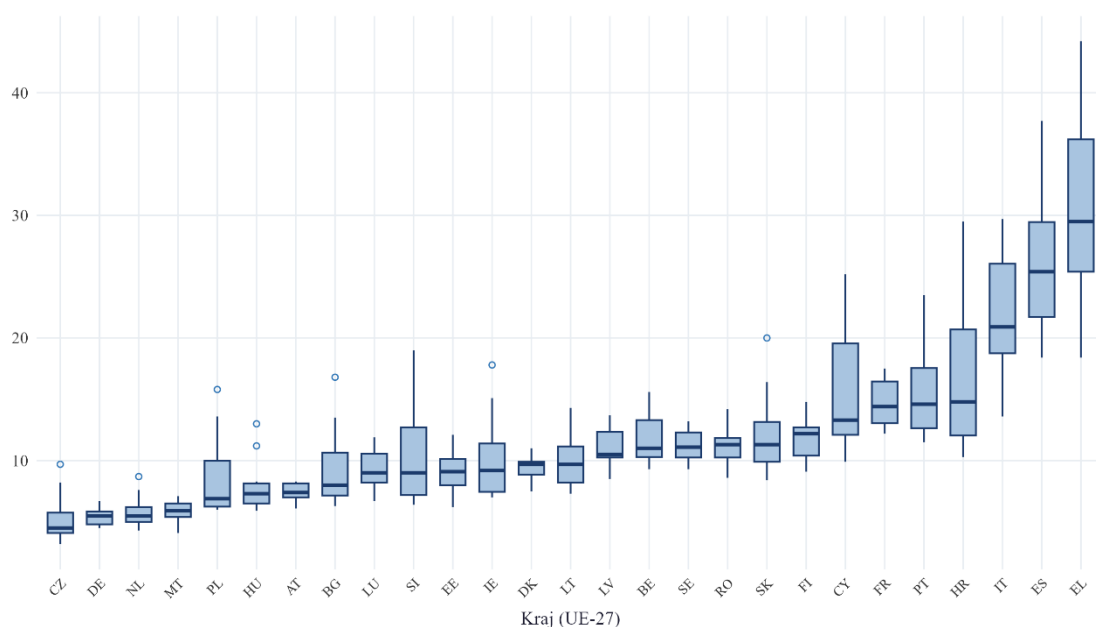


Rysunek 3.6b. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika wskaźnika NEET według lat (15–29 lat) (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu (tesem150).

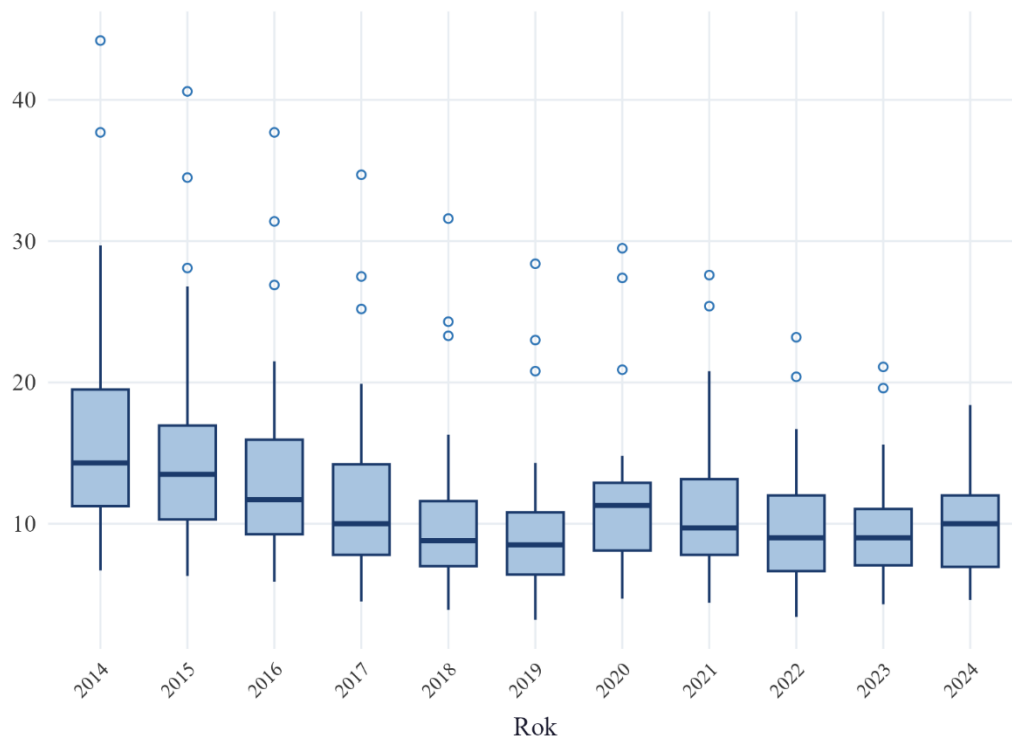
Wskaźnik NEET dla osób w wieku 15–29 lat (NEET_15_29) ujawnia wyraźny strukturalny wzorzec niezatrudnienia, nieuczenia się i nieszkolenia w populacji osób młodych. Część państw utrzymywała relatywnie wysokie wartości tego wskaźnika przez większość okresu 2014–2024, co znajduje odzwierciedlenie w wysokiej wartości CV międzykrajowego (108,79%) przy umiarkowanej zmienności wewnątrz krajowej (17,15%; rys. 3.5a). Ujęcie według lat ukazuje natomiast stopniowe obniżanie się typowych wartości wskaźnika w UE-27, z wyraźnym, przejściowym pogorszeniem w roku 2020 odzwierciedlającym konsekwencje pandemii COVID-19 dla rynku pracy osób młodych (rys. 3.5b).

Stopa bezrobocia osób w wieku 20–29 lat charakteryzuje się wyraźnym zróżnicowaniem przestrzennym, dominującym nad zmiennością w czasie. Najniższe wartości mediany utrzymują się w Czechach, Niemczech, Niderlandach i na Malcie, najwyższe zaś w Grecji, Hiszpanii i we Włoszech (rys. 3.6a). Zmienność w czasie ma charakter cykliczny – mediana obniżała się w latach 2014–2019, a po przejściowym wzroście w okresie pandemii ponownie spadła do 2024 roku (rys. 3.6b). Współwystępowanie trwałych różnic międzykrajowych z umiarkowaną dynamiką w czasie wskazuje na strukturalny, a nie wyłącznie koniunkturalny charakter zróżnicowania stopy bezrobocia tej grupy.



Rysunek 3.7a. Rozkład stóp bezrobocia osób w wieku 20–29 lat według krajów (UE-27, 2014–2024)

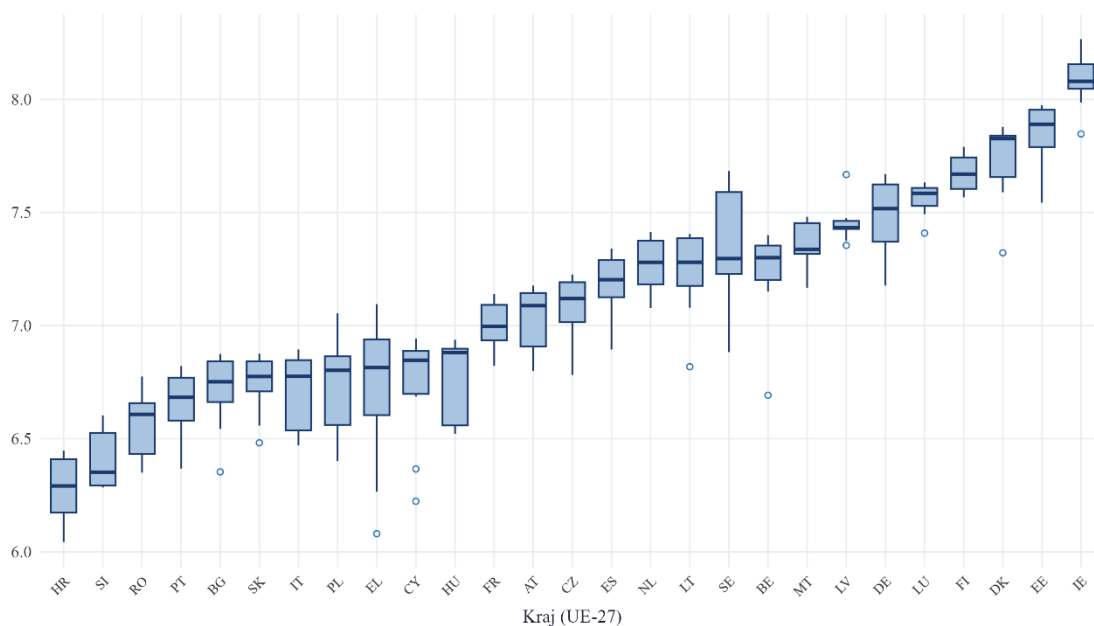
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



Rysunek 3.8b. Rozkład stóp bezrobocia osób w wieku 20–29 lat według lat (UE-27, 2014–2024)

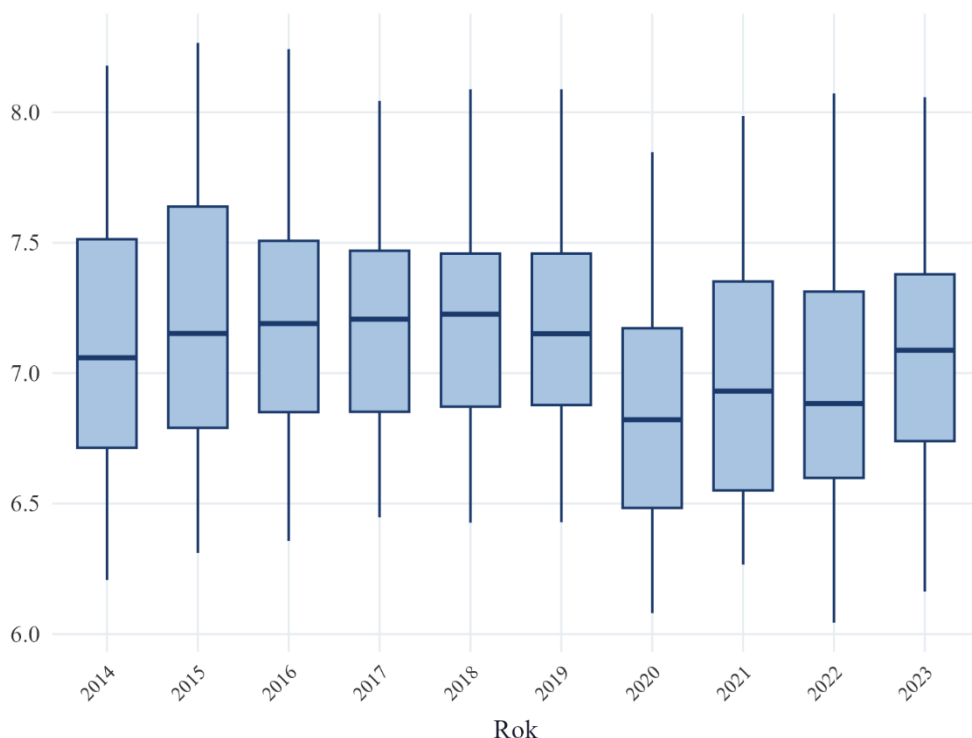
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Indeks wolności gospodarczej w obszarze regulacji (ECON_FREE_REG) ujawnia wzorzec typowy dla zmiennych instytucjonalnych: wyraźne zróżnicowanie między krajami (CV międzykrajowy 20,62%) przy stosunkowo ograniczonej zmienności w czasie (CV wewnątrz krajowy 2,37%; rys. 3.7a, 3.7b).



Rysunek 3.9a. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika indeksu wolności regulacyjnej według krajów (UE-27, 2014–2024)

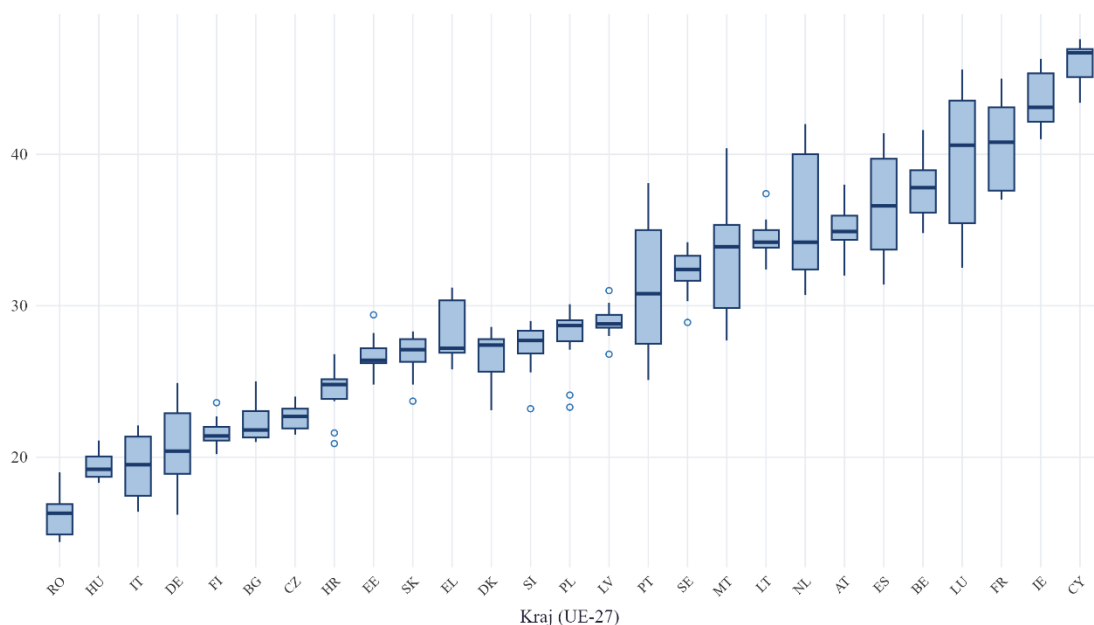
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Fraser Institute.



Rysunek 3.10b. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika indeksu wolności regulacyjnej według lat (UE-27, 2014–2024)

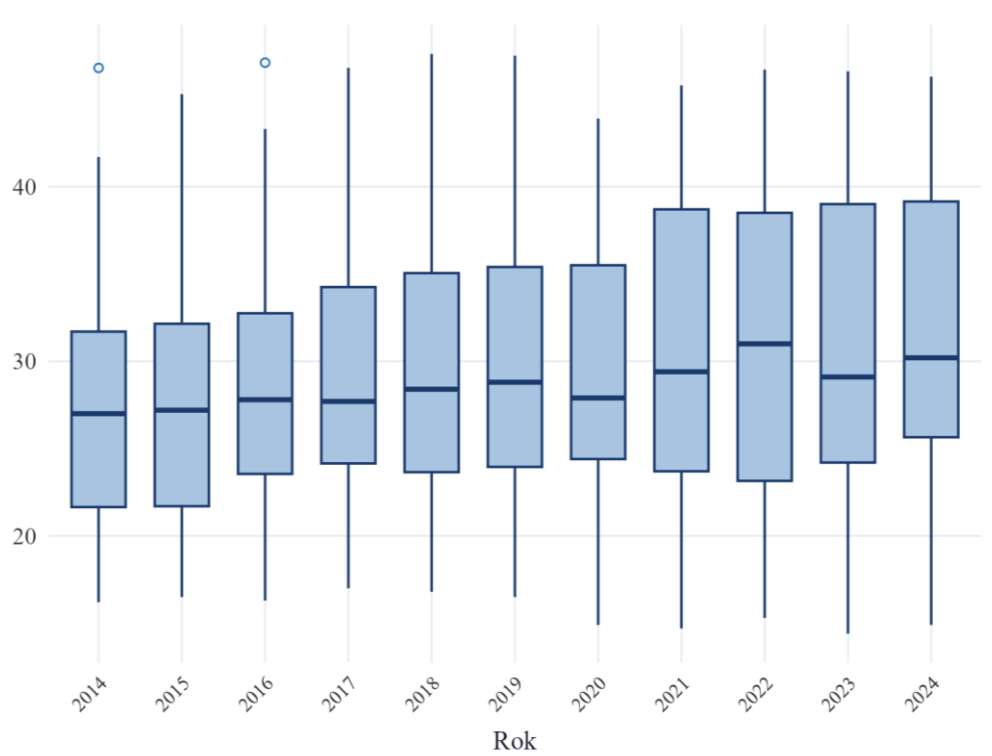
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Fraser Institute.

Wskaźnik ten odzwierciedla raczej trwałe cechy instytucjonalno-regulacyjne gospodarek niż krótkookresowe zmiany zachodzące w obrębie poszczególnych państw. Ze względu na dostępność danych zmienna ta obejmuje lata 2014–2023, co należy uwzględnić przy interpretacji wyników.



Rysunek 3.11a. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika odsetka osób z wyższym wykształceniem (20–29 lat) według krajów (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



Rysunek 3.12b. Zróźnicowanie międzykrajowe i dynamika odsetka osób z wyższym wykształceniem (20–29 lat) według krajów (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Odsetek osób w wieku 20–29 lat z wyższym wykształceniem (EDU_HIGH_T_20_29) łączy wysokie zróźnicowanie międzykrajowe ze zmianami obserwowanymi w czasie. Współczynnik zmienności międzykrajowej wyniósł 87,62%, natomiast współczynnik zmienności wewnątrz krajowej 8,16%, co oznacza, że zmienna ta jest silniej zróźnicowana przez trwałe różnice między państwami niż przez zmiany zachodzące w obrębie poszczególnych krajów (rys. 3.8a, 3.8b). Jednocześnie w latach 2014–2024 widoczny był systematyczny wzrost udziału osób z wyższym wykształceniem, co jest zgodne z długookresowym zwiększaniem poziomu wykształcenia w młodszych kohortach w UE. Eurostat wskazuje, że w 2024 roku 44% osób w wieku 25–34 lat w UE miało ukończone wykształcenie wyższe, a udział ten zwiększał się w ostatniej dekadzie (Eurostat, 2025d). Zmienna ta może mieć zatem odmienne znaczenie w modelach wykorzystujących różnice między państwami niż w modelu efektów stałych, w którym identyfikacja opiera się na zmianach wewnątrz krajowych.

Zestawienie analizowanych przykładów wskazuje, że końcowy zbiór predyktorów obejmuje zmienne o różnym profilu informacyjnym. Mediana wieku populacji (MED_AGE) i wskaźnik regulacji gospodarczych (ECON_FREE_REG) opisują przede wszystkim trwałe różnice między państwami i charakteryzują się niską dynamiką w czasie.

Eurostat wskazuje, że mediana wieku ludności UE wzrosła z 42,8 roku w 2015 roku do 44,7 roku w 2024 roku, a następnie do 44,9 roku w 2025 roku. Zmienna ta pełni zatem w modelach funkcję wskaźnika długookresowych uwarunkowań demograficznych, a nie krótkookresowych zmian koniunkturalnych (Eurostat, 2025c).

Wskaźnik NEET_15_29 oraz udział osób z wyższym wykształceniem (EDU_HIGH_T_20_29) również wykazują istotne zróżnicowanie międzykrajowe, ale jednocześnie dostarczają relatywnie więcej informacji o zmianach zachodzących w czasie niż zmienne demograficzne i instytucjonalne. Ma to znaczenie dla interpretacji wyników dalszego modelowania: zmienne o powolnej dynamice będą słabiej identyfikowane w modelu efektów stałych, natomiast zmienne o większej zmienności wewnątrzgrupowej mogą odgrywać większą rolę w estymacji wewnątrzgrupowej. Z tego względu w dalszej części analizy zastosowano również model Mundlaka, umożliwiający rozdzielenie komponentu międzykrajowego i wewnątrzgrupowego zależności.

Wstępną diagnostykę współzależności przeprowadzono na podstawie korelacji Pearsona obliczonych w trzech ujęciach: dla danych łączonych, dla komponentu międzykrajowego oraz dla komponentu wewnątrzgrupowego. Korelacja dla danych łączonych została wyznaczona na pełnym zbiorze obserwacji kraj-rok. Korelacja międzykrajowa została obliczona na średnich krajowych z całego okresu, natomiast korelacja wewnątrzgrupowa – na odchyleniach wartości rocznych od średnich krajowych.

Takie rozróżnienie jest istotne w analizie danych przekrojowo-czasowych, ponieważ korelacja obliczona dla danych łączonych miesza dwa źródła zmienności: trwałe różnice między krajami oraz zmiany zachodzące w czasie w obrębie tych krajów. Wysoka korelacja dla danych łączonych nie musi zatem oznaczać analogicznej zależności w modelu efektów stałych, który opiera się na zmienności wewnątrzgrupowej. Z kolei niska korelacja dla danych łączonych nie wyklucza zależności ujawniającej się dopiero po rozdzieleniu komponentu międzykrajowego i wewnątrzgrupowego.

Korelacje mają charakter wyłącznie eksploracyjny i diagnostyczny. Nie stanowią podstawy do wnioskowania przyczynowego, lecz służą ocenie kierunku i siły współzależności, identyfikacji potencjalnej współliniowości oraz wstępnemu rozpoznaniu, czy dana zmienna różnicuje przede wszystkim kraje między sobą, czy też zmienia się w czasie w obrębie krajów. Pełną macierz korelacji zmiennych objaśniających oraz mapy ciepła korelacji zamieszczono w załączniku (1 i 2), natomiast w tekście

głównym przedstawiono korelacje zmiennych objaśniających ze stopą bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w trzech wskazanych wymiarach (tab. 3.7).

Tabela 3.7. Współczynniki korelacji Pearsona zmiennych objaśniających ze stopą bezrobocia osób w wieku 20–29 lat (UE-27, 2014–2024)

Zmienna	Opis	r dla danych łączonych	r międzykrajowe	r wewnątrz krajowe
NEET_15_29	Wskaźnik NEET 15–29 lat (%)	0,71	0,67	0,85
DEBT_GDP	Dług publiczny (% PKB)	0,71	0,78	0,41
LOW_WORK_20_29	Niska intensywność pracy w gosp. dom. 20–29 lat (%)	0,49	0,44	0,68
MAT_SOC_DEP_20_29	Deprywacja materialna i społeczna 20–29 lat (%)	0,44	0,39	0,62
HOV_COST_20_29	Nadmierne obciążenie kosztami mieszk. 20–29 lat (%)	0,28	0,25	0,58
LIVE_PAR_20_29	Zamieszkanie z rodzicami 20–29 lat (%)	0,33	0,40	-0,24
AGE_1ST_BIRTH	Śr. wiek urodzenia pierwszego dziecka (lata)	0,28	0,42	-0,60
POV_WORK_20_29	Zagrożenie ubóstwem pracujących 20–29 lat (%)	0,27	0,28	0,26
EDU_LOW_T_20_29	Wykształcenie niskie 20–29 lat (%)	0,16	0,09	0,51
EARLY_LEAV_18_24	Wczesne kończenie nauki, 18–24 lata (%)	0,15	0,09	0,39
MED_AGE	Mediana wieku (lata)	0,11	0,31	-0,80
STEM_GRAD	Absolwenci STEM na 1000 mieszkańców	0,01	0,09	-0,36
EDU_HIGH_T_20_29	Wykształcenie wyższe 20–29 lat (%)	0,01	0,08	-0,44
EDU_ALL_20_29	Uczestnictwo w kształceniu 20–29 lat (%)	-0,07	-0,06	-0,22
UNE_TRAP_TAX	Pułapka bezrobocia – EMTR (%)	-0,08	-0,12	0,07
DIS_16_29	Znaczna niepełnosprawność 16–29 lat (%)	-0,18	-0,24	-0,08
EMP_GAP_DIS	Luka zatrudnienia osób z niepełnospr. (p.p.)	-0,22	-0,24	-0,10
POP_DENS	Gęstość zaludnienia (os./km ²)	-0,23	-0,26	-0,04
ECON_FREE_REG	Wolność regulacyjna (pkt 0–10)	-0,28	-0,34	0,10
MED_INC_PPS	Mediana dochodu ekwiwalentnego (P.P.S)	-0,28	-0,24	-0,53
MIG_RATE	Saldo migracji na 1000 mieszkańców (‰)	-0,32	-0,30	-0,39

Uwaga: r dla danych łączonych oznacza korelację obliczoną na pełnym zbiorze obserwacji kraj–rok; r międzykrajowe oznacza korelację obliczoną na średnich krajowych; r wewnątrz krajowe oznacza korelację obliczoną na odchyleniach od średnich krajowych. Korelacje mają charakter diagnostyczny i nie powinny być interpretowane jako zależności przyczynowe. Tabela posortowana malejąco według bezwzględnej wartości korelacji dla danych łączonych.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu i Fraser Institute.

Najsilniejszą dodatnią korelację ze stopą bezrobocia osób w wieku 20–29 lat wykazuje wskaźnik NEET (NEET_15_29). Zależność ta jest widoczna zarówno dla danych łączonych ($r = 0,71$), jak i w ujęciu międzykrajowym ($r = 0,67$) oraz

wewnątrz krajowym ($r = 0,85$). Oznacza to, że wyższemu udziałowi osób niepracujących, nieuczących się i nieszkolących towarzyszy wyższa stopa bezrobocia w analizowanej grupie wieku. Zależność ta nie powinna być interpretowana jako niezależna współzależność dwóch odrębnych zjawisk, ponieważ kategoria NEET częściowo obejmuje osoby bezrobotne.

Relacja długu publicznego do PKB (DEBT_GDP) charakteryzuje się silniejszą korelacją międzykrajową ($r = 0,78$) niż wewnątrz krajową ($r = 0,41$). Wskazuje to, że jego współzależność ze stopą bezrobocia osób w wieku 20–29 lat ma przede wszystkim charakter przekrojowy, związany z różnicami między krajami, a w mniejszym stopniu z krótkookresowymi zmianami w obrębie tego samego kraju. Podobnie można interpretować zmienne, które wykazują wyraźnie silniejsze korelacje międzykrajowe niż wewnątrz krajowe i tym samym mogą odzwierciedlać bardziej trwałe cechy strukturalne państw.

Szczególnie istotne diagnostycznie są zmienne, dla których kierunek korelacji różni się między komponentem międzykrajowym i wewnątrz krajowym. Dotyczy to m.in. mediany wieku (MED_AGE), dla której korelacja międzykrajowa jest dodatnia ($r = 0,31$), natomiast korelacja wewnątrz krajowa silnie ujemna ($r = -0,80$). Oznacza to, że kraje o starszej strukturze demograficznej charakteryzują się przeciętnie wyższą stopą bezrobocia osób w wieku 20–29 lat, natomiast wzrost mediany wieku w obrębie danego kraju współwystępuje ze spadkiem tej stopy. Zależność ta ma na tym etapie charakter wyłącznie diagnostyczny i wymaga weryfikacji w modelach przekrojowo-czasowych.

Podobną rozbieżność można dostrzec w przypadku odsetka osób w wieku 20–29 lat z wyższym wykształceniem (EDU_HIGH_T_20_29). Korelacja dla danych łączonych jest bliska zeru ($r = 0,01$), korelacja międzykrajowa jest nieznacznie dodatnia ($r = 0,08$), natomiast korelacja wewnątrz krajowa jest wyraźnie ujemna ($r = -0,44$). Oznacza to, że zależność niewidoczna w danych łączonych ujawnia się dopiero po uwzględnieniu zmian zachodzących w obrębie krajów. Wynik ten pokazuje, że korelacje dla danych łączonych mogą maskować zależności obecne w komponencie wewnątrz krajowym.

Zmiennymi o dodatniej korelacji wewnątrz krajowej ze stopą bezrobocia są również niska intensywność pracy w gospodarstwach domowych osób w wieku 20–29 lat (LOW_WORK_20_29; $r = 0,68$), deprivacja materialna i społeczna (MAT_SOC_DEP_20_29; $r = 0,62$) oraz nadmierne obciążenie kosztami mieszkaniowymi

(HOV_COST_20_29; $r = 0,58$). Wskazuje to, że pogorszenie sytuacji społeczno-materialnej w obrębie kraju współwystępuje ze wzrostem stopy bezrobocia w analizowanej grupie wieku. Należy jednak podkreślić, że zmienne te mogą mieć charakter dwukierunkowy: mogą zarówno współwystępować z trudniejszą sytuacją na rynku pracy, jak i być jej konsekwencją.

Uzyskane wyniki potwierdzają potrzebę ostrożnego interpretowania korelacji obliczonych dla danych łączonych. W przypadku części zmiennych korelacje dla danych łączonych są zbliżone do korelacji międzykrajowych, natomiast w przypadku innych zależności ujawniają się dopiero w komponencie wewnątrz krajowym albo przyjmują przeciwny kierunek w obu wymiarach. Oznacza to, że analiza prowadzona wyłącznie na pełnym zbiorze obserwacji kraj–rok może maskować odmienne źródła współzmienności. Z tego względu diagnostyka korelacyjna wspiera zasadność zastosowania modeli przekrojowo-czasowych, w szczególności modelu efektów stałych oraz specyfikacji Mundlaka, które pozwalają odróżnić zależności wynikające ze zmian zachodzących w czasie w obrębie krajów od zależności wynikających z trwałych różnic między krajami. Pełną macierz współczynników korelacji Pearsona oraz mapy ciepła korelacji dla danych łączonych, komponentu międzykrajowego i komponentu wewnątrz krajowego zamieszczono w załączniku 1 i 2.

3.3. Modele zależności stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27

3.3.1. Wybór zmiennych metodą LASSO

Analizę modelową przeprowadzono w czterech etapach. W pierwszej kolejności zastosowano procedurę selekcji zmiennych metodą LASSO, której zadaniem było wyłonienie zbioru predyktorów kandydujących do dalszej estymacji. Następnie oszacowano uogólniony model liniowy (GLM), pozwalający ocenić ogólną postać zależności łącznych. W trzecim etapie zastosowano model efektów stałych, który koncentruje się na zmianach zachodzących w obrębie poszczególnych krajów w czasie. W czwartym etapie wykorzystano model Mundlaka, umożliwiający jednoczesne rozdzielanie komponentu wewnątrz krajowego i międzykrajowego.

Ze względu na częściowe nakładanie się definicyjne wskaźnika NEET ze stopą bezrobocia – kategoria NEET obejmuje zarówno osoby bezrobotne, jak i bierne zawodowo

nieuczestniczące w edukacji ani szkoleniu (Eurofound, 2012, s. 23) – w każdym z modeli rozróznilo dwa warianty. Wariant bez NEET przyjęto jako specyfikację podstawową dla wnioskowania o pozostałych predyktorach stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat. Wariant z NEET potraktowano jako analizę uzupełniającą, ilustrującą skalę nakładania się informacji między wskaźnikiem NEET a zmienną zależną. Należy podkreślić, że wybór wariantu podstawowego jest decyzją interpretacyjną, a nie konsekwencją rankingu kryteriów informacyjnych: model z NEET uzyskuje lepsze miary dopasowania, ale część tej poprawy wynika z bliskości definicyjnej obu wskaźników, a nie z niezależnej informacji wnoszonej przez NEET.

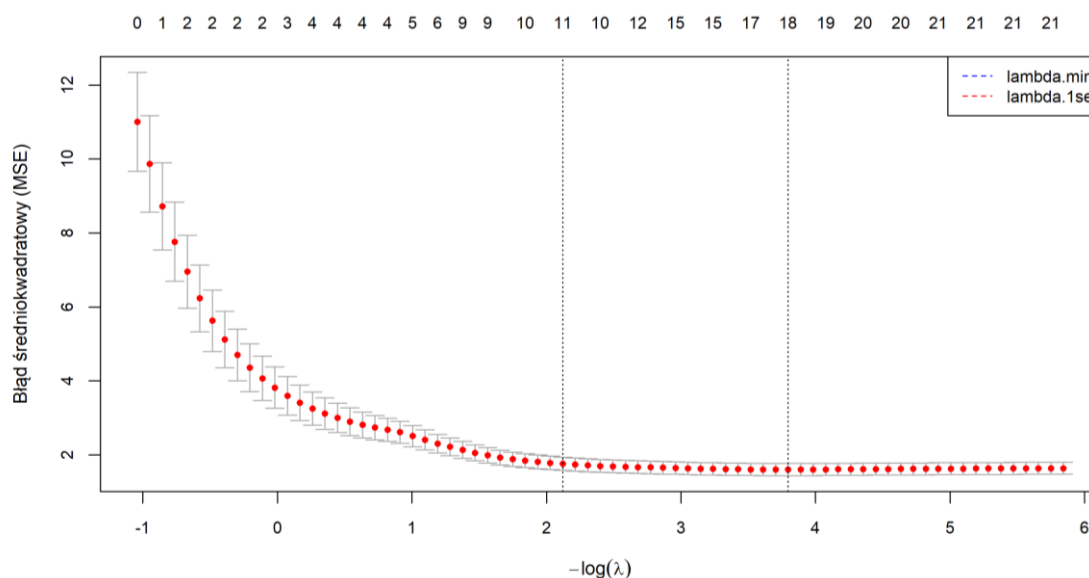
Liczna grupa potencjalnych zmiennych objaśniających stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w relacji do liczby obserwacji oraz ryzyko współliniowości między zmiennymi opisującymi powiązane ze sobą obszary rynku pracy uzasadniają zastosowanie regularyzacji typu LASSO jako narzędzia wyboru zmiennych do dalszego modelowania. Metoda ta, wprowadzona przez Tibshirani’ego (1996, s. 267–268), łączy estymację współczynników z automatycznym redukowaniem części z nich dokładnie do zera, dzięki czemu pełni jednocześnie funkcję estymacyjną i selekcyjną. Formalny zapis funkcji celu LASSO, wraz z procedurą doboru parametru regularyzacji metodą walidacji krzyżowej oraz regułą jednego błędu standardowego, przedstawiono w podrozdziale 2.5 (wzór 2.20). W bieżącym podrozdziale procedura LASSO wykorzystywana jest wyłącznie jako narzędzie wyboru zmiennych objaśniających, które następnie wejdą do specyfikacji modelu uogólnionego liniowego oraz modeli panelowych.

Procedurę LASSO przeprowadzono na komponentach wewnątrz krajowych – każdą zmienną poddano transformacji polegającej na odjęciu średniej krajowej, zgodnie z logiką estymatora efektów stałych (Hastie, Tibshirani i Friedman, 2009, s. 68–69). Pozwala to ograniczyć wybór do zmiennych wykazujących wystarczającą zmienność w czasie wewnątrz krajów oraz wykluczyć z dalszej analizy zmienne objaśniające o quasi-stałym charakterze. Punktem wyjścia był zbiór 21 zmiennych kandydujących wyłonionych w preselekcji opisanej w podrozdziale 3.2.

Procedurę LASSO przeprowadzono dwukrotnie: w wariacie obejmującym wskaźnik NEET_15_29 oraz w wariacie z jego wyłączeniem. Tabela 3.8 prezentuje wyniki wariantu zawierającego NEET. Wybór zmiennych z wariantu z wyłączeniem NEET wykorzystywany jest w analizie wrażliwości w podrozdziale 3.3.3.

Parametr regularyzacji λ wyznaczono metodą 10-krotnej walidacji krzyżowej z miarą dopasowania w postaci średniego błędu kwadratowego (MSE). Procedurę powtórzono z zastosowaniem dwóch kryteriów doboru wartości λ : $\lambda.min$, odpowiadającego minimum funkcji MSE oraz $\lambda.1se$, zgodnego z regułą jednego błędu standardowego (Hastie, Tibshirani i Friedman, 2009, s. 61–62, 244–245). Drugi z tych progów prowadzi do modeli oszczędniejszych parametrycznie kosztem akceptowalnego wzrostu błędu prognostycznego i jest standardowo zalecany w sytuacjach, w których priorytetem jest interpretowalność modelu.

Jak wynika z rysunku 3.9, krzywa MSE wykazuje monotonicznie malejący przebieg wraz ze wzrostem wartości $-\log(\lambda)$, osiągając minimum w obszarze odpowiadającym progowi $\lambda.min$, przy którym do modelu wchodzi 21 zmiennych. Wartość $\lambda.1se$, wyznaczona jako największa λ spełniająca warunek $MSE \leq MSE_{\min} + 1SE$, lokuje się przy wyższych wartościach parametru regularyzacji i odpowiada modelowi zawierającemu 11 zmiennych.

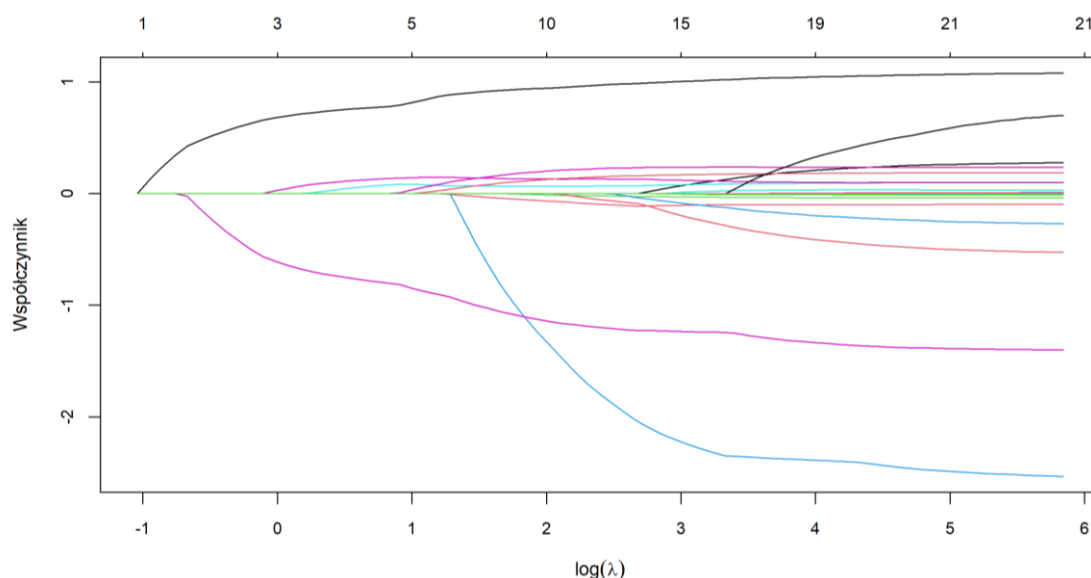


Rysunek 3.13. Walidacja krzyżowa LASSO – błąd średniokwadratowy (MSE) w funkcji parametru regularyzacji $\log(\lambda)$

Źródło: opracowanie własne.

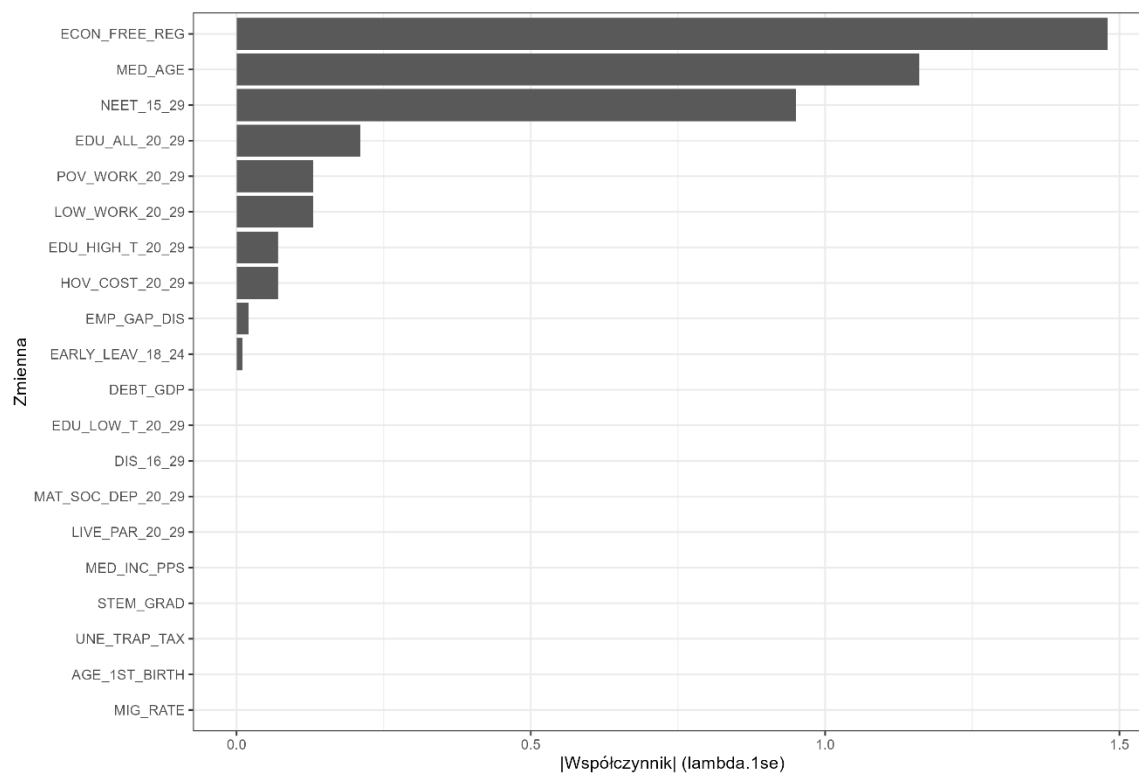
Rysunek 3.10 przedstawia ścieżki regularyzacji współczynników LASSO w funkcji $\log(\lambda)$. Najwcześniej aktywowaną zmienną – przy największych wartościach λ – jest swoboda regulacyjna rynku pracy (ECON_FREE_REG), następnie mediana wieku populacji (MED_AGE) oraz wskaźnik NEET w grupie 15–29 lat. W obszarze $\lambda.1se$

współczynniki tych trzech zmiennych przyjmują wartości bezwzględne znacznie przekraczające pozostałe zmienne.



Rysunek 3.14. Ścieżka współczynników LASSO w funkcji parametru regularyzacji $\log(\lambda)$

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 3.15. Ranking 20 zmiennych według bezwzględnej wartości współczynnika LASSO

Uwaga: zmienne wyróżnione odpowiadają zbiorowi 11 predyktorów wybranych przy progu $\lambda.1se$; pozostałe to zmienne aktywne wyłącznie przy progu $\lambda.min$.

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 3.11 prezentuje ranking 20 zmiennych o najwyższej bezwzględnej wartości współczynnika LASSO. Spośród nich 11 to zmienne o niezerowym współczynniku przy kryterium $\lambda.1se$, pozostałe – wyzerowane przy tym kryterium – uzyskują niezerowe współczynniki dopiero przy mniej restrykcyjnym progu $\lambda.min$. Rysunek ma zatem charakter pomocniczy: pokazuje pełną hierarchię zmiennych aktywnych w obszarze obu progów regularyzacji i pozwala zorientować się, które zmienne znajdują się tuż poza zbiorem wybranym przez $\lambda.1se$. Zdecydowanie najwyższą wartością bezwzględną współczynnika cechuje się zmienna swobody regulacyjnej ($|\beta| \approx 1,48$), wyprzedzając medianę wieku ($|\beta| \approx 1,16$) oraz wskaźnik NEET w grupie 15–29 lat ($|\beta| \approx 0,95$). Kolejne zmienne – uczestnictwo w edukacji, ubóstwo pracujących i niska intensywność pracy gospodarstwa domowego – wykazują wartości bezwzględne współczynnika nieprzekraczające 0,21. Zmienne zlokalizowane w dolnej części rankingu (STEM_GRAD, AGE_1ST_BIRTH, MIG_RATE) zostały wyzerowane przy $\lambda.1se$.

Za punkt odniesienia dla dalszej analizy przyjęto zbiór 11 zmiennych wyznaczony przez kryterium $\lambda.1se$. Wybór ten jest zgodny z zaleceniem metodologicznym, by przy zbliżonej jakości prognostycznej preferować specyfikacje oszczędniejsze parametrycznie (Hastie, Tibshirani i Friedman, 2009, s. 61–62). Tabela 3.8 zawiera pełne zestawienie zmiennych poddanych procedurze wraz ze współczynnikami dla obu progów regularyzacji oraz statusem wyboru.

Skład zbioru wybranego przy progu $\lambda.1se$ jest spójny z dorobkiem literatury empirycznej dotyczącej rynków pracy osób młodych w Unii Europejskiej. Centralne miejsce przypada wskaźnikowi NEET, traktowanemu w literaturze jako syntetyczna miara ryzyka marginalizacji osób młodych na rynku pracy (Eurofound, 2012, s. 25–28; Avagianou i in., 2022, s. 5–6) oraz medianie wieku populacji, identyfikowanej jako kluczowa zmienna demograficzna w analizach strukturalnych nierównowag na rynkach pracy osób młodych (Jimeno, Rodriguez-Palenzuela, 2002, s. 6–11; Balcerowicz-Szkutnik, 2012, s. 106). Obecność dwóch zmiennych edukacyjnych – uczestnictwa w edukacji w grupie 20–29 lat (EDU_ALL_20_29) oraz udziału osób z wyższym wykształceniem (EDU_HIGH_T_20_29) – odpowiada utrwalonemu w literaturze przekonaniu o roli kapitału ludzkiego jako predyktora sytuacji młodych na rynku pracy (O'Reilly i in., 2015, s. 6–8; Caliendo, Schmidl, 2016, s. 5–7). Wyselekcjonowanie zmiennej ECON_FREE_REG jako najsilniejszego predyktora w obszarze $\lambda.1se$ wskazuje na znaczenie otoczenia instytucjonalnego rynku pracy i jest spójne z linią literatury

akcentującą rolę elastyczności regulacyjnej w kształtowaniu bezrobocia młodych (Bertola, 1990, s. 855–857; Sahnoun i Abdennadher, 2019, s. 4–6; Belloni i Alexander, 2023, s. 12–15).

Tabela 3.8. Wyniki wyboru zmiennych metodą LASSO – współczynniki regularyzacji i status wyboru

Zmienna	β (λ .1se)	β (λ .min)	λ .1se	λ .min
ECON_FREE_REG	-1,48	-2,38	Tak	Tak
MED_AGE	-1,16	-1,32	Tak	Tak
NEET_15_29	0,95	1,04	Tak	Tak
EDU_ALL_20_29	0,21	0,24	Tak	Tak
POV_WORK_20_29	0,13	0,18	Tak	Tak
LOW_WORK_20_29	0,13	0,10	Tak	Tak
EDU_HIGH_T_20_29	-0,07	-0,10	Tak	Tak
HOV_COST_20_29	0,07	0,09	Tak	Tak
EMP_GAP_DIS	-0,02	-0,04	Tak	Tak
EARLY_LEAV_18_24	-0,01	-0,38	Tak	Tak
DEBT_GDP	0,00	0,00	Tak	Nie*
EDU_LOW_T_20_29	0,00	0,19	Nie	Tak
DIS_16_29	0,00	-0,18	Nie	Tak
MAT_SOC_DEP_20_29	0,00	0,00	Nie	Tak
LIVE_PAR_20_29	0,00	-0,01	Nie	Tak
MED_INC_PPS	0,00	0,00	Nie	Nie
STEM_GRAD	0,00	0,03	Nie	Tak
UNE_TRAP_TAX	0,00	0,00	Nie	Nie
AGE_1ST_BIRTH	0,00	0,25	Nie	Tak
MIG_RATE	0,00	0,00	Nie	Tak
POP_DENS	0,00	0,00	Nie	Tak

Uwaga: zmienne wyróżnione odpowiadają zbiorowi wybranemu przy kryterium λ .1se (11 zmiennych). β – współczynnik LASSO dla zmiennej standaryzowanej, oszacowany na komponentach wewnątrz krajowych. *Zmienna DEBT_GDP uzyskała w analizie wewnątrz krajowej współczynnik bliski zera, jednak została włączona do dalszej analizy jako zmienna kontrolna o ugruntowanym w literaturze uzasadnieniu (zob. Belloni, Alexander, 2023, s. 18–20).

Źródło: opracowanie własne.

Wynikiem niespodziewanym wobec dotychczasowej literatury jest brak w zbiorze zmiennej STEM_GRAD, wyzerowanej już przy progu λ .1se, mimo że literatura wskazuje na istotną rolę kierunków STEM w procesie absorpcji osób młodych na rynku pracy (O'Reilly i in., 2015, s. 9–11). Możliwą przyczyną może być nadmiarowość pojęciowa zmiennej STEM_GRAD względem EDU_HIGH_T_20_29 – pierwsza z nich stanowi podzbiór drugiej – lub niewystarczająca zmienność wewnątrz krajowa udziału absolwentów STEM w analizowanym okresie 2014–2024.

Zbiór zmiennych wybrany przy progu λ . 1se przyjęto jako punkt wyjścia do dalszej estymacji. W kolejnych modelach porównano wariant podstawowy bez NEET oraz wariant uzupełniający z NEET.

3.3.2. Wybór specyfikacji modelu GLM

Wybór specyfikacji uogólnionego modelu liniowego przeprowadzono przez porównanie wariantów różniących się rodziną rozkładu, funkcją łączącą, uwzględnieniem opóźnień zmiennych objaśniających oraz obecnością wskaźnika NEET. Analizie poddano modele z rozkładem Gaussa i funkcją łączącą identycznościową, modele z rozkładem Gaussa i logarytmiczną funkcją łączącą oraz modele z rozkładem Gamma i logarytmiczną funkcją łączącą. Każdą z tych specyfikacji oszacowano w wariancie bez opóźnień oraz z opóźnieniami wybranych zmiennych objaśniających, oddzielnie dla modelu z uwzględnieniem wskaźnika NEET oraz bez tej zmiennej.

Podstawowym kryterium wyboru postaci funkcjonalnej modelu było bayesowskie kryterium informacyjne BIC, zgodnie z procedurą opisaną w podrozdziale 2.3. Kryterium to łączy ocenę dopasowania modelu z karą za liczbę estymowanych parametrów, dlatego sprzyja wyborowi specyfikacji bardziej oszczędnych parametrycznie (Schwarz, 1978, s. 461–462). Kryterium informacyjne Akaikego AIC oraz pierwiastek średniego błędu kwadratowego RMSE potraktowano pomocniczo. Należy podkreślić, że kryteria informacyjne służą wyborowi postaci funkcjonalnej modelu – tj. rozstrzygnięciu między rozkładem Gaussa a Gamma, funkcją łączącą identycznościową a logarytmiczną oraz wariantem z opóźnieniami i bez opóźnień – i nie rozstrzygają one decyzji interpretacyjnej dotyczącej obecności wskaźnika NEET. Decyzja ta ma charakter merytoryczny i wynika z bliskości definicyjnej wskaźnika NEET ze zmienną zależną. Należy przy tym podkreślić, że BIC silniej penalizuje złożoność modelu niż AIC, co ma znaczenie przy porównywaniu specyfikacji zawierających różną liczbę parametrów (Hastie, Tibshirani i Friedman, 2009, s. 230–233).

Porównanie wariantów wskazuje, że najniższą wartość BIC uzyskał model z rozkładem Gaussa, logarytmiczną funkcją łączącą oraz opóźnieniami zmiennych objaśniających, oszacowany z uwzględnieniem wskaźnika NEET. Wartość BIC wyniosła w tym przypadku 973,27, przy AIC równym 850,92 oraz RMSE równym 1,03. W wariancie bez NEET najniższą wartość BIC uzyskała specyfikacja Gamma z logarytmiczną funkcją łączącą i opóźnieniami (BIC = 1088,10), jednak model Gaussa

z logarytmiczną funkcją łączącą uzyskał niższy RMSE (1,27 wobec 1,41) oraz pozostawał spójny z najlepiej dopasowanym wariantem z NEET. Z tego względu do dalszej analizy przyjęto specyfikację Gaussa z logarytmiczną funkcją łączącą i opóźnieniami.

Tabela 3.9. Porównanie wariantów konstrukcyjnych modelu GLM – miary dopasowania

Wariant	Specyfikacja	Opóźnienie	k	n	AIC	BIC	RMSE
z NEET	Gauss - tożsamościowa	Nie	36	297	1027,58	1164,24	1,20
z NEET	Gauss - logarytmiczna	Nie	35	297	989,60	1122,58	1,13
z NEET	Gamma - logarytmiczna	Nie	34	297	1011,54	1140,82	1,28
z NEET	Gauss - tożsamościowa	Tak	36	270	913,78	1046,93	1,15
z NEET	Gauss - logarytmiczna	Tak	33	270	850,92	973,27	1,03
z NEET	Gamma - logarytmiczna	Tak	34	270	883,67	1009,61	1,14
bez NEET	Gauss - tożsamościowa	Nie	37	297	1193,15	1333,51	1,59
bez NEET	Gauss - logarytmiczna	Nie	33	297	1098,42	1224,00	1,37
bez NEET	Gamma - logarytmiczna	Nie	34	297	1100,13	1229,41	1,51
bez NEET	Gauss - tożsamościowa	Tak	37	270	1052,19	1188,93	1,48
bez NEET	Gauss - logarytmiczna	Tak	34	270	964,89	1090,83	1,27
bez NEET	Gamma - logarytmiczna	Tak	32	270	969,35	1088,10	1,41

Uwaga: k – liczba parametrów modelu, obejmująca zmienne wskaźnikowe krajów oraz wyraz wolny; wartość k różni się między wariantami ze względu na odmienną liczbę zmiennych objaśniających zachowanych po selekcji LASSO i procedurze eliminacji wstecznej. Warianty z opóźnieniami oszacowano na próbie n = 270 obserwacji, natomiast warianty bez opóźnień na próbie n = 297 obserwacji. Zmienna zależna: stopa bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 w latach 2014–2024. Wariant wybrany do dalszej analizy wyróżniono pogrubieniem.

Źródło: opracowanie własne.

Interpretacja porównania modeli z opóźnieniami i bez opóźnień wymaga ostrożności, ponieważ warianty te oszacowano na próbach o różnej liczebności. Modele z opóźnieniami obejmują 270 obserwacji, natomiast modele bez opóźnień – 297 obserwacji. Z tego względu wartości AIC i BIC porównywane są w obrębie każdej z tych dwóch grup oddzielnie. W obrębie wariantów z opóźnieniami – wybranych jako bardziej adekwatne ze względu na strukturę dynamiczną wskaźników makroekonomicznych – najlepszą postacią funkcjonalną pozostaje model Gaussa z logarytmiczną funkcją łączącą.

Wariant z wskaźnikiem NEET uzyskuje wyraźnie niższe wartości miar dopasowania niż wariant bez tego wskaźnika: BIC niższe o 117,56 jednostki, AIC niższe o 113,97 jednostki, a RMSE niższe o 0,24 (tab. 3.9). Wyłącznie z perspektywy statystycznego dopasowania wynik ten wskazywałby na model z wskaźnikiem NEET jako lepiej dopasowany do danych.

Z tego względu, zgodnie z przyjętym wcześniej zastrzeżeniem, wariant bez wskaźnika NEET przyjęto jako specyfikację podstawową dla wnioskowania o pozostałych zmiennych objaśniających stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat, natomiast wariant z wskaźnikiem NEET potraktowano jako analizę wrażliwości, ilustrującą skalę nakładania się informacji między oboma wskaźnikami.

3.3.3. Wyniki modelu GLM

Wyniki modelu GLM przedstawiono w dwóch etapach. W pierwszej kolejności zaprezentowano specyfikację podstawową, tj. wariant z rozkładem Gaussa, logarytmiczną funkcją łączącą oraz opóźnieniami zmiennych objaśniających, oszacowany bez wskaźnika NEET. Specyfikacja ta przyjęta została jako podstawa wnioskowania o determinantach stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat. Następnie omówiono wariant z wskaźnikiem NEET jako analizę wrażliwości, ilustrującą wpływ włączenia tego wskaźnika na strukturę pozostałych zależności.

Ze względu na zastosowanie logarytmicznej funkcji łączącej współczynniki modelu interpretowano jako względne zmiany oczekiwanej wartości stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat. Wartość $(\exp(\beta) - 1) \cdot 100$ oznacza przybliżoną procentową zmianę stopy bezrobocia odpowiadającą jednostkowej zmianie danej zmiennej objaśniającej, przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie (Ptak-Chmielewska, 2013, s. 98). Należy podkreślić, że oszacowany model opisuje liniowo modelowane zależności statystyczne i nie pozwala na wnioskowanie o związkach przyczynowo-skutkowych między zmiennymi (Ptak-Chmielewska, 2013, s. 11–12). Błędy standardowe oszacowano jako grupowane na poziomie kraju, co zapewnia odporność wnioskowania na możliwą autokorelację składnika losowego w obrębie kraju oraz heteroskedastyczność między krajami (Cameron i Miller, 2015, s. 320–325).

Specyfikacja podstawowa – model GLM bez wskaźnika NEET

Oszacowany model GLM bez wskaźnika NEET, zapisany zgodnie z ogólną postacią (2.2) przedstawioną w podrozdziale 2.3, przyjmuje po podstawieniu oszacowanych wartości współczynników następującą postać:

$$\begin{aligned} \log(\hat{\mu}_{it}) = & 7,55 - 0,124MED_AGE_{it} + 0,007MAT_SOC_DEP_20_29_{it} \\ & + 0,005DEBT_GDP_{i,t-1} - 0,005EMP_GAP_DIS_{it} \\ & + 0,009LOW_WORK_20_29_{it} - 0,009EDU_HIGH_T_20_29_{it} \\ & - 0,006LIVE_PAR_20_29_{it} + \sum_{j=1}^{26} \hat{\gamma}_j d_{ij} \end{aligned}$$

gdzie: $\hat{\mu}_{it}$ oznacza oszacowaną wartość oczekiwaną stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w kraju i w roku t , d_{ij} – zmienną wskaźnikową kraju (kategoria referencyjna: Austria), a $\hat{\gamma}_j$ – oszacowane współczynniki przy zmiennych wskaźnikowych krajów (przedstawione w tabeli 3.14).

Oszacowane wartości współczynników β wraz z błędami standardowymi, statystyką Walda, wartościami p , granicami 95% przedziału ufności oraz przybliżoną procentową zmianą stopy bezrobocia ($\Delta\%$) zestawiono w tabeli 3.10.

Tabela 3.10. Współczynniki modelu GLM bez wskaźnika NEET

Zmienna	β	SE	z	p	CI 95% dolny	CI 95% górny	$\Delta\%$ (exp(β)-1)	Istotność
(wyraz wolny)	7,55	0,71	10,70	<0,001	6,17	8,93	—	***
MED_AGE	-0,12	0,02	-7,15	<0,001	-0,16	-0,09	-11,64	***
DEBT_GDP	0,01	0,00	3,56	0,0004	0,00	0,01	+0,51	***
MAT_SOC_DEP_20_29	0,01	0,00	3,10	0,0019	0,00	0,01	+0,70	**
EMP_GAP_DIS	-0,01	0,00	-2,41	0,0160	-0,01	0,00	-0,52	*
LOW_WORK_20_29	0,01	0,00	1,98	0,0479	0,00	0,02	+0,93	*
LIVE_PAR_20_29	-0,01	0,00	-1,67	0,0950	-0,01	0,00	-0,56	†
EDU_HIGH_T_20_29	-0,01	0,01	-1,38	0,1668	-0,02	0,00	-0,93	n.i.

Uwaga: β – oszacowanie parametru w skali logarytmicznej; SE – błąd standardowy grupowany na poziomie kraju; z – statystyka Walda; p – wartość p; CI 95% dolny / CI 95% górny – granice 95% przedziału ufności Walda dla parametru β ; $\Delta\% = (\exp(\beta) - 1) \cdot 100\%$ – przybliżona procentowa zmiana stopy bezrobocia odpowiadająca jednostkowej zmianie zmiennej objaśniającej, przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie (ceteris paribus). Poziomy istotności: *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$; † $p < 0,10$; n.i. – nieistotny statystycznie. Liczba obserwacji: N = 270; liczba krajów: 27.

Źródło: opracowanie własne.

Spośród siedmiu zmiennych objaśniających uwzględnionych w specyfikacji podstawowej dwie wykazują istotność statystyczną przy $p < 0,001$, jedna przy $p < 0,01$, dwie przy $p < 0,05$, jedna przy $p < 0,10$, a jedna nie osiąga istotności statystycznej w teście Walda (tab. 3.10). Wąskie 95-procentowe przedziały ufności Walda wokół oszacowanych parametrów wskazują na wysoką precyzję uzyskanych oszacowań. Należy jednak podkreślić, że uzyskane wyniki opisują liniowo modelowane zależności statystyczne i nie pozwalają na wnioskowanie o związkach przyczynowo-skutkowych między zmiennymi.

W dalszej części omówiono kierunek i skalę oszacowanych zależności według malejącej siły związku.

Na podstawie wyników oszacowanego modelu stwierdzono, że najsilniejszy ujemny związek ze stopą bezrobocia osób w wieku 20–29 lat odnotowano dla mediany wieku populacji. Wzrost mediany wieku o jeden rok wiązał się ze spadkiem oczekiwanej stopy bezrobocia o około 11,64%, przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie (tab. 3.10). Interpretacja tego współczynnika jest ograniczona, ponieważ model GLM łączy zmienność wewnątrz krajową i międzykrajową. Rozdzielenie tych komponentów w modelu Mundlaka pokazuje, że kierunek związku mediany wieku różni się w zależności od poziomu analizy. Z perspektywy demograficznej kraje o trwale wyższej medianie wieku populacji – takie jak Włochy, Grecja czy Portugalia – charakteryzują się strukturalnie wyższym, a nie niższym poziomem bezrobocia osób młodych (Jimeno, Rodriguez-Palenzuela, 2002, s. 6–11; Balcerowicz-Szkutnik, 2012, s. 106). Pełna interpretacja związku mediany wieku ze stopą bezrobocia wymaga zatem rozdzielenia komponentu wewnątrz krajowego od komponentu międzykrajowego, ponieważ literatura wskazuje, że ta sama zmienna może wykazywać odmienny kierunek w obu wymiarach analizy (Mundlak, 1978, s. 70–73; Bell, Fairbrother i Jones, 2019, s. 1052–1054). Rozdzielenia tego dokonano w modelu Mundlaka, omówionym w podrozdziale 3.3.5.

Dodatni i istotny statystycznie związek odnotowano dla długu publicznego w relacji do PKB. Wzrost wartości tej zmiennej o jeden punkt procentowy wiązał się ze wzrostem oczekiwanej stopy bezrobocia o około 0,51%, przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie (tab. 3.10). Wynik ten należy interpretować jako przejaw mniej sprzyjającego otoczenia makroekonomicznego oraz większej wrażliwości rynku pracy na szoki, a nie jako dowód bezpośredniego oddziaływania samego długu (Jianu, 2020, s. 6–8). Model nie pozwala przesądzić, czy zidentyfikowany związek wynika z ograniczeń fiskalnych, słabszej koniunktury gospodarczej, czy też z innych cech strukturalnych krajów UE-27.

Istotny statystycznie dodatni związek odnotowano dla wskaźnika materialnej i społecznej deprivacji osób w wieku 20–29 lat. Wzrost tej zmiennej o jeden punkt procentowy wiązał się ze wzrostem oczekiwanej stopy bezrobocia o około 0,70%, przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie (tab. 3.10). Wynik ten wskazuje na współwystępowanie trudniejszej sytuacji materialnej gospodarstw domowych z wyższą

stopą bezrobocia osób w analizowanej grupie wieku. Sam model nie pozwala jednak rozstrzygnąć kierunku zależności między deprivacją materialną a sytuacją na rynku pracy.

Pozostałe istotne statystycznie zmienne objaśniające opisują sytuację społeczno-ekonomiczną gospodarstw domowych oraz grupy o szczególnej pozycji na rynku pracy. Wzrost udziału osób w wieku 20–29 lat żyjących w gospodarstwach domowych o niskiej intensywności pracy o jeden punkt procentowy wiązał się ze wzrostem oczekiwanej stopy bezrobocia o około 0,93%, przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie (tab. 3.10). Z kolei luka zatrudnienia osób z niepełnosprawnościami była ujemnie związana ze stopą bezrobocia osób w analizowanej grupie wieku, przy czym wzrost luki o jeden punkt procentowy wiązał się ze spadkiem oczekiwanej stopy bezrobocia o około 0,52%, przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie. Ujemny znak współczynnika nie oznacza mechanizmu substytucji między sytuacją osób z niepełnosprawnościami a sytuacją osób w wieku 20–29 lat. Zmienna EMP_GAP_DIS opisuje odrębny segment rynku pracy, dlatego wynik należy odczytywać jako współwystępowanie zmian w różnych obszarach rynku pracy.

Marginalnie istotny statystycznie związek odnotowano dla udziału osób w wieku 20–29 lat zamieszkujących z rodzicami ($\beta = -0,006$; $z = -1,67$; $p = 0,095$). Wzrost tego udziału o jeden punkt procentowy wiązał się ze spadkiem oczekiwanej stopy bezrobocia o około 0,56%, przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie (tab. 3.10). Ze względu na poziom istotności $p < 0,10$ wynik ten należy traktować jako słabszy empirycznie niż zależności potwierdzone na poziomie $p < 0,05$. Ujemny kierunek współczynnika wskazuje, że w badanej próbie wyższy udział osób mieszkających z rodzicami współwystępował raczej z niższą stopą bezrobocia, jednak zmienna ta może odzwierciedlać różne mechanizmy: opóźnione usamodzielnienie, wsparcie gospodarstwa domowego w okresie przejścia na rynek pracy oraz krajowe różnice kulturowe i mieszkaniowe.

Udział osób w wieku 20–29 lat z wyższym wykształceniem nie osiągnął istotności statystycznej w teście Walda ($\beta = -0,009$; $z = -1,38$; $p = 0,167$). Oznacza to, że w specyfikacji GLM bez wskaźnika NEET nie uzyskano podstaw do jednoznacznego potwierdzenia związku tej zmiennej ze stopą bezrobocia osób w wieku 20–29 lat, mimo ujemnego kierunku oszacowanego współczynnika. Wartość $\Delta\%$ wskazuje, że wzrost udziału osób z wyższym wykształceniem o jeden punkt procentowy wiązał się ze spadkiem oczekiwanej stopy bezrobocia o około 0,93%, jednak zależność ta nie została potwierdzona na poziomie istotności $p < 0,05$ (tab. 3.10). Jednocześnie zmienna ta była istotna w teście

ilorazu wiarygodności Typu III ($LR \chi^2 = 4,59; p = 0,032$), co oznacza, że jej obecność poprawiała dopasowanie modelu przy uwzględnieniu pozostałych zmiennych (tab. 3.13).

Oszacowany model charakteryzuje się wysokim dopasowaniem – pseudo- R^2 wynosi 0,96, a dewiancja modelu pełnego (434,82) stanowi około 4% dewiancji modelu zerowego (10921,37), co wskazuje na istotną redukcję niewyjaśnionej zmienności po wprowadzeniu zmiennych objaśniających i zmiennych wskaźnikowych krajów (tab. 3.11). Łączna istotność wszystkich zmiennych objaśniających została potwierdzona testem ilorazu wiarygodności ($LR \chi^2 = 1640,77; df = 7; p < 0,001$), co świadczy o tym, że ich jednoczesne wprowadzenie do modelu istotnie poprawia dopasowanie względem modelu zerowego. Parametr dyspersji równy 1,84 wskazuje na umiarkowane nadmierne rozproszenie reszt, przy czym efekt ten jest kontrolowany za pomocą błędów standardowych grupowanych na poziomie kraju.

Tabela 3.11. Miary dopasowania i testy diagnostyczne

Miara/test	Wartość	df	p
Miary dopasowania			
Dewiancja modelu pełnego	434,82	236	—
Dewiancja modelu zerowego	10921,37	269	—
Parametr dyspersji (dewiancja/df)	1,84	—	—
pseudo- R^2	0,96	—	—
AIC	964,89	—	—
BIC	1090,83	—	—
RMSE	1,27	—	—
LogLik	-447,44	—	—
Testy diagnostyczne			
Test ilorazu wiarygodności (LR)	1640,77	7	$p < 0,001$
Test Shapiro–Wilka	0,99	—	0,06
Test Jarque–Bera	4,45	—	0,11
Test Breuscha–Pagana	0	—	0,96

Uwaga: parametr dyspersji = dewiancja modelu pełnego / liczba stopni swobody reszt; pseudo- R^2 oparte na redukcji dewiancji względem modelu zerowego. Test LR weryfikuje H_0 : wszystkie współczynniki przy zmiennych objaśniających modelu są jednocześnie równe zero (test nie obejmuje zmiennych wskaźnikowych krajów). Liczba obserwacji: $N = 270$; liczba krajów: 27.

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki testów diagnostycznych nie wskazują na naruszenia założeń modelu. Test Breuscha-Pagana nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy o homoskedastyczności reszt ($p = 0,960$). Testy normalności reszt Shapiro-Wilka ($W = 0,99; p = 0,062$) oraz Jarque-Bera ($p = 0,108$) – również nie pozwalają na odrzucenie hipotezy o normalności rozkładu reszt na poziomie $p < 0,05$. Wyniki testów normalności potraktowano

pomocniczo, ponieważ w modelach GLM podstawowe znaczenie dla poprawności wnioskowania ma zgodność przyjętej funkcji łączącej i struktury wariancji z charakterem zmiennej zależnej, nie zaś klasyczne założenie normalności reszt właściwe dla regresji liniowej (Faraway, 2016, s. 153–155).

Istotność poszczególnych zmiennych objaśniających modelu zweryfikowano za pomocą testów ilorazu wiarygodności Typu I oraz Typu III, zgodnie z procedurą opisaną w podrozdziale 2.3. Wyniki testu Typu I, mierzącego sekwencyjną zmianę dewiancji przy kolejnym dodaniu zmiennej do modelu, zestawiono w tabeli 3.12.

Tabela 3.12. Test ilorazu wiarygodności Typu I

Zmienna	Df	Δ Dewiancji	Pr(>Chi)	Istotność
EDU_HIGH_T_20_29	1	6,71	0,0564	†
EMP_GAP_DIS	1	493,05	<0,001	***
LOW_WORK_20_29	1	2294,72	<0,001	***
MAT_SOC_DEP_20_29	1	2652,21	<0,001	***
LIVE_PAR_20_29	1	2388,26	<0,001	***
MED_AGE	1	2,49	0,2449	n.i.
DEBT_GDP	1	422,13	<0,001	***
Zmienne wskaźnikowe krajów (<i>factor(geo)</i>)	26	2226,96	<0,001	***

Uwaga: test Typu I weryfikuje sekwencyjną zmianę dewiancji przy kolejnym dodaniu zmiennej do modelu w określonej kolejności. Δ Dewiancji – zmiana dewiancji modelu względem etapu poprzedniego; df – liczba stopni swobody; p – wartość p. Kolejność wprowadzania zmiennych do modelu odpowiada kolejności występującej w specyfikacji modelu. Poziomy istotności: *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$; † $p < 0,10$; n.i. – nieistotny statystycznie. Liczba obserwacji: $N = 270$; liczba krajów: 27.

Źródło: opracowanie własne.

Test Typu I wskazuje, że największy indywidualny wkład w redukcję dewiancji modelu wniosły – w kolejności wprowadzania do modelu – wskaźnik materialnej i społecznej deprivacji (Δ dewiancji = 2652,21), udział osób w wieku 20–29 lat zamieszkujących z rodzicami (2388,26) oraz udział osób żyjących w gospodarstwach domowych o niskiej intensywności pracy (2294,72) (tab. 3.12). Istotny statystycznie wkład wniosły także zmienne wskaźnikowe krajów (Δ dewiancji = 2226,96; $p < 0,001$), co potwierdza centralne znaczenie zróżnicowania międzykrajowego dla wyjaśnienia stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat.

Na uwagę zasługuje brak istotności statystycznej mediany wieku populacji w teście Typu I (Δ dewiancji = 2,49; $p = 0,2449$), mimo że w teście Walda i teście Typu III ta sama zmienna wykazuje silną istotność ($p < 0,001$). Rozbieżność ta wynika ze współliniowości mediany wieku z wcześniej wprowadzonymi zmiennymi opisującymi sytuację społeczno-demograficzną osób w wieku 20–29 lat – w szczególności z udziałem

osób zamieszkujących z rodzicami oraz z udziałem osób żyjących w gospodarstwach o niskiej intensywności pracy. Po uwzględnieniu informacji wniesionej przez te zmienne dodatkowy wkład struktury wieku populacji do redukcji dewiancji jest niewielki.

Wyniki testu ilorazu wiarygodności Typu III, weryfikującego istotność każdej zmiennej w obecności wszystkich pozostałych zmiennych modelu, zestawiono w tabeli 3.13. Test Typu III wskazuje na istotność statystyczną wszystkich zmiennych objaśniających uwzględnionych w modelu na poziomie co najmniej $p < 0,05$, w tym także udziału osób z wyższym wykształceniem ($LR \chi^2 = 4,59; p = 0,032$) – zmiennej, której test Walda nie potwierdził jako istotnej (tab. 3.13). Rozbieżność ta wynika z odmiennej konstrukcji obu testów: statystyka Walda oparta jest na lokalnym przybliżeniu wokół oszacowanej wartości parametru, natomiast test ilorazu wiarygodności porównuje dewiancję modeli pełnego i zredukowanego. Najwyższe wartości statystyki $LR \chi^2$ odnotowano dla zmiennych wskaźnikowych krajów (1208,68) oraz dla mediany wieku populacji (64,18), co potwierdza centralne znaczenie zróżnicowania międzykrajowego i struktury demograficznej dla wyjaśnienia stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27.

Tabela 3.13. Wyniki testu ilorazu wiarygodności Typu III

Zmienna	Statystyka $LR \chi^2$	df	p	Istotność
EDU_HIGH_T_20_29	4.59	1	0.0321	*
EMP_GAP_DIS	5.95	1	0.0147	*
LOW_WORK_20_29	4.86	1	0.0275	*
MAT_SOC_DEP_20_29	7.01	1	0.0081	**
LIVE_PAR_20_29	4.64	1	0.0312	*
MED_AGE	64.18	1	<0,001	***
DEBT_GDP	38.61	1	<0,001	***
Zmienne wskaźnikowe krajów (<i>factor(geo)</i>)	1208.68	26	<0,001	***

Uwaga: $LR \chi^2$ – statystyka testu ilorazu wiarygodności typu III, weryfikująca istotność każdej zmiennej w obecności wszystkich pozostałych zmiennych modelu; df – liczba stopni swobody; p – wartość p. Poziomy istotności: *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$; † $p < 0,10$. Liczba obserwacji: $N = 270$; liczba krajów: 27. Źródło: opracowanie własne.

Stwierdzona rozbieżność między wynikami testów Typu I i Typu III stanowi przesłankę do traktowania wyników testu Typu III jako głównego źródła wnioskowania o istotności poszczególnych zmiennych objaśniających, zgodnie z procedurą opisaną w podrozdziale 2.3. Test Typu I dostarcza natomiast wartościowej informacji o strukturze współliniowości zmiennych modelu i o względnym wkładzie każdej zmiennej w redukcję dewiancji.

Dodatkowo oszacowano współczynniki przy zmiennych wskaźnikowych krajów, opisujące różnice w poziomie stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat względem kraju referencyjnego (Austria) po uwzględnieniu pozostałych zmiennych modelu. Wartości w kolumnie $\Delta\%$ odpowiadają względnej różnicy stopy bezrobocia danego kraju w stosunku do Austrii, przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie. Tabela 3.14 prezentuje współczynniki przy zmiennych wskaźnikowych krajów względem Austrii jako kategorii referencyjnej; istotność statystyczną oznaczono w ostatniej kolumnie.

Tabela 3.14. Współczynniki przy zmiennych wskaźnikowych krajów w modelu GLM bez NEET – kategoria referencyjna: Austria

Kod	Kraj	β	SE	z	p	CI 95% dolny	CI 95% górny	$\Delta\%$ vs AT	Istotność
BG	Bułgaria	0,58	0,14	3,98	0,0001	0,29	0,86	77,97	***
CZ	Czechy	-0,28	0,07	-4,03	0,0001	-0,42	-0,14	-24,52	***
EE	Estonia	0,29	0,08	3,72	0,0002	0,14	0,44	33,15	***
EL	Grecja	0,87	0,2	4,42	0	0,49	1,26	139,75	***
ES	Hiszpania	1,24	0,11	11,6	0	1,03	1,45	246,78	***
FR	Francja	0,32	0,04	7,93	0	0,24	0,4	38,11	***
HR	Chorwacja	1,11	0,12	9,51	0	0,88	1,33	202,05	***
IT	Włochy	1,09	0,18	6,12	0	0,74	1,43	196,27	***
LT	Litwa	0,55	0,07	7,63	0	0,41	0,69	73,66	***
LV	Łotwa	0,55	0,05	10,27	0	0,45	0,66	73,49	***
NL	Niderlandy	-0,3	0,05	-6,52	0	-0,39	-0,21	-26,15	***
PT	Portugalia	0,79	0,11	7,35	0	0,58	1	120,13	***
SI	Słowenia	0,48	0,08	6,21	0	0,33	0,63	61,96	***
BE	Belgia	0,19	0,07	2,83	0,0046	0,06	0,32	21,05	**
SK	Słowacja	0,35	0,12	2,83	0,0046	0,11	0,59	41,99	**
MT	Malta	-0,27	0,13	-2,13	0,0333	-0,52	-0,02	-23,76	*
RO	Rumunia	0,24	0,14	1,8	0,0723	-0,02	0,51	27,5	†
CY	Cypr	0,21	0,16	1,33	0,1843	-0,1	0,53	23,75	n.i.
DE	Niemcy	-0,16	0,12	-1,28	0,1993	-0,4	0,08	-14,53	n.i.
DK	Dania	-0,18	0,12	-1,57	0,1159	-0,41	0,05	-16,68	n.i.
FI	Finlandia	0,05	0,15	0,33	0,7445	-0,24	0,34	4,93	n.i.
HU	Węgry	-0,09	0,11	-0,78	0,4355	-0,32	0,14	-8,58	n.i.
IE	Irlandia	-0,14	0,19	-0,73	0,4646	-0,51	0,23	-12,82	n.i.
LU	Luksemburg	0,14	0,16	0,88	0,3796	-0,17	0,45	14,98	n.i.
PL	Polska	0,12	0,1	1,18	0,2364	-0,08	0,32	12,97	n.i.
SE	Szwecja	0,13	0,08	1,58	0,1146	-0,03	0,28	13,36	n.i.

Uwaga: tabela prezentuje współczynniki przy zmiennych wskaźnikowych krajów istotne statystycznie przy $p < 0,05$ lub niższym. Pozostałe kraje (CY, DE, DK, FI, HU, IE, LU, PL, SE) nie osiągnęły istotności statystycznej na tym poziomie lub uzyskały istotność wyłącznie przy $p < 0,10$ (RO). β – oszacowanie parametru w skali logarytmicznej; SE – błąd standardowy grupowany na poziomie kraju; z – statystyka Walda; p – wartość p; $\Delta\%$ vs AT = $(\exp(\beta) - 1) \cdot 100\%$ – procentowa różnica oczekiwanej stopy bezrobocia danego kraju względem Austrii, przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie. Poziomy istotności: *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$, n.i. – nieistotny statystycznie.

Źródło: opracowanie własne.

Wyraźne dodatnie różnice względem Austrii odnotowano również dla krajów bałtyckich – Litwy (+73,66%) i Łotwy (+73,49%) – oraz dla Bułgarii (+77,97%), Słowenii (+61,96%) i Słowacji (+41,99%). Niższe, lecz istotne statystycznie różnice dodatnie

odnotowano dla Francji (+38,11%), Estonii (+33,15%) oraz Belgii (+21,05%). Ujemne i istotne statystycznie różnice w stosunku do Austrii odnotowano dla Niderlandów ($\Delta\% = -26,15\%$), Czech ($-24,52\%$) oraz Malty ($-23,76\%$). Kraje te charakteryzują się trwale niższym poziomem stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat względem kategorii referencyjnej, po uwzględnieniu pozostałych zmiennych modelu. Pełne rozdzielenie komponentu międzykrajowego od komponentu wewnątrz krajowego wymaga jednak zastosowania modeli panelowych – modelu efektów stałych oraz modelu Mundlaka – przedstawionych w dalszej części rozdziału.

Analiza wrażliwości – model GLM z uwzględnieniem wskaźnika NEET

W analizie wrażliwości oszacowano wariant zawierający wskaźnik NEET, w celu oceny skali nakładania się informacji między wskaźnikiem NEET a stopą bezrobocia osób w wieku 20–29 lat oraz wpływu włączenia tego wskaźnika na strukturę pozostałych zależności. Oszacowane parametry modelu z wskaźnikiem NEET zestawiono w tabeli 3.15, a miary dopasowania i testy diagnostyczne – w tabeli 3.16

Na podstawie wyników modelu z uwzględnieniem wskaźnika NEET stwierdzono, że wszystkie zmienne objaśniające były istotne statystycznie na poziomie co najmniej $p < 0,05$ (tab. 3.15).

Tabela 3.15. Współczynniki modelu GLM z uwzględnieniem wskaźnika NEET – analiza wrażliwości

Zmienna objaśniająca	β	SE	z	p	CI 95% dolny	CI 95% górny	$\Delta\%$	Istotność
(wyraz wolny)	4,89	0,55	8,83	<0,001	3,81	5,98	—	***
NEET_15_29	0,07	0,01	10,85	<0,001	0,05	0,08	+6,88	***
MED_AGE	-0,08	0,01	-5,58	<0,001	-0,11	-0,05	-7,65	***
EARLY_LEAV_18_24	-0,03	0,01	-5,13	<0,001	-0,04	-0,02	-2,82	***
DEBT_GDP_LAG1	0,00	0,00	5,14	<0,001	0,00	0,00	+0,30	***
EDU_HIGH_T_20_29	-0,01	0,00	-2,59	0,0097	-0,02	0,00	-1,12	**
EDU_ALL_20_29	0,01	0,00	2,18	0,0291	0,00	0,02	+0,90	*

Uwaga: β – oszacowanie parametru w skali logarytmicznej; SE – błąd standardowy grupowany na poziomie kraju; z – statystyka Walda; p – wartość p; CI 95% dolny / CI 95% górny – granice 95% przedziału ufności Walda dla parametru β ; $\Delta\% = (\exp(\beta) - 1) \cdot 100\%$ – przybliżona procentowa zmiana stopy bezrobocia odpowiadająca jednostkowej zmianie zmiennej objaśniającej, przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie. Poziomy istotności: *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$. Liczba obserwacji: N = 270; liczba krajów: 27.

Źródło: opracowanie własne.

Najsilniejszy dodatni związek odnotowano dla NEET_15_29: wzrost udziału osób pozostających poza zatrudnieniem, edukacją i szkoleniem o jeden punkt procentowy wiązał się ze wzrostem oczekiwanej stopy bezrobocia o około 6,88%, przy pozostałych

zmiennych na stałym poziomie. Skala tego związku wynika z częściowego pokrywania się definicyjnego wskaźnika NEET ze stopą bezrobocia, dlatego współczynnik ten należy traktować jako element analizy wrażliwości, a nie jako niezależny efekt objaśniający zmienną zależną.

Tabela 3.16. Miary dopasowania i testy diagnostyczne modelu GLM z wskaźnikiem NEET

Miara / test	Wartość	df	p
Miary dopasowania			
Dewiancja modelu zerowego	10921,37	269	—
Dewiancja modelu pełnego	287,22	237	—
Parametr dyspersji (dewiancja/df)	1,21	—	—
Pseudo-R ²	0,97	—	—
AIC	850,92	—	—
BIC	973,27	—	—
RMSE	1,03	—	—
LogLik	-391,46	—	—
Testy diagnostyczne			
Test ilorazu wiarygodności (LR)	1788,37	6	<0,001
Test Shapiro–Wilka	W = 0,98	—	<0,01
Test Jarque–Bera	13,69	—	<0,01
Test Breuscha–Pagana	0,52	—	0,470

Uwaga: parametr dyspersji = dewiancja modelu pełnego / liczba stopni swobody reszt; pseudo-R² oparte na redukcji dewiancji względem modelu zerowego. Test LR weryfikuje H₀: wszystkie współczynniki przy zmiennych objaśniających modelu są jednocześnie równe zero. Liczba obserwacji: N = 270; liczba krajów: 27.

Źródło: opracowanie własne.

Po uwzględnieniu wskaźnika NEET istotny statystycznie pozostaje również związek mediany wieku ze stopą bezrobocia, choć skala współczynnika maleje w stosunku do specyfikacji podstawowej ($\beta = -0,08$ wobec $\beta = -0,12$ w modelu bez wskaźnika NEET). Oznacza to, że wskaźnik NEET częściowo absorbuje informację związaną ze strukturą demograficzną populacji. Ujemny i istotny statystycznie pozostaje także współczynnik dla udziału osób z wyższym wykształceniem ($\Delta\% = -1,12$), który w specyfikacji podstawowej nie osiągnął istotności statystycznej w teście Walda.

Kierunek związku dla udziału osób wcześniej kończących naukę okazał się ujemny ($\Delta\% = -2,82$), co stanowi rezultat nieoczekiwany w świetle literatury, w której wcześniejsze opuszczenie systemu edukacji wiąże się z wyższym ryzykiem bezrobocia osób młodych (Eurostat, 2025; Martín-González, González-Betancor i Pérez-Esparrells, 2024, s. 5–7). Możliwą przyczyną tego wyniku jest współzależność między edukacją, statusem NEET i aktywnością zawodową w obrębie modelu z wskaźnikiem NEET: po jego

uwzględnieniu zmienna ta może częściowo odzwierciedlać przechodzenie części populacji z systemu edukacji do aktywności zawodowej, a nie samodzielny związek wcześniejszego kończenia nauki ze stopą bezrobocia. Kwestia ta wymaga pogłębionej analizy z uwzględnieniem dodatkowych zmiennych opisujących jakość przejścia z systemu edukacji na rynek pracy.

Pozostałe istotne statystycznie zmienne objaśniające w modelu z wskaźnikiem NEET to udział osób w wieku 20–29 lat uczestniczących w edukacji ogółem ($\Delta\% = +0,90$), wykazujący dodatni związek ze stopą bezrobocia, oraz opóźniony o jeden rok dług publiczny w relacji do PKB ($\Delta\% = +0,30$), wykazujący kierunek zgodny ze specyfikacją podstawową, choć o niższej skali.

Pozostałe istotne statystycznie zmienne objaśniające w modelu z wskaźnikiem NEET to udział osób w wieku 20–29 lat uczestniczących w edukacji ogółem ($\Delta\% = +0,90$), wykazujący dodatni związek ze stopą bezrobocia, oraz opóźniony o jeden rok dług publiczny w relacji do PKB ($\Delta\% = +0,30$), wykazujący kierunek zgodny ze specyfikacją podstawową, choć o niższej skali. Dodatni kierunek współczynnika przy EDU_ALL_20_29 należy interpretować ostrożnie, ponieważ zmienna ta mierzy skalę uczestnictwa w edukacji, a nie jakość ani poziom kapitału ludzkiego. Wynik może odzwierciedlać mechanizm przedłużania edukacji w warunkach niekorzystnej sytuacji na rynku pracy: przy wysokim bezrobociu osoby młode częściej pozostają w systemie kształcenia, ponieważ spada koszt alternatywny dalszego kształcenia (Rice, 1999, s. 1345–1346; OECD, 2021). Nie jest to zatem dowód, że edukacja zwiększa stopę bezrobocia, lecz informacja o współwystępowaniu wysokiego uczestnictwa w edukacji z trudniejszą sytuacją osób w wieku 20–29 lat na rynku pracy.

Tabela 3.17. Porównanie miar dopasowania modeli GLM – wariant z NEET i bez NEET

Miara	Bez NEET (podstawowy)	Z NEET (wrażliwość)	Różnica (Z – Bez)
AIC	964,89	850,92	-113,97
BIC	1090,83	973,27	-117,56
RMSE	1,27	1,03	-0,24
Pseudo-R ²	0,96	0,97	+0,01
Parametr dyspersji	1,84	1,21	-0,63
LogLik	-447,44	-391,46	+55,98
Liczba parametrów (k)	34	33	-1

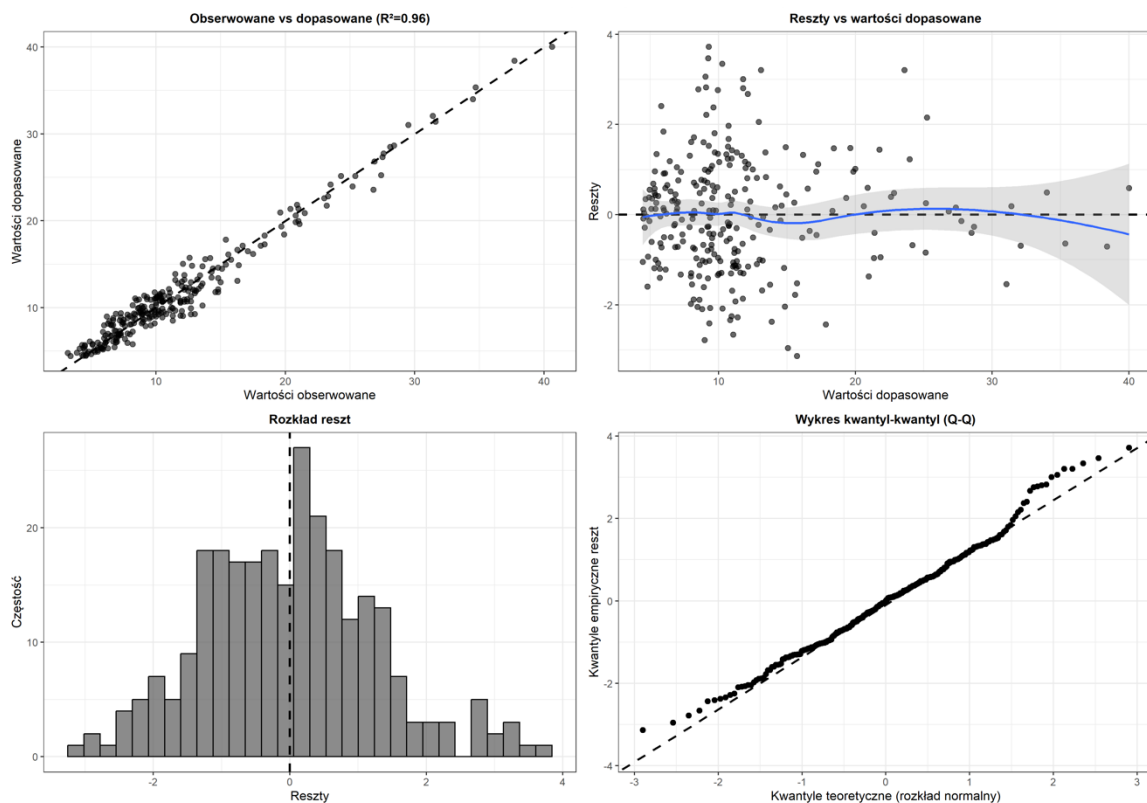
Uwaga: porównanie obejmuje modele oszacowane na tej samej próbie (N = 270; liczba krajów: 27) z rozkładem Gaussa, logarytmiczną funkcją łączącą oraz opóźnieniami zmiennych objaśniających.

Źródło: opracowanie własne.

Wartość pseudo- R^2 modelu z wskaźnikiem NEET wynosi 0,97 (tab. 3.16), przy dewiancji modelu pełnego równej 287,22 i parametrze dyspersji 1,21 – niższym niż w specyfikacji podstawowej (1,84). Test ilorazu wiarygodności potwierdza łączną istotność statystyczną wszystkich zmiennych objaśniających modelu (LR $\chi^2 = 1788,37$; $df = 6$; $p < 0,001$). Test Breuscha-Pagana nie wskazuje na heteroskedastyczność reszt ($p = 0,470$), natomiast testy normalności reszt (Shapiro-Wilka i Jarque-Bera) wskazują na odchylenia od rozkładu normalnego ($p < 0,01$). Wyniki testów normalności reszt potraktowano pomocniczo, zgodnie z uzasadnieniem przedstawionym dla specyfikacji podstawowej

Model z wskaźnikiem NEET uzyskuje niższe wartości miar dopasowania we wszystkich rozpatrywanych kryteriach: AIC niższe o 113,97 jednostki, BIC niższe o 117,56 jednostki, RMSE niższe o 0,24 oraz parametr dyspersji niższy o 0,63 (tab. 3.17). Model z NEET uzyskał lepsze miary dopasowania, jednak ze względu na częściowe pokrywanie się definicyjne tego wskaźnika ze stopą bezrobocia pełni funkcję analizy wrażliwości. Specyfikacja podstawowa bez NEET pozwala natomiast ocenić znaczenie pozostałych zmiennych objaśniających, które w modelu z NEET są częściowo przesłaniane przez tę zmienną.

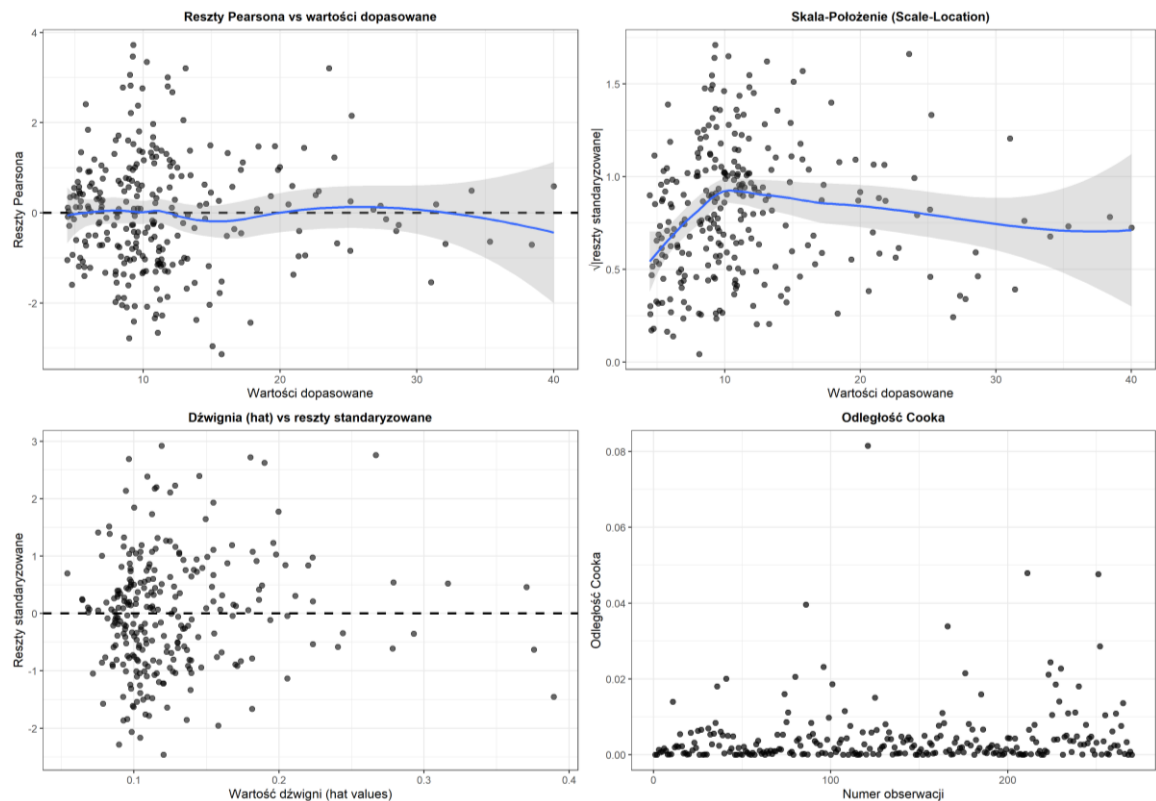
Diagnostyka graficzna specyfikacji podstawowej obejmuje cztery podstawowe wykresy diagnostyczne: porównanie wartości obserwowanych i dopasowanych, wykres reszt względem wartości dopasowanych, rozkład reszt oraz wykres kwantyl–kwantyl (rys. 3.12). Panel dodatkowy prezentuje reszty Pearsona, wykres skala–położenie, wykres dźwigni oraz odległości Cooka (rys. 3.13).



Rysunek 3.16. Diagnostyka modelu GLM bez NEET – panel podstawowy

Źródło: opracowanie własne.

Wykres porównujący wartości obserwowane i dopasowane wskazuje na dobre odwzorowanie poziomu stopy bezrobocia w całym zakresie wartości ($R^2 = 0,96$), a punkty układają się wokół linii idealnego dopasowania. Reszty koncentrują się wokół zera bez wyraźnych systematycznych wzorców, a histogram reszt oraz wykres kwantyl–kwantyl wskazują na rozkład zbliżony do normalnego, z nieznacznymi odchyleniami w skrajnych kwantylach (rys. 3.12). Wykresy reszt Pearsona oraz skala–położenie nie wykazują wyraźnej zależności wariancji od wartości dopasowanych, co potwierdza brak heteroskedastyczności stwierdzony testem Breuscha–Pagana (tab. 3.11).



Rysunek 3.17. Diagnostyka modelu GLM bez NEET – panel dodatkowy

Źródło: opracowanie własne.

Wykresy dźwigni oraz odległości Cooka nie wskazują na występowanie obserwacji nadmiernie wpływowych – maksymalna wartość odległości Cooka pozostaje wyraźnie poniżej progu 0,5, a obserwacje o podwyższonej dźwigni nie wykazują jednocześnie wysokich reszt standaryzowanych. Oznacza to, że oszacowania parametrów nie są zdeterminowane przez pojedyncze, nietypowe jednostki, lecz odzwierciedlają zależności obserwowane w całej próbie. Na podstawie wyników diagnostyki można zatem stwierdzić, że nie występują naruszenia, które podważałyby możliwość interpretacji oszacowanych współczynników modelu (rys. 3.13).

Należy podkreślić, że model GLM nie rozdziela komponentu wewnątrz krajowego od komponentu między krajowego. Oszacowane współczynniki opisują wspólne zależności statystyczne, w których zmienność w czasie w obrębie krajów oraz trwałe różnice między krajami są analizowane łącznie. Z tego względu wyniki modelu GLM należy traktować jako etap oceny ogólnej postaci zależności i wstępnej interpretacji zmiennych objaśniających. Rozdzielenie zmienności wewnątrz krajowej i między krajowej przeprowadzono w dalszej części rozdziału z wykorzystaniem modelu efektów stałych (podrozdział 3.3.4) oraz modelu Mundlaka (podrozdział 3.3.5)

3.3.4. Model efektów stałych (FE)

Model efektów stałych zastosowano w celu wyodrębnienia komponentu wewnątrz krajowego zależności między stopą bezrobocia osób w wieku 20–29 lat a zmiennymi objaśniającymi. Mimo uwzględnienia zmiennych wskaźnikowych krajów model ten traktuje współczynniki przy zmiennych objaśniających jako wspólne dla całej próby. Oznacza to, że interpretacja wyników GLM obejmuje łącznie dwa źródła zmienności: zmienność wewnątrz krajową, czyli zmiany zachodzące w danym kraju w czasie, oraz zróżnicowanie międzykrajowe, odzwierciedlające trwałe różnice strukturalne między państwami.

Aby wyodrębnić komponent wewnątrz krajowy, zastosowano model efektów stałych, opisany w podrozdziale 2.4. Model ten pozwala odpowiedzieć na pytanie, jak zmiana danej zmiennej w obrębie tego samego kraju w czasie wiąże się ze zmianą stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat, przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie. W tym celu każda zmienna jest centrowana względem średniej krajowej, co eliminuje z modelu trwałe, nieobserwowalne cechy krajów, takie jak uwarunkowania instytucjonalne, historyczne czy strukturalne, o ile pozostają one względnie stałe w analizowanym okresie (Wooldridge, 2010, s. 285–290; Baltagi, 2021, s. 17–22).

Zastosowanie modelu efektów stałych dla specyfikacji podstawowej (bez wskaźnika NEET) jest uzasadnione również wynikiem testu Hausmana (statystyka = 29,74; $p < 0,001$), który wskazuje na istotne różnice między oszacowaniami modelu efektów stałych i modelu efektów losowych. Oznacza to, że nieobserwowalne cechy krajów mogą być powiązane ze zmiennymi objaśniającymi, a ich nieuwzględnienie mogłoby prowadzić do zniekształcenia interpretacji współczynników modelu. W wariancie z wskaźnikiem NEET test Hausmana nie wskazuje na takie różnice ($p = 0,810$), jednak dla zachowania spójności metodologicznej oba warianty oszacowano w tej samej specyfikacji efektów stałych.

Estymację przeprowadzono dla zestawu zmiennych odpowiadającego specyfikacji z opóźnieniami, co zapewnia porównywalność wyników z modelem GLM. Interpretacja współczynników FE odnosi się jednak wyłącznie do zmian zachodzących w obrębie krajów w czasie. Model oszacowano w dwóch wariantach: w specyfikacji podstawowej, tj. bez wskaźnika NEET oraz w analizie wrażliwości, tj. z uwzględnieniem tego wskaźnika. Błędy standardowe oszacowano jako grupowane na poziomie kraju, co uwzględnia heteroskedastyczność oraz autokorelację reszt typowe dla struktury danych przekrojowo-

czasowych. Zastosowanie tej procedury jest uzasadnione strukturą danych, ponieważ obserwacje odnoszące się do tego samego kraju w kolejnych latach mogą wykazywać współzależność w czasie, a nieuwzględnienie tej struktury prowadziło do zaniżenia błędów standardowych (Cameron i Miller, 2015, s. 320–325).

Specyfikacja podstawowa – model efektów stałych bez wskaźnika NEET

Oszacowane parametry modelu efektów stałych w specyfikacji podstawowej zestawiono w tabeli 3.18. Współczynniki przedstawiono w skali oryginalnej zmiennych, tj. jako zmianę stopy bezrobocia w punktach procentowych odpowiadającą jednostkowej zmianie zmiennej objaśniającej w obrębie kraju, przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie.

Tabela 3.18. Współczynniki modelu efektów stałych bez wskaźnika NEET – specyfikacja podstawowa

Zmienna objaśniająca	β	SE	t	p	CI 95% dolny	CI 95% górny	Istotność
MED_AGE	-2,04	0,27	-7,46	<0,001	-2,58	-1,51	***
ECON_FREE_REG	-2,25	0,93	-2,43	0,0158	-4,07	-0,44	*
LOW_WORK_20_29	0,27	0,11	2,46	0,0147	0,05	0,49	*
EDU_ALL_20_29	0,11	0,04	2,49	0,0134	0,02	0,20	*
DEBT_GDP	0,07	0,03	2,55	0,0113	0,02	0,13	*
EDU_HIGH_T_20_29	-0,18	0,08	-2,43	0,0161	-0,33	-0,04	*
POV_WORK_20_29	0,15	0,07	2,17	0,0309	0,01	0,29	*
EMP_GAP_DIS	-0,10	0,05	-2,20	0,0290	-0,19	-0,01	*
DEBT_GDP_LAG1	-0,04	0,02	-1,60	0,1105	-0,08	0,01	n.i.
HOV_COST_20_29	0,14	0,09	1,49	0,1380	-0,04	0,32	n.i.

Uwaga: β – oszacowanie parametru w skali oryginalnej zmiennych; SE – błąd standardowy grupowany na poziomie kraju; t – statystyka t-Studenta; p – wartość p; CI 95% dolny / CI 95% górny – granice 95% przedziału ufności dla parametru β . Współczynniki interpretuje się jako zmianę stopy bezrobocia w punktach procentowych odpowiadającą jednostkowej zmianie zmiennej objaśniającej w obrębie kraju, przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie. Poziomy istotności: *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$; † $p < 0,10$; n.i. – nieistotny statystycznie. Liczba obserwacji: N = 270; liczba krajów: 27.

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie wyników oszacowanego modelu stwierdzono, że najsilniejszy ujemny związek z wewnątrz krajowymi zmianami stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat wykazuje mediana wieku populacji. Wzrost mediany wieku w danym kraju o jeden rok wiąże się ze spadkiem stopy bezrobocia o 2,04 p.p., przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie (tab. 3.18). Wynik ten odzwierciedla mechanizm presji kohortowej, w którym zmiany struktury wieku populacji w obrębie kraju mogą kształtować skalę konkurencji o miejsca wejścia na rynek pracy (Eurofound, 2012, s. 38–40). Kierunek tej zależności

wymaga jednak konfrontacji z komponentem międzykrajowym, omówionym w modelu Mundlaka (podrozdział 3.3.5).

Istotny statystycznie i ujemny związek odnotowano dla wskaźnika elastyczności regulacyjnej rynku pracy. Wzrost wartości tej zmiennej o jeden punkt indeksu wiąże się ze spadkiem stopy bezrobocia o 2,25 p.p., przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie (tab. 3.18). Kierunek zależności jest spójny z literaturą instytucjonalną, zgodnie z którą bardziej elastyczne otoczenie regulacyjne może ułatwiać wchodzenie osób młodych na rynek pracy, choć efekt ten nie jest jednolity dla wszystkich wymiarów regulacji (Bertola, 1990, s. 855–857; Sahnoun i Abdennadher, 2019, s. 4–6). Należy jednak podkreślić, że zmienna `ECON_FREE_REG` charakteryzuje się niską zmiennością wewnątrz krajową ($CV = 2,37\%$), co oznacza, że identyfikacja jej efektu w modelu efektów stałych opiera się na ograniczonej zmienności w czasie w obrębie krajów. Oszacowany współczynnik należy zatem interpretować ostrożnie, mając na uwadze, że przy tak niskiej zmienności wewnątrz krajowej wynik może być wrażliwy na niewielkie zmiany w specyfikacji modelu.

Zmienne edukacyjne wskazują, że w komponencie wewnątrz krajowym kapitał ludzki pozostaje istotnie związany ze stopą bezrobocia osób w wieku 20–29 lat. Udział osób z wyższym wykształceniem wykazuje ujemny i istotny statystycznie współczynnik ($\beta = -0,18$; $p = 0,016$), co oznacza, że wzrost udziału tej kategorii w danym kraju w czasie wiąże się ze spadkiem stopy bezrobocia osób w analizowanej grupie wieku, przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie. Wynik ten jest zgodny z dominującym nurtem literatury, według którego wykształcenie działa ochronnie wobec ryzyka bezrobocia osób młodych (Eurofound, 2012, s. 47–49; O'Reilly i in., 2015, s. 6–8; Albanese, Cockx i Dejemeppe, 2024, s. 5–7).

Jednocześnie dodatni współczynnik uzyskano dla uczestnictwa w edukacji formalnej lub pozaformalnej. Wzrost tej zmiennej o jeden punkt procentowy wiąże się ze wzrostem stopy bezrobocia o 0,11 p.p., przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie (tab. 3.18). Wynik ten wskazuje, że wzrost uczestnictwa w edukacji w grupie 20–29 lat może współwystępować z opóźnionym lub niepełnym wejściem na rynek pracy. Warto odnotować, że kierunek tego współczynnika jest odwrotny względem korelacji wewnątrz krajowej dla tej zmiennej ($r = -0,22$; tab. 3.5), co może wynikać z obecności innych zmiennych w modelu, które przejmują część wspólnej z `EDU_ALL_20_29` zmienności.

Istotnie statystycznie dodatnie związki w specyfikacji podstawowej uzyskano także dla wskaźników opisujących trudniejszą sytuację społeczno-ekonomiczną gospodarstw domowych. Wzrost udziału osób pracujących zagrożonych ubóstwem o jeden punkt procentowy wiąże się ze wzrostem stopy bezrobocia o 0,15 p.p., natomiast wzrost udziału osób w wieku 20–29 lat żyjących w gospodarstwach domowych o niskiej intensywności pracy – o 0,27 punktu procentowego, przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie (tab. 3.18). Wyniki te wskazują, że pogorszenie sytuacji materialnej i zawodowej gospodarstw domowych współwystępuje ze wzrostem stopy bezrobocia osób w analizowanej grupie wieku.

Dodatkowo specyfikacja podstawowa ujawnia dodatni związek długu publicznego w relacji do PKB ze stopą bezrobocia – wzrost wartości tej zmiennej o jeden punkt procentowy wiąże się ze wzrostem stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat o 0,07 p.p., przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie. Współczynnik dla opóźnionej wartości długu publicznego nie osiągnął natomiast istotności statystycznej ($p = 0,111$). Wynik ten można interpretować jako przejaw słabszej kondycji makrofiskalnej i mniej sprzyjających warunków popytowych w obrębie krajów, a nie jako dowód prostego, mechanicznego oddziaływania samego długu (Jianu, 2020, s. 6–8).

Ujemny i istotny statystycznie współczynnik dla luki zatrudnienia osób z niepełnosprawnościami pojawia się w specyfikacji podstawowej ($\beta = -0,10$; $p = 0,029$). Ujemny znak współczynnika nie oznacza mechanizmu zastępowania jednej grupy pracowników drugą. Wynik wskazuje raczej, że zmiany w sytuacji osób z niepełnosprawnościami na rynku pracy mogą współwystępować ze zmianami stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w sposób zależny od szerszej struktury rynku pracy. Współczynnik dla wskaźnika nadmiernych kosztów mieszkaniowych osób w wieku 20–29 lat nie osiągnął istotności statystycznej ($p = 0,138$).

Analiza wrażliwości – model efektów stałych z wskaźnikiem NEET

W analizie wrażliwości oszacowano wariant zawierający wskaźnik NEET, w celu oceny stabilności pozostałych zmiennych objaśniających po włączeniu tego wskaźnika do modelu. Oszacowane parametry zestawiono w tabeli 3.19.

W analizie wrażliwości najsilniejszy dodatni związek z wewnątrz krajowymi zmianami stopy bezrobocia odnotowano dla wskaźnika NEET. Wzrost udziału osób pozostających poza zatrudnieniem, edukacją i szkoleniem o jeden punkt procentowy wiąże

się ze wzrostem stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat o 0,99 punktu procentowego, przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie (tab. 3.19). Wynik ten jest zgodny z rezultatami modelu GLM, w których wskaźnik NEET wykazywał największą siłę statystycznego związku ze stopą bezrobocia. Współczynnik ten nie powinien być interpretowany jako niezależny efekt wskaźnika NEET, ponieważ kategoria NEET obejmuje część osób bezrobotnych.

Tabela 3.19. Współczynniki modelu efektów stałych z wskaźnikiem NEET – analiza wrażliwości

Zmienna objaśniająca	β	SE	t	p	CI 95% dolny	CI 95% górny	Istotność
NEET_15_29	0,99	0,10	9,92	<0,001	0,79	1,18	***
MED_AGE	-1,11	0,19	-5,75	<0,001	-1,49	-0,73	***
EDU_ALL_20_29	0,25	0,05	5,39	<0,001	0,16	0,34	***
POV_WORK_20_29	0,21	0,06	3,50	0,0006	0,09	0,33	***
ECON_FREE_REG	-2,18	0,68	-3,21	0,0015	-3,51	-0,85	**
EDU_HIGH_T_20_29	-0,15	0,05	-3,04	0,0026	-0,25	-0,05	**
LOW_WORK_20_29	0,20	0,08	2,54	0,0119	0,05	0,36	*
EARLY_LEAV_18_24	-0,19	0,10	-1,81	0,0721	-0,39	0,02	†
EMP_GAP_DIS	-0,05	0,03	-1,84	0,0674	-0,10	0,00	†

Uwaga: β – oszacowanie parametru w skali oryginalnej zmiennych; SE – błąd standardowy grupowany na poziomie kraju; t – statystyka t-Studenta; p – wartość p; CI 95% dolny / CI 95% górny – granice 95% przedziału ufności dla parametru β . Poziomy istotności: *** p < 0,001; ** p < 0,01; * p < 0,05; † p < 0,10. Liczba obserwacji: N = 270; liczba krajów: 27.

Źródło: opracowanie własne.

Po uwzględnieniu wskaźnika NEET współczynnik dla mediany wieku zmniejsza skalę z $\beta = -2,04$ do $\beta = -1,11$, co oznacza, że wskaźnik NEET częściowo absorbuje informację związaną ze strukturą demograficzną populacji. Kierunki pozostałych zmiennych objaśniających – elastyczności regulacyjnej rynku pracy, udziału osób z wyższym wykształceniem, uczestnictwa w edukacji, niskiej intensywności pracy gospodarstwa domowego oraz ubóstwa osób pracujących – pozostają zgodne ze specyfikacją podstawową, choć skale współczynników ulegają drobnym zmianom. Stabilność kierunków wskazuje, że zidentyfikowane zależności wewnątrz krajowe są odporne na włączenie wskaźnika NEET. Dodatkowo w wariancie z wskaźnikiem NEET uzyskano marginalnie istotny statystycznie ujemny współczynnik dla udziału osób wcześniej kończących naukę (p = 0,072); interpretację ujemnego znaku tej zmiennej omówiono w podrozdziale 3.3.2 w kontekście modelu GLM z wskaźnikiem NEET.

W celu oceny stabilności uzyskanych wyników oszacowano dwa warianty modelu efektów stałych: specyfikację podstawową oraz wariant uzupełniony o wskaźnik NEET,

traktowany jako analiza wrażliwości. Miary dopasowania obu wariantów oraz wyniki testów diagnostycznych zestawiono w tabeli 3.20. Porównanie obu wariantów wskazuje, że uwzględnienie wskaźnika NEET wyraźnie poprawia dopasowanie modelu do zmienności wewnątrz krajowej. Wariant z analizą wrażliwości osiąga R^2 wewnątrz krajowe równe 0,83, podczas gdy specyfikacja podstawowa – 0,72; analogiczną przewagę potwierdza skorygowane R^2 (0,80 wobec 0,67). Również pierwiastek błędu średniokwadratowego (Root Mean Square Error – RMSE) jest niższy w wariancie z wskaźnikiem NEET i wynosi 1,15 wobec 1,48 w wariancie bez tej zmiennej, a analogiczny kierunek różnic widoczny jest dla kryteriów informacyjnych Akaikiego (AIC) oraz Schwarza (BIC) (tab. 3.20). Oznacza to, że wskaźnik NEET silnie porządkuje informację o zmianach stopy bezrobocia w obrębie krajów w czasie, jednak – podobnie jak w modelu GLM – interpretacja tego wyniku musi uwzględniać częściowe nakładanie się definicyjne obu kategorii.

Tabela 3.20. Miary dopasowania i testy diagnostyczne modelu efektów stałych

Miara / test	Bez NEET (podstawowy)	Z NEET (analiza wrażliwości)
Miary dopasowania		
R^2 wewnątrz krajowe	0,72	0,83
Skorygowane R^2	0,67	0,80
RMSE	1,48	1,15
AIC	996,19	857,78
BIC	1032,17	890,17
Liczba parametrów (k)	10	9
Testy diagnostyczne		
Test Hausmana (p)	<0,001	0,810
Test Shapiro–Wilka (W; p)	W = 0,99; p = 0,430	W = 0,99; p = 0,450
Test Jarque–Bera (p)	0,360	0,330
Test Breuscha–Pagana (p)	<0,001	<0,001
Test Durbina–Watsona (p)	<0,001	<0,001
Test Breuscha–Godfrey’a (p)	<0,001	<0,001

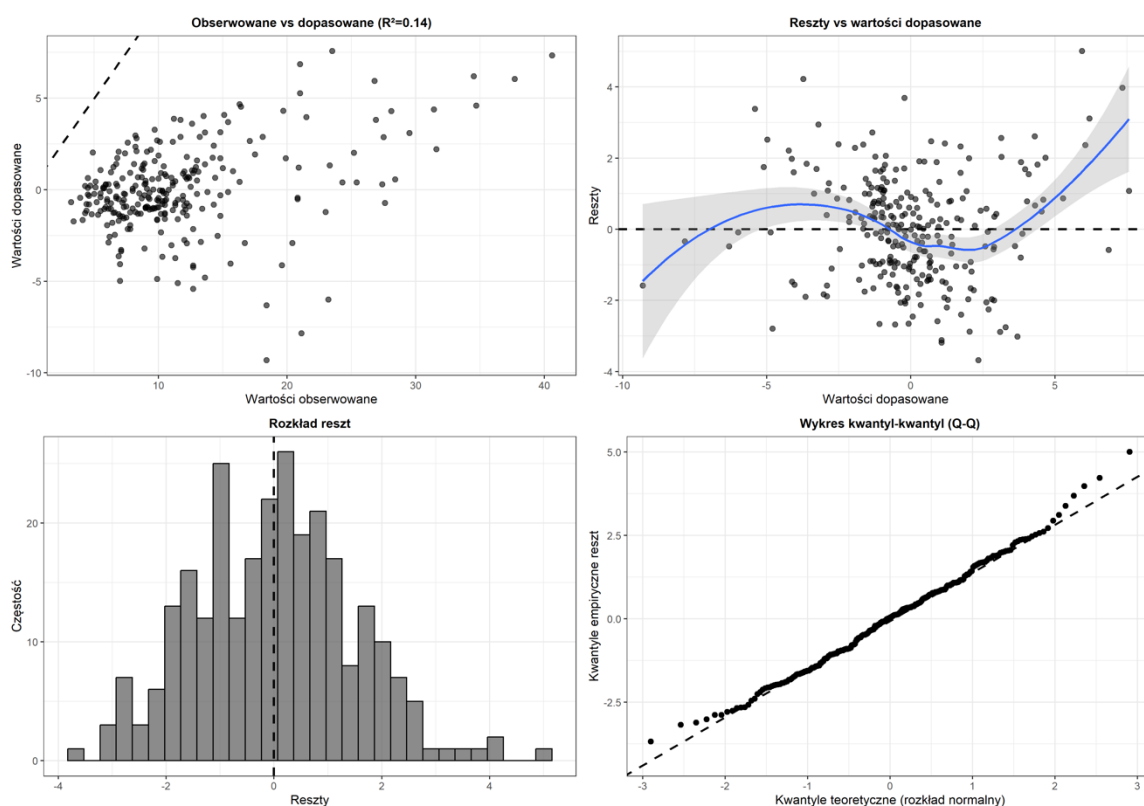
Uwaga: R^2 wewnątrz krajowe wyznaczone na podstawie zmienności w obrębie krajów po eliminacji trwałych różnic międzykrajowych. Test Hausmana weryfikuje istotność różnic między oszacowaniami modelu efektów stałych i modelu efektów losowych; test Breuscha–Pagana – homoskedastyczność reszt; testy Durbina–Watsona i Breuscha–Godfrey’a – brak autokorelacji reszt; testy Shapiro–Wilka i Jarque–Bera – normalność rozkładu reszt. Liczba obserwacji w obu wariantach: N = 270; liczba krajów: 27.

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki testów diagnostycznych wskazują na potrzebę stosowania odpornych błędów standardowych grupowanych na poziomie kraju. Rozkład reszt jest zbliżony do normalnego w obu wariantach (Shapiro–Wilka: p = 0,430 i p = 0,450; Jarque–Bera: p = 0,360 i p = 0,330). Test Breuscha–Pagana wskazuje natomiast na heteroskedastyczność

reszt ($p < 0,001$ w obu wariantach), a testy Durbina–Watsona i Breuscha–Godfrey’a potwierdzają występowanie autokorelacji w strukturze przekrojowo-czasowej ($p < 0,001$). Wyniki te nie podważają zastosowania modelu efektów stałych, lecz uzasadniają wnioskowanie z wykorzystaniem błędów standardowych grupowanych na poziomie kraju.

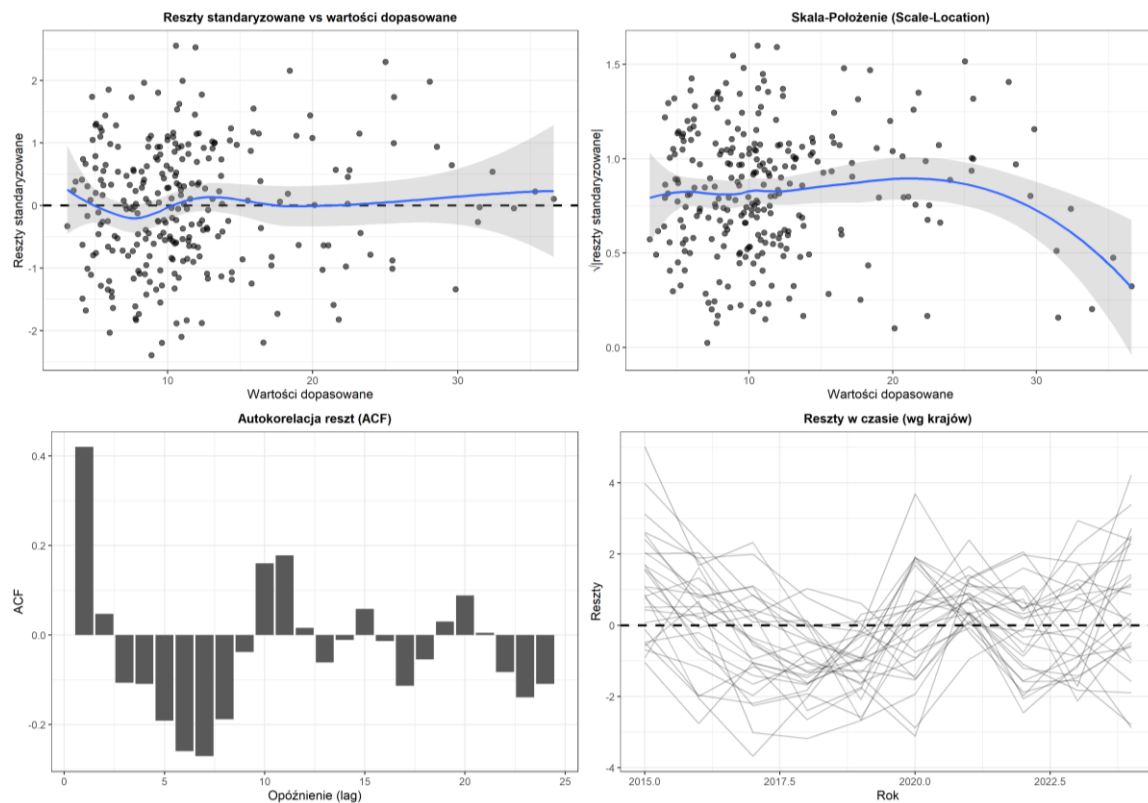
Ogólny współczynnik determinacji ($R^2 = 0,14$) nie jest tu miarą słabego dopasowania. W modelu efektów stałych podstawowe znaczenie ma R^2 wewnątrzrajowe, które po eliminacji trwałych różnic międzykrajowych wynosi 0,72 w specyfikacji podstawowej oraz 0,83 w analizie wrażliwości, co wskazuje na dobre dopasowanie do komponentu wewnątrzrajowego (rys. 3.14 i 3.15).



Rysunek 3.18. Diagnostyka modelu efektów stałych bez wskaźnika NEET – panel podstawowy

Źródło: opracowanie własne.

Analiza graficzna reszt potwierdza wnioski płynące z testów diagnostycznych. Rozkład reszt jest zbliżony do normalnego, co uwidacznia zarówno ich histogram, jak i wykres kwantyl–kwantyl, na którym punkty układają się wzdłuż linii teoretycznej z niewielkimi odchyleniami na krańcach rozkładu (rys. 3.14).



Rysunek 3.19. Diagnostyka modelu efektów stałych bez wskaźnika NEET – panel dodatkowy

Źródło: opracowanie własne.

Wykres reszt standaryzowanych względem wartości dopasowanych nie wykazuje wyraźnych wzorców, jednak wykres autokorelacji ujawnia dodatnią autokorelację dla pierwszego opóźnienia, a przebieg reszt w czasie według krajów wskazuje na ich strukturę czasową (rys. 3.15). Potwierdza to wyniki testów Durбина–Watsona i Breuscha–Godfrey’a i uzasadnia zastosowanie błędów standardowych grupowanych na poziomie kraju.

Model efektów stałych pozwala zatem wyodrębnić wewnątrzrajowy komponent zależności między stopą bezrobocia osób w wieku 20–29 lat a zmiennymi objaśniającymi. Wyniki wskazują, że w obrębie krajów w czasie istotne znaczenie mają przede wszystkim mediana wieku, elastyczność regulacyjna rynku pracy, zmienne edukacyjne, dług publiczny oraz wybrane wskaźniki sytuacji społeczno-ekonomicznej gospodarstw domowych. Model ten nie pozwala jednak na ocenę komponentu międzyrajowego, ponieważ trwałe różnice między państwami zostają wyeliminowane w transformacji wewnątrzrajowej. Z tego względu w kolejnym podrozdziale zastosowano model Mundlaka, który umożliwia jednoczesne rozdzielanie komponentu wewnątrzrajowego i międzyrajowego.

3.3.5. Model Mundlaka

Model Mundlaka zastosowano w celu rozdzielenia dwóch źródeł zmienności, które w modelu GLM były analizowane łącznie, a w modelu efektów stałych zostały ograniczone wyłącznie do komponentu wewnątrz krajowego. Specyfikacja Mundlaka pozwala jednocześnie oszacować komponent wewnątrz krajowy, odnoszący się do zmian zachodzących w danym kraju w czasie oraz komponent między krajowy, odzwierciedlający trwałe różnice strukturalne między krajami. Takie podejście umożliwia ocenę czy związek danej zmiennej ze stopą bezrobocia osób w wieku 20–29 lat ma ten sam kierunek w obu wymiarach analizy, czy też różni się w zależności od poziomu analizy.

Konstrukcja modelu odwołuje się do podejścia Mundlaka (1978), w którym do równania wprowadza się średnie grupowe zmiennych objaśniających. Dzięki temu możliwe jest sprawdzenie czy kierunek zależności pozostaje taki sam w komponencie wewnątrz krajowym i między krajowym.

Model Mundlaka oszacowano w specyfikacji podstawowej (bez wskaźnika NEET), ponieważ pozwala ona czytelniej ocenić relację między komponentem wewnątrz krajowym i między krajowym dla pozostałych zmiennych objaśniających, bez zakłóceń wynikających z bliskości definicyjnej wskaźnika NEET i zmiennej objaśnianej. Wariant z wskaźnikiem NEET oszacowano dodatkowo jako analizę wrażliwości. Oszacowane parametry specyfikacji podstawowej zestawiono w tabeli 3.21.

Wyniki modelu Mundlaka wskazują, że dla części zmiennych kierunek związku ze stopą bezrobocia osób w wieku 20–29 lat różni się między komponentem wewnątrz krajowym i między krajowym. Najwyraźniej widoczne jest to w przypadku mediany wieku populacji. Na podstawie wyników oszacowanego modelu stwierdzono, że w komponencie wewnątrz krajowym wzrost mediany wieku w danym kraju o jeden rok wiąże się ze spadkiem stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat o 2,02 p.p., przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie (tab. 3.21). Wynik ten jest niemal identyczny z rezultatem uzyskanym w modelu efektów stałych ($\beta = -2,04$), co potwierdza stabilność związku mediany wieku ze zmianami stopy bezrobocia w obrębie krajów w czasie.

Zmienna zamieszkiwania z rodzicami (LIVE_PAR_20_29) nie uzyskała istotnego komponentu wewnątrz krajowego ($\beta = -0,04$; $p = 0,330$), natomiast jej komponent między krajowy okazał się istotny statystycznie ($\beta = +0,17$; $p = 0,012$). Wynik ten wyjaśnia zarazem, dlaczego zmienna ta nie pojawia się w tabeli 3.18: w modelu efektów stałych

zmienność międzykrajowa jest z definicji wyeliminowana przez transformację wewnątrz krajową, toteż zmienna nie przetrwała procedury eliminacji wstecznej opartej wyłącznie na kryterium istotności komponentu wewnątrz krajowego.

Tabela 3.21. Współczynniki modelu Mundlaka bez wskaźnika NEET – specyfikacja podstawowa

Zmienna objaśniająca	Komponent	β	SE	t	p	Istotność
MED_AGE	wewnątrz krajowy	-2,02	0,28	-7,36	<0,001	***
MED_AGE	międzykrajowy	+1,90	0,44	4,28	<0,001	***
ECON_FREE_REG	wewnątrz krajowy	-2,12	0,93	-2,29	0,0228	*
ECON_FREE_REG	międzykrajowy	+1,66	2,94	0,57	0,5720	n.i.
LOW_WORK_20_29	wewnątrz krajowy	+0,26	0,12	2,17	0,0306	*
LOW_WORK_20_29	międzykrajowy	+0,35	0,25	1,38	0,1684	n.i.
EDU_HIGH_T_20_29	wewnątrz krajowy	-0,19	0,08	-2,32	0,0211	*
EDU_HIGH_T_20_29	międzykrajowy	+0,27	0,14	1,89	0,0597	†
POV_WORK_20_29	wewnątrz krajowy	+0,15	0,07	2,20	0,0284	*
POV_WORK_20_29	międzykrajowy	+0,13	0,19	0,66	0,5114	n.i.
EMP_GAP_DIS	wewnątrz krajowy	-0,10	0,05	-2,03	0,0429	*
EMP_GAP_DIS	międzykrajowy	-0,02	0,13	-0,14	0,8925	n.i.
EDU_ALL_20_29	wewnątrz krajowy	+0,11	0,04	2,57	0,0107	*
EDU_ALL_20_29	międzykrajowy	-0,14	0,12	-1,25	0,2136	n.i.
DEBT_GDP	wewnątrz krajowy	+0,07	0,03	2,48	0,0137	*
DEBT_GDP	międzykrajowy	+0,56	0,30	1,84	0,0670	†
LIVE_PAR_20_29	wewnątrz krajowy	-0,04	0,04	-0,98	0,3304	n.i.
LIVE_PAR_20_29	międzykrajowy	+0,17	0,07	2,53	0,0121	*
HOV_COST_20_29	wewnątrz krajowy	+0,14	0,09	1,45	0,1476	n.i.
HOV_COST_20_29	międzykrajowy	-0,14	0,09	-1,60	0,1104	n.i.
DEBT_GDP_LAG1	wewnątrz krajowy	-0,03	0,02	-1,42	0,1579	n.i.
DEBT_GDP_LAG1	międzykrajowy	-0,53	0,29	-1,84	0,0671	†

Uwaga: β – oszacowanie parametru w skali oryginalnej zmiennych; SE – błąd standardowy grupowany na poziomie kraju; t – statystyka t-Studenta; p – wartość p. Komponent wewnątrz krajowy reprezentuje zmienność danej zmiennej w czasie w obrębie krajów, natomiast komponent międzykrajowy oznacza różnicę między krajami mierzone średnimi krajowymi zmiennych. Poziomy istotności: *** p < 0,001; ** p < 0,01; * p < 0,05; † p < 0,10; n.i. – nieistotny statystycznie. Liczba obserwacji: N = 270; liczba krajów: 27.

Źródło: opracowanie własne.

Jednocześnie komponent międzykrajowy dla mediany wieku ma znak dodatni i również jest istotny statystycznie ($\beta = +1,90$; p < 0,001). Oznacza to, że kraje o trwale wyższej medianie wieku charakteryzują się przeciętnie wyższą stopą bezrobocia osób w wieku 20–29 lat. Wynik ten wskazuje, że mediana wieku działa odmiennie w dwóch wymiarach analizy: w wymiarze wewnątrz krajowym wzrost mediany wieku w czasie współwystępuje ze spadkiem stopy bezrobocia osób w analizowanej grupie wieku, natomiast w wymiarze międzykrajowym wyższy przeciętny poziom mediany wieku jest powiązany z wyższym przeciętnym poziomem stopy bezrobocia. Rozdzielenie tych dwóch

komponentów pozwala uniknąć uproszczonej interpretacji, w której związek demografii ze stopą bezrobocia byłby oceniany wyłącznie na podstawie jednego wspólnego współczynnika.

Podobny, choć słabszy statystycznie, układ występuje w przypadku udziału osób w wieku 20–29 lat z wyższym wykształceniem. Komponent wewnątrz krajowy jest ujemny i istotny statystycznie ($\beta = -0,19$; $p = 0,021$), co oznacza, że wzrost udziału osób z wyższym wykształceniem w danym kraju w czasie wiąże się ze spadkiem stopy bezrobocia osób w analizowanej grupie wieku o 0,19 p.p., przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie. Komponent międzykrajowy ma jednak znak dodatni i osiąga istotność na poziomie $p = 0,060$ ($\beta = +0,27$). Oznacza to, że kraje o przeciętnie wyższym udziale osób z wyższym wykształceniem wykazują tendencję do wyższej stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat, choć zależność ta ma charakter słabszy statystycznie. Wynik ten może wskazywać, że sam wzrost poziomu wykształcenia nie gwarantuje niższej stopy bezrobocia, jeżeli struktura kwalifikacji absolwentów nie odpowiada strukturze popytu na pracę (Albanese, Cockx i Dejemeppe, 2024, s. 5–7).

W przypadku uczestnictwa w edukacji formalnej lub pozaformalnej istotny statystycznie jest wyłącznie komponent wewnątrz krajowy. Wzrost udziału osób w wieku 20–29 lat uczestniczących w edukacji wiąże się ze wzrostem stopy bezrobocia o 0,11 p.p., przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie (tab. 3.21). Komponent międzykrajowy nie osiągnął istotności statystycznej. Oznacza to, że znaczenie tej zmiennej ujawnia się przede wszystkim w dynamice wewnątrz krajowej, a nie jako trwała różnica strukturalna między krajami.

Istotny statystycznie komponent wewnątrz krajowy uzyskano również dla udziału osób pracujących zagrożonych ubóstwem oraz udziału osób żyjących w gospodarstwach domowych o niskiej intensywności pracy. Wzrost pierwszej zmiennej o jeden punkt procentowy wiąże się ze wzrostem stopy bezrobocia o 0,15 p.p., natomiast wzrost drugiej – o 0,26 p.p., przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie. W obu przypadkach komponent międzykrajowy nie osiąga istotności statystycznej. Oznacza to, że zmienne te są związane przede wszystkim z bieżącą dynamiką sytuacji społeczno-ekonomicznej w obrębie krajów, a nie z trwałą różnicą między państwami.

Odmienny charakter ma zmienna opisująca udział osób w wieku 20–29 lat zamieszkujących z rodzicami. Komponent wewnątrz krajowy nie jest istotny statystycznie,

natomiast komponent międzykrajowy jest dodatni i istotny ($\beta = +0,17$; $p = 0,012$). Oznacza to, że kraje o trwale wyższym udziale osób w analizowanej grupie wieku zamieszkujących z rodzicami charakteryzują się przeciętnie wyższą stopą bezrobocia. Brak istotności komponentu wewnątrz krajowego wskazuje, że zmiany tego wskaźnika w obrębie kraju nie są statystycznie istotnie związane ze zmianami stopy bezrobocia. Zmienna ta ma zatem przede wszystkim charakter strukturalny, odróżniający kraje między sobą.

W przypadku wskaźnika elastyczności regulacyjnej rynku pracy istotny statystycznie jest komponent wewnątrz krajowy ($\beta = -2,12$; $p = 0,023$). Komponent międzykrajowy nie osiągnął istotności statystycznej. Wynik ten oznacza, że związek elastyczności regulacyjnej ze stopą bezrobocia ujawnia się przede wszystkim w zmianach zachodzących w obrębie krajów w czasie, a nie jako trwała różnica między krajami o przeciętnie różnych poziomach tej zmiennej. Analogicznie, ujemny i istotny statystycznie komponent wewnątrz krajowy uzyskano dla luki zatrudnienia osób z niepełnosprawnościami ($\beta = -0,10$; $p = 0,043$), przy braku istotności komponentu międzykrajowego.

Dług publiczny w relacji do PKB wykazuje dodatni i istotny statystycznie komponent wewnątrz krajowy ($\beta = +0,07$; $p = 0,014$). Komponent międzykrajowy dla bieżącej wartości długu publicznego oraz dla wartości opóźnionej osiągają jedynie poziom istotności $p < 0,10$, dlatego powinny być traktowane jako słabsze statystycznie sygnały zależności. Wskaźnik nadmiernych kosztów mieszkaniowych osób w wieku 20–29 lat nie osiągnął istotności statystycznej ani w komponencie wewnątrz krajowym, ani międzykrajowym.

Miary dopasowania obu wariantów modelu Mundlaka oraz wyniki testów diagnostycznych zestawiono w tabeli 3.22.

Wartość R^2 w specyfikacji podstawowej wynosi 0,73, natomiast w wariancie z wskaźnikiem NEET – 0,82 (tab. 3.22). Wyniki testów diagnostycznych są analogiczne do tych uzyskanych dla modelu efektów stałych. Test Shapiro-Wilka nie daje podstaw do odrzucenia normalności rozkładu reszt ($p = 0,060$), natomiast test Jarque-Bera wskazuje na niewielkie odchylenia od rozkładu normalnego ($p = 0,030$); wyniki te potraktowano pomocniczo, ponieważ przy liczbie obserwacji $n = 270$ wnioskowanie statystyczne jest odporne na umiarkowane odchylenia od normalności. Testy Breuscha-Pagana, Durбина-Watsona i Breuscha-Godfrey'a wskazują na heteroskedastyczność i autokorelację reszt

($p < 0,001$), co uzasadnia wnioskowanie z wykorzystaniem błędów standardowych grupowanych na poziomie kraju.

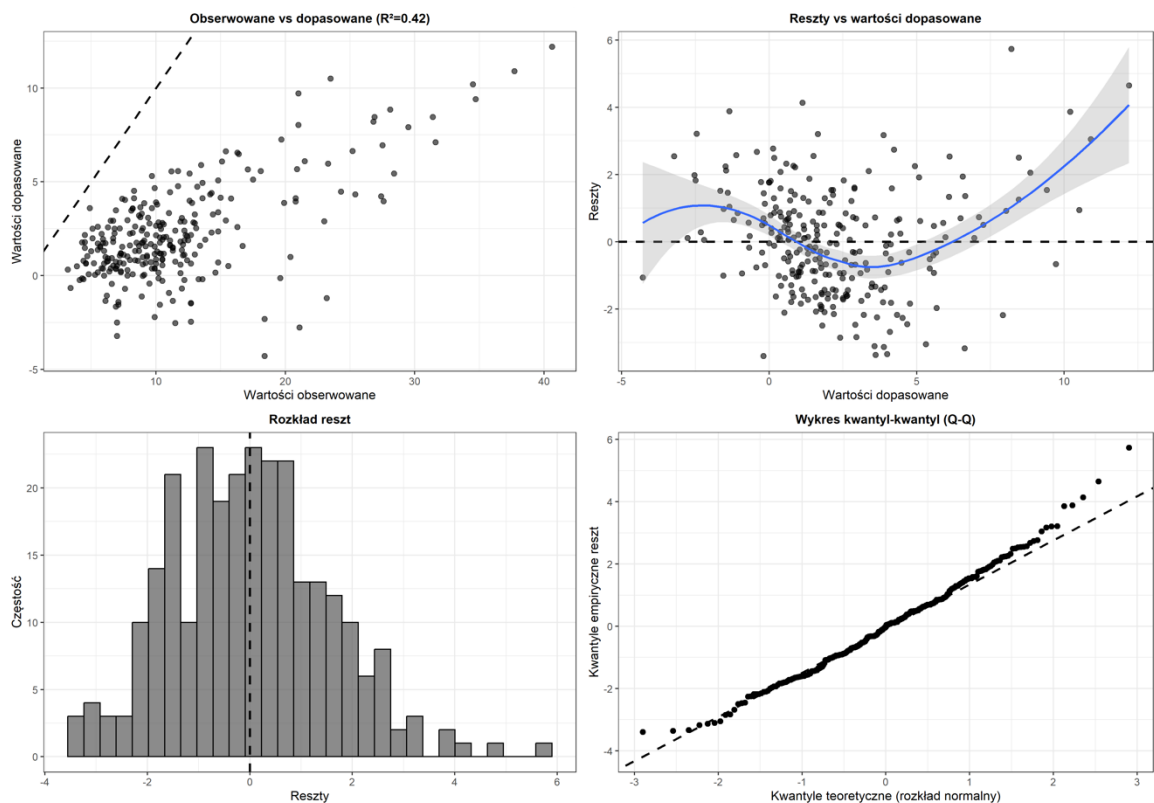
Tabela 3.22. Miary dopasowania i testy diagnostyczne modelu Mundlaka

Miara / test	Bez NEET (podstawowy)	Z NEET (wrażliwości)
Miary dopasowania		
R ²	0,73	0,82
Skorygowane R ²	0,71	0,81
RMSE	1,55	1,21
AIC	1048,35	906,23
BIC	1131,12	974,60
Liczba parametrów (k)	23	19
Testy diagnostyczne		
Test Shapiro–Wilka (W; p)	W = 0,99; p = 0,060	W = 0,99; p = 0,410
Test Jarque–Bera (p)	0,030	0,190
Test Breuscha–Pagana (p)	<0,001	<0,001
Test Durbin–Watsona (p)	<0,001	<0,001
Test Breuscha–Godfrey (p)	<0,001	<0,001

Uwaga: R² ogólne uwzględnia zarówno komponent wewnątrzrajowy, jak i międzyrajowy modelu. Testy diagnostyczne: Breusch–Pagan – homoskedastyczność reszt; Durbin–Watson i Breusch–Godfrey – brak autokorelacji reszt; Shapiro–Wilk i Jarque–Bera – normalność rozkładu reszt. Liczba obserwacji w obu wariantach: N = 270; liczba krajów: 27.

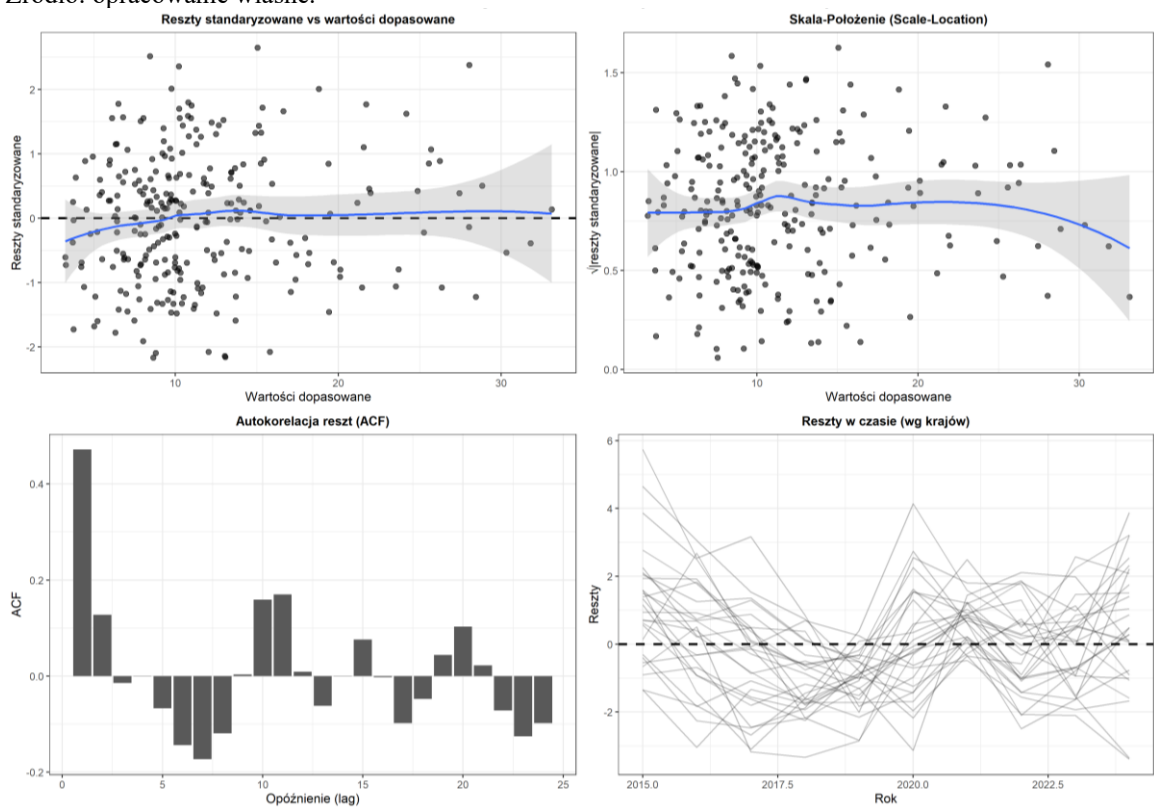
Źródło: opracowanie własne.

Diagnostykę modelu Mundlaka bez wskaźnika NEET przedstawiono na rysunkach 3.16 i 3.17. Model ten uzupełnia specyfikację efektów stałych o średnie wewnątrzrajowe zmiennych objaśniających, co pozwala rozdzielić komponent wewnątrzrajowy od międzyrajowego w ramach jednej specyfikacji. Dzięki temu dla każdej zmiennej objaśniającej można oddzielnie ocenić wpływ zmian zachodzących w obrębie kraju w czasie oraz trwałych różnic między krajami.



Rysunek 3.20. Diagnostyka modelu Mundlaka bez wskaźnika NEET – panel podstawowy

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 3.21. Diagnostyka modelu Mundlaka bez wskaźnika NEET – panel dodatkowy

Źródło: opracowanie własne.

Model Mundlaka dostarcza informacji uzupełniających względem modelu GLM i modelu efektów stałych. W porównaniu z modelem GLM pozwala rozdzielić dwa źródła zmienności, które w modelu ogólnym były analizowane łącznie, a w porównaniu z modelem efektów stałych umożliwia ocenę nie tylko zmian wewnątrz krajowych, lecz także trwałych różnic między krajami. Najważniejszy wniosek dotyczy zmiennych, dla których komponent wewnątrz krajowy i między krajowy mają odmienne kierunki – przede wszystkim mediany wieku oraz udziału osób z wyższym wykształceniem. Oznacza to, że interpretacja tych zmiennych zależy od poziomu analizy: zmiany zachodzące w obrębie kraju w czasie nie muszą mieć tego samego kierunku co trwałe różnice między krajami.

3.4. Podsumowanie wyników modelowania

Porównanie trzech podejść modelowych przeprowadzono dla specyfikacji podstawowej, tj. bez wskaźnika NEET, która stanowiła podstawę wnioskowania o pozostałych zmiennych objaśniających. Model GLM umożliwił ocenę łącznych zależności statystycznych, w których komponent wewnątrz krajowy i między krajowy analizowane są wspólnie. Model efektów stałych pozwolił wyodrębnić komponent wewnątrz krajowy, tj. zmiany zachodzące w obrębie tych samych krajów w czasie. Model Mundlaka umożliwił natomiast rozdzielenie komponentu wewnątrz krajowego i między krajowego dla poszczególnych zmiennych objaśniających, co ma szczególne znaczenie w analizie krajów UE-27, w których trwałe różnice strukturalne współwystępują ze zmianami zachodzącymi w czasie (Mundlak, 1978, s. 70–73; Bell, Fairbrother i Jones, 2019, s. 1052–1054).

Decyzja ta miała charakter merytoryczny: wskaźnik ten częściowo pokrywa się definicyjnie ze zmienną objaśnianą, obejmując także osoby bezrobotne (Eurofound, 2012, s. 23–25). Wariant z NEET potraktowano jako analizę wrażliwości, pozwalającą ocenić skalę nakładania się informacji między tym wskaźnikiem a stopą bezrobocia osób w wieku 20–29 lat.

Zestawiono trzy zastosowane podejścia modelowe – uogólniony model liniowy (GLM), model efektów stałych (FE) oraz model Mundlaka – które różnią się sposobem traktowania zmienności między krajowej, a ich miary dopasowania przedstawiono w tabeli 3.23.

Tabela 3.23. Porównanie miar dopasowania trzech podejść modelowych – specyfikacja bez wskaźnika NEET

Miara	GLM (Gauss / log / lagi)	Model FE	Model Mundlaka
AIC	964,89	996,19	1048,35
BIC	1090,83	1032,17	1131,12
RMSE	1,27	1,48	1,55
R ² (właściwe danemu modelowi)	0,96 (pseudo)	0,72 (wewn.)	0,73 (ogólne)
Liczba parametrów (k)	34	10	23
Test normalności (Shapiro p)	0,062	0,430	0,060
Test heteroskedast. (BP p)	0,960	<0,001	<0,001

Uwaga: Miara R² nie jest bezpośrednio porównywalna między podejściami: dla GLM jest to pseudo-R² oparte na redukcji dewiencji, dla modelu efektów stałych – R² odnoszące się do zmienności w obrębie krajów, dla modelu Mundlaka – R² ogólne uwzględniające zarówno komponent wewnątrz krajowy, jak i międzykrajowy. Źródło: opracowanie własne.

Zestawienie miar dopasowania ma charakter pomocniczy i nie stanowi rankingu modeli. Porównywane podejścia różnią się konstrukcją, sposobem traktowania zmienności międzykrajowej oraz interpretacją współczynników. Model GLM uzyskał najniższy RMSE i najwyższą wartość pseudo-R², jednak opisuje zależności łączne. Model FE oraz model Mundlaka mają niższe miary dopasowania w sensie bezpośrednim, ale dostarczają informacji niedostępnych w GLM: pierwszy o zmianach wewnątrz krajowych, drugi o rozdzieleniu komponentu wewnątrz krajowego i międzykrajowego.

Tabela 3.24. Porównanie kierunków i istotności współczynników w trzech podejściach modelowych – specyfikacja bez wskaźnika NEET

Zmienna objaśniająca	GLM	Model FE	Model Mundlaka
MED_AGE	-0,12 ***	-2,04 ***	-2,02 *** (wewn.); 1,90 *** (mdz.)
EDU_HIGH_T_20_29	-0,01 n.i.	-0,18 *	-0,19 * (wewn.); 0,27 † (mdz.)
EDU_ALL_20_29	—	0,11 *	0,11 * (wewn.); -0,14 n.i. (mdz.)
DEBT_GDP	0,01 ***	0,07 *	0,07 * (wewn.); 0,56 † (mdz.)
ECON_FREE_REG	—	-2,25 *	-2,12 * (wewn.); 1,66 n.i. (mdz.)
POV_WORK_20_29	—	0,15 *	0,15 * (wewn.); 0,13 n.i. (mdz.)
LOW_WORK_20_29	0,01 *	0,27 *	0,26 * (wewn.); 0,35 n.i. (mdz.)
EMP_GAP_DIS	-0,01 *	-0,10 *	-0,10 * (wewn.); -0,02 n.i. (mdz.)
LIVE_PAR_20_29	-0,01 †	—	-0,04 n.i. (wewn.); 0,17 * (mdz.)
MAT_SOC_DEP_20_29	0,01 **	—	—

Uwaga: poziomy istotności: *** p < 0,001; ** p < 0,01; * p < 0,05; † p < 0,10; n.i. – nieistotny statystycznie; pauza w komórkach tabeli oznacza zmienną nieobecną w specyfikacji zredukowanej danego modelu. Współczynniki w modelu GLM podano w skali logarytmicznej, natomiast w modelu efektów stałych i modelu Mundlaka – w skali oryginalnej zmiennych. Skrót: wewn. – komponent wewnątrz krajowy; mdz. – komponent międzykrajowy.

Źródło: opracowanie własne.

Zestawienie kierunków i istotności współczynników wskazuje na znaczną zgodność między modelem efektów stałych a komponentem wewnątrz krajowym modelu

Mundlaka. Dla zmiennych istotnych statystycznie w obu podejściach – takich jak mediana wieku, elastyczność regulacyjna rynku pracy, udział osób z wyższym wykształceniem, uczestnictwo w edukacji formalnej lub pozaformalnej, zagrożenie ubóstwem osób pracujących, niska intensywność pracy gospodarstwa domowego, luka zatrudnienia osób z niepełnosprawnościami oraz dług publiczny – kierunek współczynników pozostaje taki sam, a ich skala jest zbliżona (tab. 3.24). Oznacza to, że wyniki dotyczące zmian zachodzących w obrębie krajów są stabilne względem zastosowania klasycznego modelu efektów stałych oraz specyfikacji Mundlaka.

Najważniejsza różnica interpretacyjna dotyczy modelu GLM. Współczynniki tego modelu opisują zależności łączne, w których zmienność wewnątrz krajowa i międzykrajowa nie są rozdzielone. Z tego względu model GLM może osłabiać lub neutralizować zależności ujawniające się dopiero po rozdzieleniu obu komponentów. Przykładem jest udział osób z wyższym wykształceniem: w modelu GLM bez wskaźnika NEET zmienna ta nie była istotna statystycznie w teście Walda ($p = 0,167$), natomiast osiągnęła istotność w teście ilorazu wiarygodności Typu III ($p = 0,032$). W modelu efektów stałych uzyskano dla niej ujemny i istotny statystycznie współczynnik ($\beta = -0,18$; $p = 0,016$), a komponent wewnątrz krajowy modelu Mundlaka potwierdził ten kierunek ($\beta = -0,19$; $p = 0,021$). Oznacza to, że w obrębie krajów w czasie wzrost udziału osób z wyższym wykształceniem wiązał się ze spadkiem stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat. Jednocześnie dodatni i graniczny statystycznie komponent międzykrajowy ($\beta = 0,27$; $p = 0,060$) wskazuje, że kraje o przeciętnie wyższym udziale osób z wyższym wykształceniem nie wykazywały systematycznie niższej stopy bezrobocia w analizowanej grupie wieku. Rozbieżność ta jest spójna z literaturą wskazującą, że znaczenie wykształcenia wyższego zależy nie tylko od jego poziomu, lecz także od dopasowania kwalifikacji do struktury popytu na pracę (Eurofound, 2012, s. 47–49; Albanese, Cockx i Dejemeppe, 2024, s. 5–7).

Szczególne znaczenie interpretacyjne ma mediana wieku populacji. Zmienna ta była istotna statystycznie we wszystkich trzech podejściach modelowych. W modelu GLM bez wskaźnika NEET współczynnik wyniósł $\beta = -0,12$ ($p < 0,001$), co odpowiada zmianie oczekiwanej stopy bezrobocia o około $-11,64\%$. W modelu efektów stałych współczynnik wyniósł $\beta = -2,04$ p.p. ($p < 0,001$), a w komponencie wewnątrz krajowym modelu Mundlaka $\beta = -2,02$ p.p. ($p < 0,001$). Zgodność wyników FE i komponentu wewnątrz krajowego Mundlaka wskazuje na stabilność tej zależności w wymiarze zmian

zachodzących w obrębie krajów. Jednocześnie komponent międzykrajowy modelu Mundlaka był dodatni i istotny statystycznie ($\beta = +1,90$ p.p.; $p < 0,001$). Oznacza to, że wzrost mediany wieku w danym kraju w czasie współwystępował ze spadkiem stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat, natomiast kraje o trwale wyższej medianie wieku charakteryzowały się przeciętnie wyższą stopą bezrobocia tej grupy. Rozdzielenie komponentów pozwala zatem uniknąć uproszczonej interpretacji jednego wspólnego współczynnika. Kierunek wewnątrz krajowy można wiązać z mechanizmem presji kohortowej (Eurofound, 2012, s. 38–40; Balcerowicz-Szkutnik, 2012, s. 106), natomiast kierunek międzykrajowy odzwierciedla strukturalnie trudniejszą sytuację osób młodych w części krajów Europy Południowej (Tomić, 2018, s. 379–382).

Wskaźnik elastyczności regulacyjnej rynku pracy okazał się istotny statystycznie w modelu efektów stałych ($\beta = -2,25$; $p = 0,016$) oraz w komponencie wewnątrz krajowym modelu Mundlaka ($\beta = -2,12$; $p = 0,023$). Komponent międzykrajowy nie osiągnął istotności statystycznej, a w modelu GLM bez wskaźnika NEET zmienna ta nie weszła do specyfikacji końcowej. Wynik oznacza, że związek elastyczności regulacyjnej ze stopą bezrobocia osób w wieku 20–29 lat ujawnia się przede wszystkim w zmianach zachodzących w obrębie krajów w czasie, a nie jako trwała różnica między krajami o przeciętnie odmiennych poziomach regulacji. Kierunek zależności jest spójny z literaturą instytucjonalną, choć należy podkreślić, że relacja ta nie jest jednolita dla wszystkich wymiarów regulacji rynku pracy (Bertola, 1990, s. 855–857; Eurofound, 2012, s. 71–73; Sahnoun, Abdennadher, 2019, s. 4–6).

Dług publiczny w relacji do PKB okazał się zmienną istotną w trzech podejściach modelowych. W modelu GLM bez wskaźnika NEET współczynnik wyniósł $\beta = 0,01$ w skali logarymicznej ($p < 0,001$; $\Delta\% = 0,51$), w modelu efektów stałych $\beta = 0,07$ p.p. ($p = 0,011$), a w komponencie wewnątrz krajowym modelu Mundlaka $\beta = 0,07$ p.p. ($p = 0,014$). Komponent międzykrajowy osiągnął jedynie poziom istotności $p = 0,067$. Wynik ten wskazuje na stabilny dodatni związek długu publicznego z wewnątrz krajowymi zmianami stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat. Kierunek zależności można interpretować jako współwystępowanie wyższego zadłużenia z mniej sprzyjającymi warunkami makroekonomicznymi i ograniczoną absorpcją osób wchodzących na rynek pracy (Jianu, 2020, s. 6–8).

Istotne znaczenie miały również wskaźniki opisujące sytuację społeczno-ekonomiczną gospodarstw domowych. Udział osób w wieku 20–29 lat żyjących

w gospodarstwach domowych o niskiej intensywności pracy był istotny we wszystkich trzech podejściach: w modelu GLM bez wskaźnika NEET $\beta = 0,01$ ($p = 0,048$; $\Delta\% = 0,93$), w modelu FE $\beta = 0,27$ p.p. ($p = 0,015$), a w komponencie wewnątrz krajowym modelu Mundlaka $\beta = 0,26$ p.p. ($p = 0,031$). Komponent międzykrajowy nie był istotny statystycznie. Analogiczny układ wyników uzyskano dla udziału osób pracujących zagrożonych ubóstwem, który był istotny w modelu FE ($\beta = 0,15$; $p = 0,031$) oraz w komponencie wewnątrz krajowym modelu Mundlaka ($\beta = 0,15$; $p = 0,028$). Wskaźnik materialnej i społecznej deprivacji był natomiast istotny w modelu GLM bez wskaźnika NEET ($\Delta\% = 0,70$). Wyniki te wskazują, że pogorszenie sytuacji materialnej gospodarstw domowych współwystępuje ze wzrostem stopy bezrobocia osób w analizowanej grupie wieku, przy czym znaczenie tego związku ujawnia się przede wszystkim w wymiarze zmian wewnątrz krajowych (Eurofound, 2012, s. 60–63; Tomić, 2018, s. 379–382).

Luka zatrudnienia osób z niepełnosprawnościami była istotna w modelu GLM bez wskaźnika NEET ($\Delta\% = -0,52$), w modelu efektów stałych ($\beta = -0,10$; $p = 0,029$) oraz w komponencie wewnątrz krajowym modelu Mundlaka ($\beta = -0,10$; $p = 0,043$). Komponent międzykrajowy nie osiągnął istotności statystycznej. Ujemny znak współczynnika nie powinien być interpretowany jako mechanizm substytucji między grupami pracowników. Wynik wskazuje raczej na współwystępowanie zmian w różnych segmentach rynku pracy: w okresach poprawy ogólnej sytuacji gospodarczej wzrostowi zatrudnienia osób z niepełnosprawnościami może towarzyszyć spadek stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat. Zależność ta wymaga dalszych badań z uwzględnieniem dodatkowych zmiennych opisujących politykę rynku pracy wobec osób z niepełnosprawnościami.

Udział osób w wieku 20–29 lat zamieszkujących z rodzicami okazał się zmienną o znaczeniu przede wszystkim międzykrajowym. W modelu GLM bez wskaźnika NEET uzyskał graniczny poziom istotności ($p = 0,095$), natomiast w modelu Mundlaka komponent wewnątrz krajowy nie był istotny statystycznie, a komponent międzykrajowy był dodatni i istotny ($\beta = 0,17$; $p = 0,012$). Oznacza to, że zmienna ta nie opisuje przede wszystkim dynamicznych zmian zachodzących w obrębie krajów, lecz trwałe różnice strukturalne między państwami. Dodatni kierunek komponentu międzykrajowego wskazuje, że kraje o wyższym przeciętnym udziale osób w wieku 20–29 lat mieszkających z rodzicami charakteryzowały się przeciętnie wyższą stopą bezrobocia tej grupy. Wynik ten jest spójny z interpretacją, zgodnie z którą wysoki odsetek osób młodych

mieszkających z rodzicami w krajach Europy Południowej może być markerem trudniejszych warunków wejścia na rynek pracy (Tomić, 2018, s. 379–382).

Wskaźnik NEET uzyskał istotne statystycznie współczynniki we wszystkich modelach, w których został włączony. W analizie wrażliwości modelu GLM współczynnik wyniósł $\beta = 0,07$ w skali logarytmicznej ($p < 0,001$; $\Delta\% = 6,88$), a w modelu efektów stałych $\beta = 0,99$ p.p. ($p < 0,001$). Włączenie wskaźnika NEET wyraźnie poprawiało miary dopasowania: w modelu GLM AIC obniżyło się o 113,97 jednostki, BIC o 117,56 jednostki, a RMSE o 0,24. Poprawa ta nie stanowi jednak podstawy do przyjęcia modelu z NEET jako specyfikacji głównej, ponieważ część informacji wnoszonej przez ten wskaźnik pokrywa się definicyjnie ze stopą bezrobocia. Po włączeniu wskaźnika NEET współczynniki dla pozostałych zmiennych, zwłaszcza mediany wieku, ulegają osłabieniu, co wskazuje, że zmienna ta częściowo przejmuje informację obecną również w innych predyktorach (Jianu, 2020, s. 4–8).

Nie wszystkie zmienne wskazywane w literaturze jako istotne dla sytuacji osób młodych na rynku pracy okazały się istotne w niniejszej analizie. Wskaźnik absolwentów kierunków STEM został wyzerowany już na etapie selekcji LASSO i nie wszedł do końcowego zbioru zmiennych objaśniających. O'Reilly i in. (2015, s. 9–11) wskazują na znaczenie kierunków STEM w procesie absorpcji osób młodych na rynku pracy europejskim, jednak w niniejszym badaniu możliwą przyczyną odmiennego wyniku jest nadmiarowość pojęciowa zmiennej STEM_GRAD względem szerszego wskaźnika udziału osób z wyższym wykształceniem lub niewystarczająca zmienność wewnątrz krajowa tej zmiennej w analizowanym okresie.

Udział osób wcześniej kończących naukę nie wszedł do specyfikacji podstawowej, a w analizie wrażliwości z uwzględnieniem wskaźnika NEET przyjął kierunek przeciwny do oczekiwanego ($\Delta\% = -2,82$). Wynik ten można wiązać z konstrukcją modelu zawierającego NEET: po uwzględnieniu szerszej kategorii osób pozostających poza zatrudnieniem, edukacją i szkoleniem zmienna ta może odzwierciedlać przede wszystkim przechodzenie części populacji do aktywności zawodowej, a nie samodzielny związek wcześniejszego kończenia nauki ze stopą bezrobocia (Eurofound, 2012, s. 47–49).

Saldo migracji oraz wybrane wskaźniki nierówności dochodowych i instytucjonalnych nie weszły do specyfikacji końcowych ze względu na wysoki udział braków danych, quasi-stałość w czasie lub wyjątkowo wysoką zmienność

wewnątrz krajową wynikającą ze skokowych zdarzeń, takich jak kryzys migracyjny 2015–2016 czy napływ uchodźców z Ukrainy w 2022 roku. Wniosek ten jest spójny z uwagami Bell, Fairbrother i Jones (2019, s. 1054–1056), zgodnie z którymi zmienne o dominującej zmienności międzykrajowej powinny być analizowane w specyfikacjach pozwalających na ocenę komponentu strukturalnego.

Na podstawie przeprowadzonej analizy można stwierdzić, że w specyfikacji podstawowej, tj. bez wskaźnika NEET, istotnymi zmiennymi objaśniającymi stopę bezrobocia osób w wieku 20–29 lat okazały się: mediana wieku populacji, udział osób z wyższym wykształceniem, wskaźnik elastyczności regulacyjnej rynku pracy, dług publiczny w relacji do PKB, udział osób żyjących w gospodarstwach domowych o niskiej intensywności pracy, udział osób pracujących zagrożonych ubóstwem, materialna i społeczna deprywacja oraz luka zatrudnienia osób z niepełnosprawnościami. Dla części zmiennych znaczenie zależało jednak od poziomu analizy. Rozdzielenie komponentu wewnątrz krajowego i międzykrajowego w modelu Mundlaka ujawniło odmienne kierunki zależności przede wszystkim dla mediany wieku oraz udziału osób z wyższym wykształceniem.

Wyniki są spójne z dorobkiem literatury empirycznej w czterech głównych obszarach. Po pierwsze, stopa bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 jest związana zarówno z trwałymi różnicami strukturalnymi między krajami, jak i ze zmianami zachodzącymi w ich obrębie w czasie, co uzasadnia rozdzielenie komponentu wewnątrz krajowego i międzykrajowego (Mundlak, 1978, s. 70–73; Bell, Fairbrother i Jones, 2019, s. 1052–1054). Po drugie, czynniki demograficzne i edukacyjne wykazują złożone zależności, a wspólny współczynnik modelu łącznego może zacierać przeciwne kierunki obu komponentów (Eurofound, 2012, s. 38–49; Albanese, Cockx i Dejemeppe, 2024, s. 5–7). Po trzecie, otoczenie instytucjonalne rynku pracy, mierzone wskaźnikiem elastyczności regulacyjnej, jest istotnie związane przede wszystkim ze zmianami wewnątrz krajowymi stopy bezrobocia, podczas gdy jego znaczenie międzykrajowe jest mniej jednoznaczne (Bertola, 1990, s. 855–857; Sahnoun, Abdennadher, 2019, s. 4–6). Po czwarte, kondycja makrofiskalna, mierzona długiem publicznym, pozostaje dodatkowo związana ze stopą bezrobocia osób w wieku 20–29 lat, co jest spójne z interpretacją wskazującą na znaczenie ograniczeń fiskalnych i słabszych warunków popytowych dla absorpcji osób wchodzących na rynek pracy (Jianu, 2020, s. 6–8).

Zastosowane modele opisują liniowo modelowane zależności statystyczne i nie stanowią podstawy do wnioskowania o zależnościach przyczynowo-skutkowych. Interpretacje dotyczące możliwych mechanizmów osadzono w literaturze rynku pracy osób młodych w krajach europejskich. Główny wniosek empiryczny dotyczy współwystępowania analizowanych zmiennych ze stopą bezrobocia osób w wieku 20–29 lat oraz zróżnicowania tych zależności w wymiarze wewnątrz krajowym i międzykrajowym, a nie identyfikacji jednoznacznych przyczyn badanego zjawiska.

Rozdział 4. Analiza i ocena zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27

4.1. Kształtowanie się wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27

Zmienną zalezną w analizie jest wskaźnik zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat, wyrażony w procentach (YOUTH_EMP_TOTAL). Dane pozyskano z bazy Eurostatu (youth_empl_010) na podstawie Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (EU-LFS), zgodnie z definicją Międzynarodowej Organizacji Pracy (ILO): za osobę pracującą uznaje się osobę, która w tygodniu referencyjnym wykonywała jakąkolwiek pracę przynoszącą zarobek lub dochód bądź była czasowo nieobecna w pracy, do której miała zagwarantowany powrót (Komisja Europejska, 2000; Eurostat, 2025i). Zakres przestrzenny obejmuje 27 państw członkowskich UE (UE-27), zakres czasowy – lata 2014–2024. Maksymalna liczba obserwacji wynosi $N = 27 \times 11 = 297$.

Tabela 4.1. Roczne zróżnicowanie wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 w latach 2014–2024

Rok	Śr. UE-27 (%)	Mediana (%)	SD (%)	CV (%)	Min. krajowe (%)	Kraj z min.	Maks. krajowe (%)	Kraj z maks.	Rozstęp (p.p.)
2014	59,61	60,2	9,69	16,25	38,3	EL	76,5	MT	38,2
2015	61,01	61,1	9,39	15,39	40,3	EL	75,8	NL	35,5
2016	62,13	63,0	9,18	14,77	41,0	EL	76,7	MT	35,7
2017	63,93	65,7	8,94	13,99	42,2	EL	78,5	MT	36,3
2018	65,11	66,4	9,08	13,95	43,5	IT	81,4	MT	37,9
2019	65,93	68,7	8,63	13,09	45,0	IT	80,6	MT	35,6
2020	63,18	63,9	8,79	13,91	42,4	IT	78,8	MT	36,4
2021	64,28	66,5	9,37	14,58	44,4	IT	82,5	NL	38,1
2022	66,56	67,3	9,12	13,70	48,2	IT	83,5	NL	35,3
2023	67,04	67,5	8,95	13,36	49,4	IT	83,9	NL	34,5
2024	66,92	67,7	8,93	13,34	49,2	IT	84,5	MT	35,3

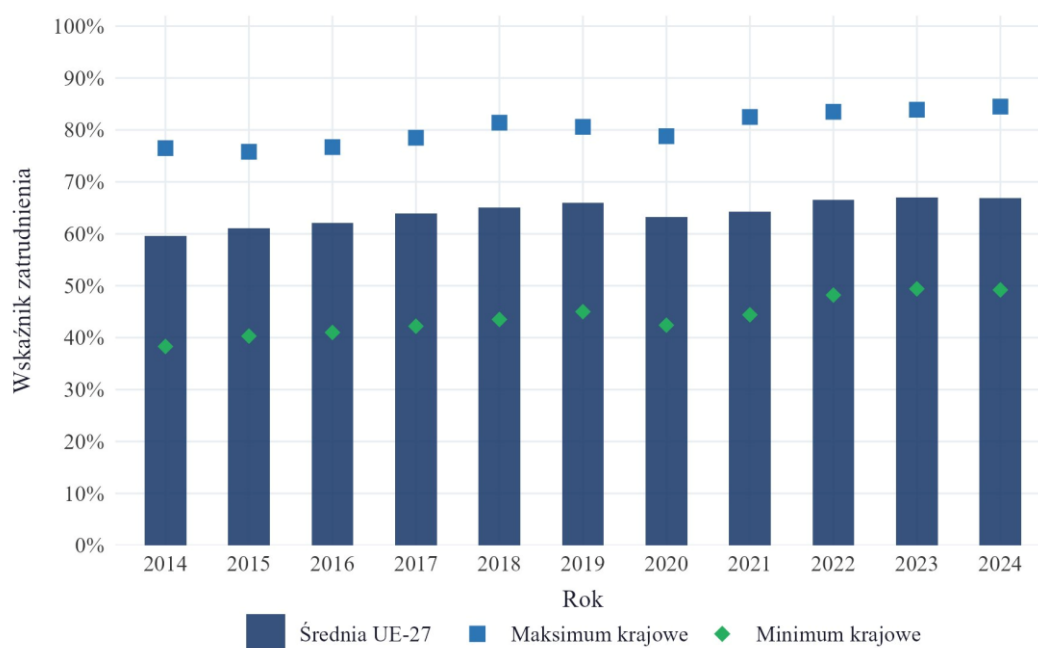
Uwaga: Statystyki obliczono przekrojowo dla 27 krajów UE-27 w każdym roku oddzielnie. Śr. UE-27 – nieważona średnia arytmetyczna; SD – odchylenie standardowe między krajami; CV – przekrojowy współczynnik zmienności ($SD/\text{Śr. UE-27} \times 100$). Min. krajowe i maks. krajowe oznaczają odpowiednio najniższą i najwyższą wartość wskaźnika zatrudnienia odnotowaną wśród krajów UE-27 w danym roku.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Wskaźnik zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat wykazywał wyraźną tendencję wzrostową w pięcioleciu poprzedzającym pandemię, zakłóconą przejściowym szokiem w 2020 roku (tab. 4.1). Średnia dla krajów UE-27 zwiększyła się z 59,61% w roku 2014 do 65,93% w roku 2019, tj. o 6,32 punktu procentowego. W większości analizowanego okresu mediana przyjmowała wartości wyższe od średniej arytmetycznej, co wskazuje na lewostronną asymetrię rozkładu wskaźnika w próbie – oznaczającą skupienie wyższych wartości powyżej mediany. Pandemia COVID-19 spowodowała krótkotrwałe odwrócenie trendu: w 2020 roku średnia obniżyła się do 63,18%, tj. o 2,75 p.p. względem roku 2019,

przy najniższej wartości we Włoszech (42,4%). W 2022 roku średnia wzrosła do 66,56%, a w 2024 roku osiągnęła 66,92%, przewyższając poziom sprzed pandemii.

Jednocześnie w analizowanym okresie obserwowano stopniowe zmniejszanie się zróżnicowania między krajami. Rozstęp między najniższą i najwyższą wartością wskaźnika zatrudnienia obniżył się z 38,2 p.p. w 2014 roku do 35,3 p.p. w 2024 roku, a przekrojowy współczynnik zmienności spadł z 16,25% do 13,34%. Oznacza to, że wzrostowi przeciętnego poziomu wskaźnika towarzyszyło stopniowe zawężanie różnic między krajami UE-27.



Rysunek 4.1. Wskaźnik zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 w latach 2014–2024

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu (yth_empl_010).

Dane na rysunku 4.1 wskazuje, że wzrost przeciętnego wskaźnika zatrudnienia w latach 2014–2024 był powszechny – zarówno maksimum, jak i minimum krajowe przesunęły się w górę, przy czym rozstęp między nimi pozostawał względnie stabilny. Mimo stopniowego zawężania rozpiętości zróżnicowanie między krajami pozostawało wyraźne (rys. 4.1). Najwyższe średnie wartości wskaźnika zatrudnienia odnotowano na Malcie (79,64%), w Niderlandach (78,95%), Austrii (74,58%) i Niemczech (73,69%). Malta, mimo że należy do krajów Europy Południowej, utrzymuje trwale wysoki wskaźnik zatrudnienia ze względu na specyficzną strukturę rynku pracy. Najniższe wartości w próbie odnotowano we Włoszech (44,29%), Grecji (45,36%), Hiszpanii (51,66%) i Bułgarii (54,21%), co wskazuje na trwałą dysproporcję między krajami Europy Południowej a pozostałymi państwami UE-27 (tab. 4.2).

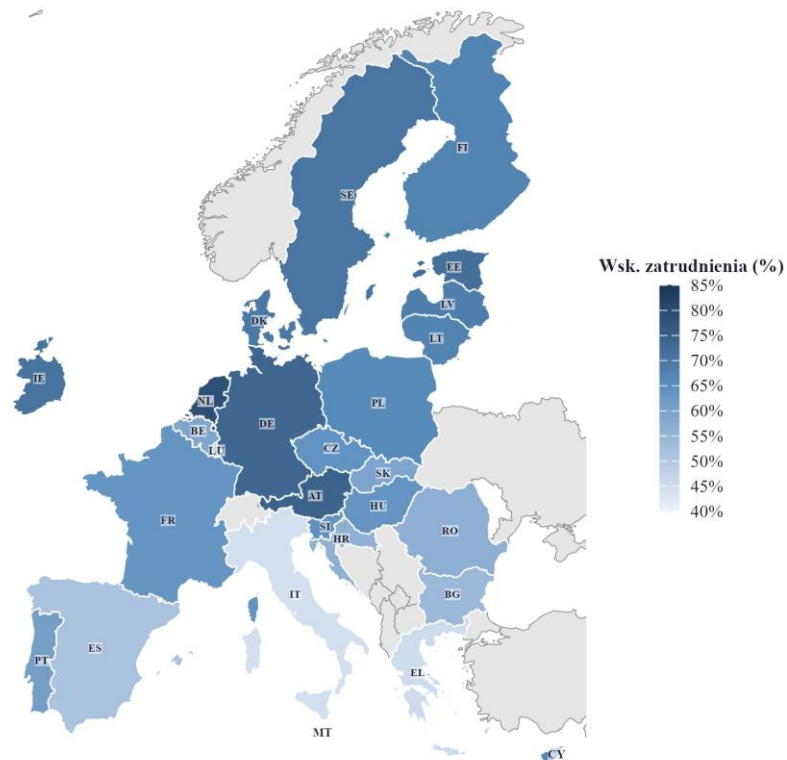
Tabela 4.2. Zróznicowanie wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat według kraju – UE-27 w latach 2014–2024

Kraj	Śr. wsk. (%)	Mediana (%)	SD wewnątrzrajowe (%)	CV wewnątrzrajowy (%)	Min. wsk. (%)	Maks. wsk. (%)	Wsk. 2014 r. (%)	Wsk. 2024 r. (%)	Zmiana 2014–2024 (p.p.)
MT	79,64	78,8	2,94	3,7	75,1	84,5	76,5	84,5	8,0
NL	78,95	77,4	3,73	4,7	74,1	83,9	74,1	83,9	9,8
AT	74,58	74,1	1,30	1,7	73,1	76,7	73,1	75,6	2,5
DE	73,69	73,3	2,16	2,9	71,2	77,1	71,2	77,1	5,9
EE	71,76	72,6	3,43	4,8	65,5	76,3	65,5	73,1	7,6
IE	70,81	70,3	4,04	5,7	64,3	77,0	64,3	77,0	12,7
SE	70,48	70,8	1,35	1,9	68,5	72,4	68,5	70,3	1,8
DK	69,70	68,9	2,77	4,0	66,5	74,1	66,5	74,1	7,6
LV	68,62	68,7	1,91	2,8	65,1	71,2	65,1	68,8	3,7
LT	67,33	67,3	2,64	3,9	62,5	70,8	62,5	70,0	7,5
FI	67,32	67,2	1,58	2,3	64,6	69,5	65,5	67,2	1,7
CY	66,40	68,0	4,65	7,0	59,9	71,5	60,5	70,8	10,3
PL	66,05	66,5	3,14	4,8	60,2	69,5	60,2	69,5	9,3
SI	64,31	65,5	4,49	7,0	55,1	68,9	55,1	68,6	13,5
CZ	63,90	63,7	1,92	3,0	60,2	66,6	60,2	62,8	2,6
LU	63,81	63,9	1,78	2,8	60,1	66,3	60,1	63,7	3,6
FR	63,71	63,4	2,76	4,3	60,3	67,7	60,3	67,7	7,4
HU	63,60	64,2	3,42	5,4	56,7	67,3	56,7	66,5	9,8
PT	60,91	61,7	3,59	5,9	55,2	64,9	55,2	64,9	9,7
SK	59,38	60,6	2,51	4,2	53,2	61,5	53,2	61,5	8,3
BE	58,85	58,9	1,20	2,0	57,5	60,9	57,8	59,6	1,8
RO	56,47	56,3	2,61	4,6	53,1	59,5	55,2	53,1	-2,1
HR	56,35	57,7	4,30	7,6	48,1	61,1	48,1	61,1	13,0
BG	54,21	54,8	2,70	5,0	50,0	58,5	50,0	54,5	4,5
ES	51,66	51,5	3,79	7,3	45,7	56,9	45,7	56,9	11,2
EL	45,36	44,1	5,26	11,6	38,3	54,8	38,3	54,8	16,5
IT	44,29	43,5	3,34	7,6	40,0	49,4	40,0	49,2	9,2

Uwaga: Kraje uporządkowano malejąco według średniej wartości wskaźnika zatrudnienia. SD wewnątrzrajowe i CV wewnątrzrajowy obliczono dla szeregu rocznego każdego kraju. Min. wsk. i maks. wsk. oznaczają odpowiednio najniższą i najwyższą wartość wskaźnika odnotowaną w danym kraju w latach 2014–2024. Zmiana oznacza różnicę między wskaźnikiem zatrudnienia w 2024 i 2014 roku, wyrażoną w punktach procentowych.

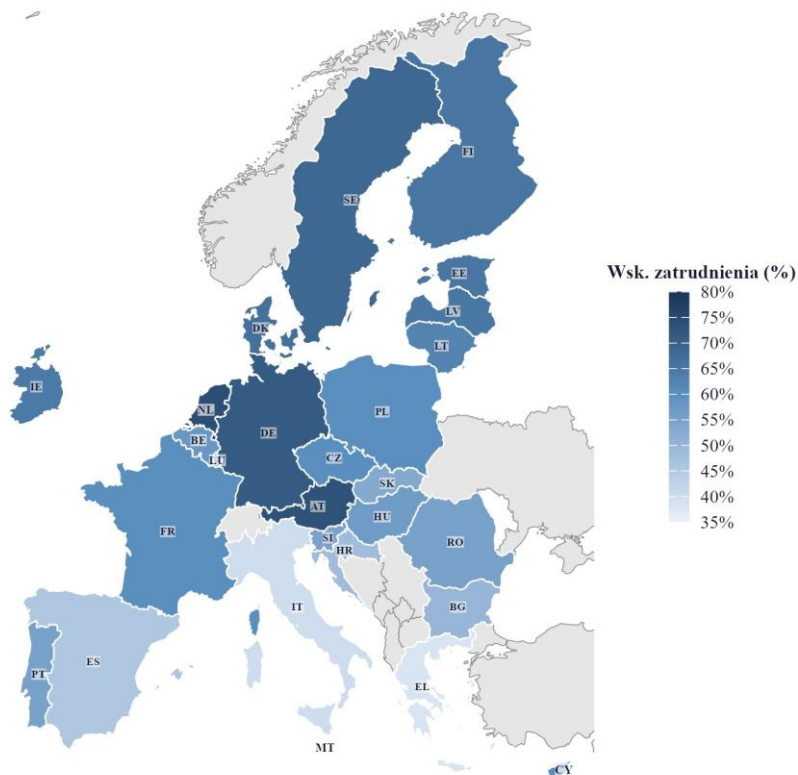
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Zestawienie według krajów pozwala wyróżnić dwa wzorce zmian. Pierwszy obejmuje państwa o trwale wysokim poziomie wskaźnika – na Malcie, w Niderlandach, Austrii i Niemczech wysokim średnim wartościom towarzyszyła niska zmienność wewnątrzrajowa: odpowiednio 3,7%, 4,7%, 1,7% i 2,9%. Drugi wzorzec dotyczy krajów, w których wysoki CV wewnątrzrajowy wynikał przede wszystkim ze znacznego wzrostu wskaźnika między 2014 a 2024 rokiem – najwyższe wartości CV odnotowano w Grecji (11,6%), Chorwacji (7,6%), Włoszech (7,6%) i Hiszpanii (7,3%). W tych krajach zmienność nie oznaczała niestabilności, lecz odzwierciedlała trwale przesunięcie poziomu wskaźnika w górę. Wyjątkiem była Rumunia, gdzie wskaźnik zatrudnienia obniżył się z 55,2% do 53,1% (-2,1 p.p.).



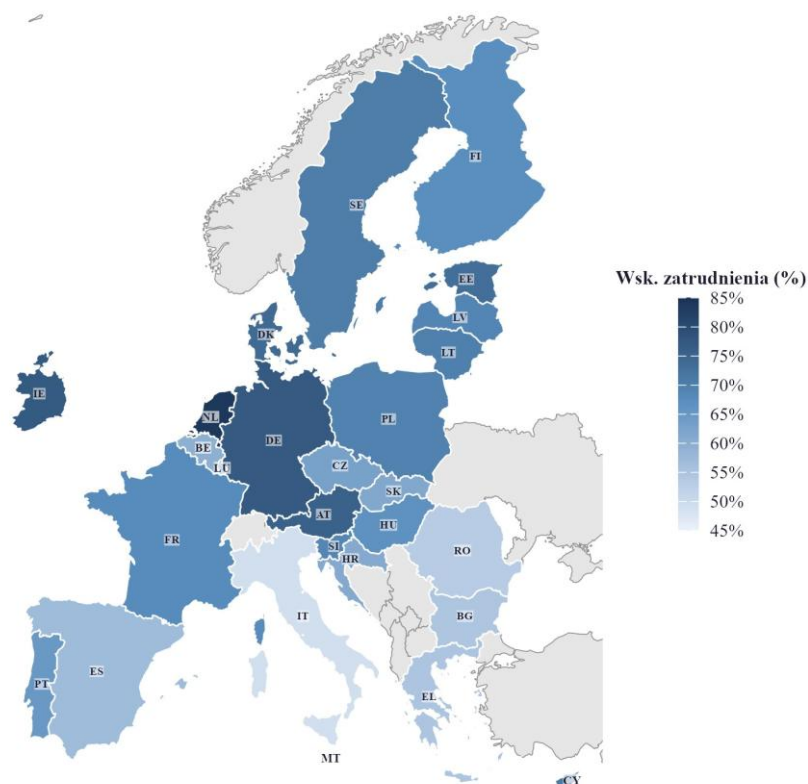
Mapa 4.1. Średnia wartość wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 w latach 2014–2024

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu (yth_empl_010) oraz granic administracyjnych Eurostat/GISCO, NUTS 0, WGS84 (EPSG:4326).



Mapa 4.2. Wskaźnik zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 – rok 2014

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu (yth_empl_010) oraz granic administracyjnych Eurostat/GISCO, NUTS 0, WGS84 (EPSG:4326).



Mapa 4.3. Wskaźnik zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 – rok 2024

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu (yth_empl_010) oraz granic administracyjnych Eurostat/GISCO, NUTS 0, WGS84 (EPSG:4326).

Rozkład przestrzenny wskaźnika zatrudnienia ujawnia wyraźny gradient geograficzny: najwyższe wartości skupiają się w krajach Europy Północnej i Zachodniej oraz na Malcie, najniższe – w krajach Europy Południowej i części krajów Europy Środkowo-Wschodniej (mapy 4.1–4.3). Porównanie mapy 4.2 (rok 2014) z mapą 4.3 (rok 2024) wskazuje na ogólne rozjaśnienie barwy we wszystkich krajach, co odzwierciedla wzrost wskaźnika w całej próbie, przy jednoczesnym zachowaniu względnej hierarchii krajów – kraje o najniższych wartościach w 2014 roku pozostawały na dolnych pozycjach również w 2024 roku.

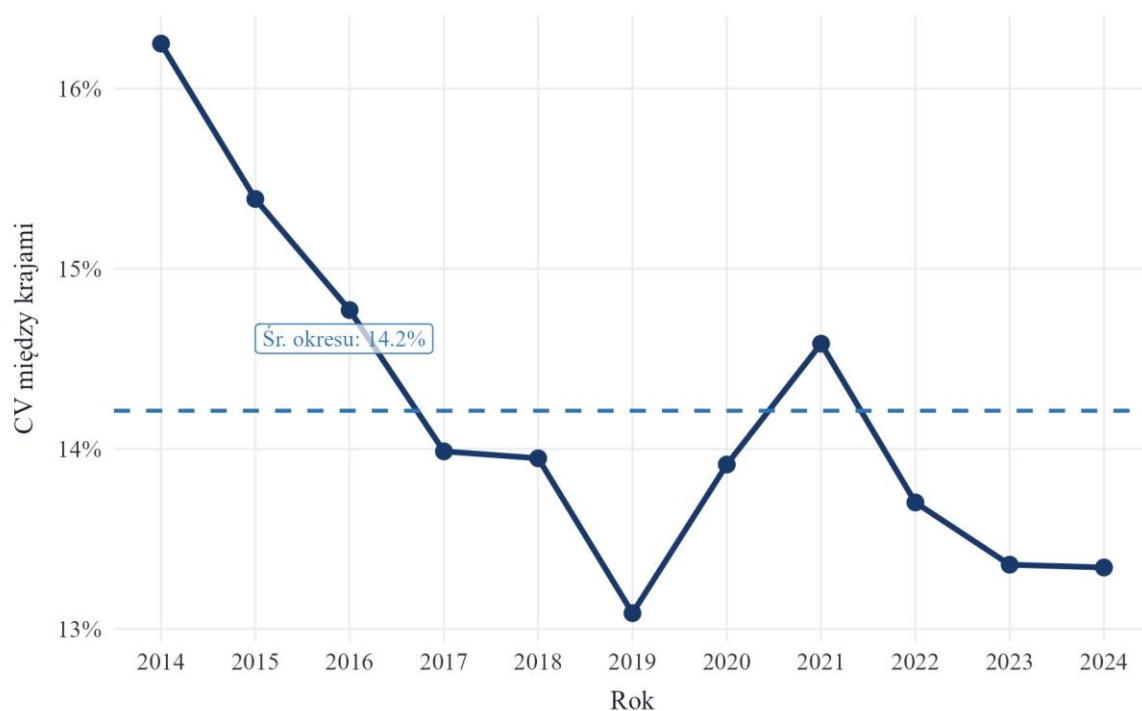
Tabela 4.3. Dekompozycja zmienności wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w latach 2014–2024

Składnik zmienności	SS	df	Wariancja	CV (%)	Udział SS (%)
Międzypaństwowy	22 711,43	26	873,52	46,07	89,59
Wewnątrzpaństwowy	2 639,79	270	9,78	4,87	10,41
Łącznie	25 351,22	296	85,65	–	100,00

Uwaga: SS – suma kwadratów odchyień; df – stopnie swobody; CV – współczynnik zmienności; wariancja = SS/df; CV = ($\sqrt{\text{wariancja}} / \text{średnia ogólna}$) \times 100, gdzie średnia ogólna wynosi 64,15%. Uwaga metodologiczna: współczynnik zmienności w tabeli 4.3 odnosi się do wariancji składników dekompozycji i nie jest tożsamy z rocznym przekrojowym współczynnikiem zmienności prezentowanym w tabeli 4.1.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

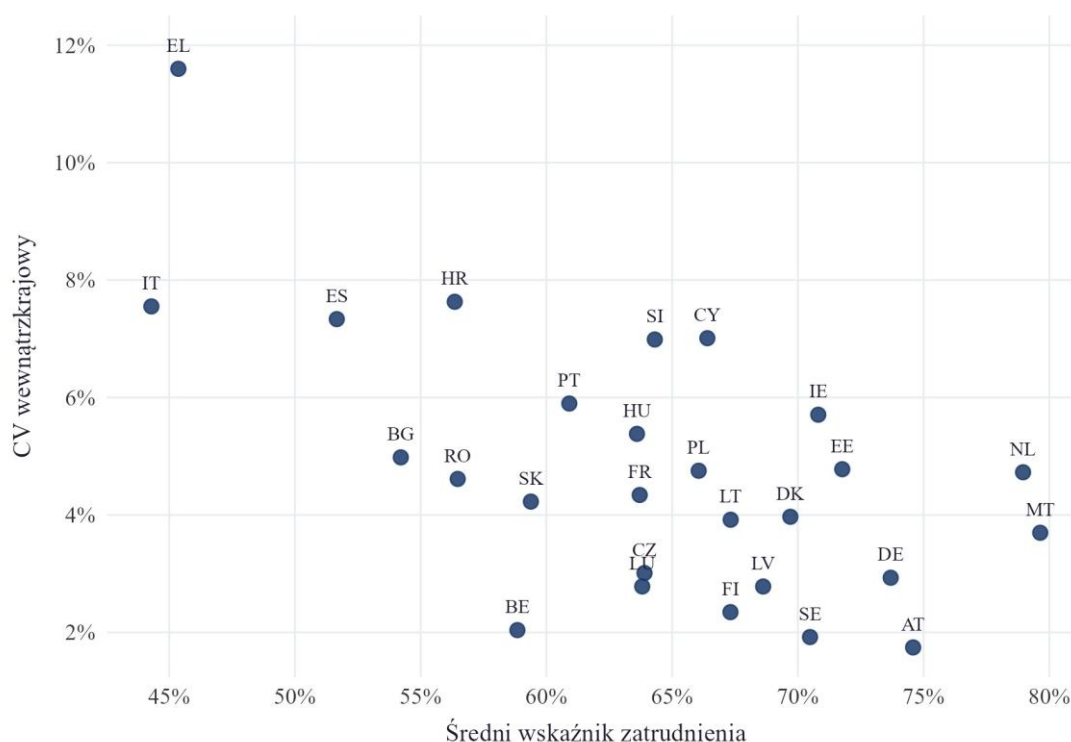
Zróznicowanie wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 miało w przeważającym stopniu charakter międzykrajowy – 89,59% sumy kwadratów odchyleń przypadało na składnik międzykrajowy, a jedynie 10,41% na składnik wewnątrz krajowy. Trwałość tej struktury – odporna na szok pandemiczny – stanowi punkt wyjścia do analizy makroekonomicznych uwarunkowań wskaźnika zatrudnienia przeprowadzonej w kolejnych podrozdziałach.



Rysunek 4.2. Przekrojowy współczynnik zmienności wskaźnika zatrudnienia między krajami UE-27 w latach 2014–2024

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu (yth_empl_010).

Przekrojowy współczynnik zmienności między krajami zmniejszał się w czasie – z 16,25% w 2014 roku do 13,34% w 2024 roku, przy średniej dla całego okresu wynoszącej 14,2% (rys. 4.2). Zmienność wewnątrz krajowa przyjmowała odmienne wartości niż przeciętny poziom wskaźnika: najwyższe CV wewnątrz krajowe odnotowano w Grecji (11,6%), Chorwacji i Włoszech (po 7,6%), co wynikało z największych wzrostów wskaźnika w tych krajach, a nie z niestabilności. Najniższą zmienność wykazały Austria (1,7%), Szwecja (1,9%) i Belgia (2,0%).

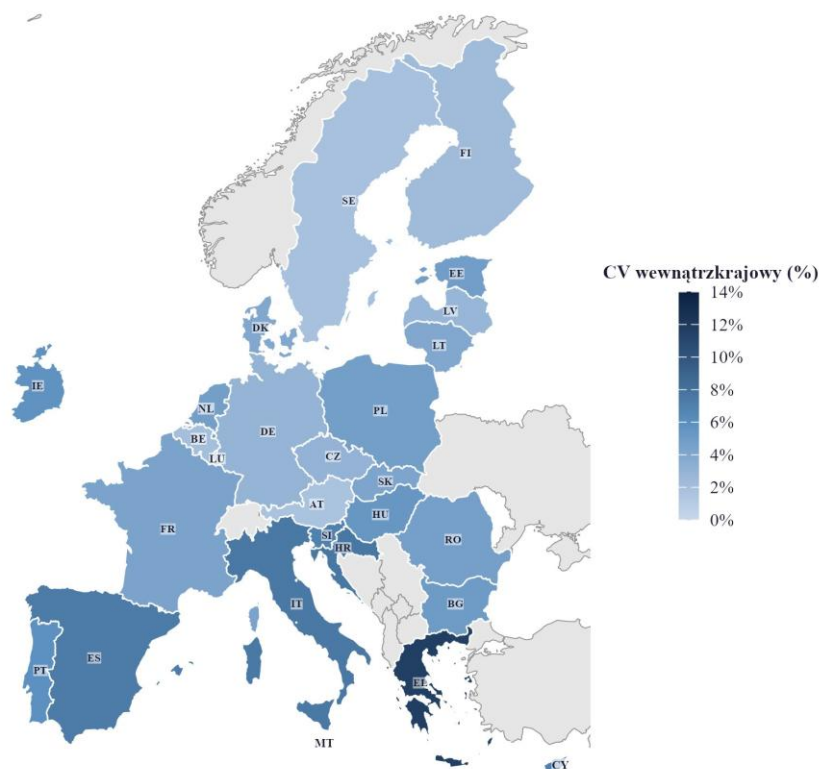


Rysunek 4.3. Średni wskaźnik zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat a CV wewnątrz krajowy – kraje UE-27 w latach 2014–2024

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu (yth_empl_010).

Relacja między średnim poziomem wskaźnika zatrudnienia a zmiennością wewnątrz krajową wskazuje, że kraje o najwyższych przeciętnych wartościach – Malta, Niderlandy, Austria, Niemcy i Szwecja – charakteryzowały się relatywnie stabilnym przebiegiem zmian w czasie (rys. 4.3). Odmienny wzorzec występował w Grecji, Włoszech, Hiszpanii i Chorwacji, gdzie niższym średnim poziomom zatrudnienia towarzyszyła wyższa zmienność wewnątrz krajowa, odzwierciedlająca przede wszystkim znaczną poprawę wskaźnika w latach 2014–2024, a nie utrzymywanie się niestabilnych wahań rocznych (mapa 4.4).

Zróznicowanie wskaźnika zatrudnienia między krajami UE-27 miało charakter trwały i strukturalny – niezależnie od fazy koniunktury hierarchia krajów pozostawała względnie stabilna przez cały analizowany okres. Pandemia COVID-19 wywołała przejściowe obniżenie wskaźnika w 2020 roku, jednak już w 2022 roku przeciętny poziom przewyższył wartości sprzed pandemii, a układ krajów o najwyższych i najniższych wartościach nie uległ zmianie. Dominacja składnika międzykrajowego nad zmiennością wewnątrz krajową – potwierdzona dekompozycją wariancji – wskazuje, że trwałe cechy strukturalne poszczególnych państw, a nie krótkookresowe fluktuacje koniunkturalne, kształtują poziom wskaźnika zatrudnienia osób w analizowanej grupie wiekowej.



Mapa 4.4. Wewnątrz krajowy współczynnik zmienności wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 w latach 2014–2024

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu (yth_empl_010) oraz granic administracyjnych Eurostat/GISCO, NUTS 0, WGS84 (EPSG:4326).

4.2. Zmienne objaśniające i ich wstępna charakterystyka

Wyjściowy zbiór obejmował 35 zmiennych kandydujących do roli zmiennych objaśniających. W odróżnieniu od rozdziału 3, w którym zbiór predyktorów obejmował zmienne makroekonomiczne, społeczne i demograficzne odnoszące się bezpośrednio do osób w wieku 20–29 lat, w niniejszym rozdziale ograniczono się wyłącznie do zmiennych charakteryzujących uwarunkowania makroekonomiczne i strukturalne. Decyzja ta wynika z dwóch przesłanek. Po pierwsze, zmienne społeczno-demograficzne dotyczące grupy docelowej – takie jak deprivacja materialna czy zamieszkiwanie z rodzicami – są strukturalnie powiązane z aktywnością zawodową i ich włączenie do modelu opisującego wskaźnik zatrudnienia rodziłoby ryzyko endogeniczności. Po drugie, wskaźnik NEET jest definicyjnie komplementarny do wskaźnika zatrudnienia, co czyni jego zastosowanie w tej analizie merytorycznie nieuzasadnionym. Z tego względu w rozdziale 4 nie przeprowadzono analizy wrażliwości z wykorzystaniem wskaźnika NEET.

Tabela 4.4. Wyjściowy zbiór zmiennych objaśniających rozważanych w analizie wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat (M = 35)

Obszar	Kod zmiennej	Opis zmiennej	Jednostka	Źródło danych
Handel i inwestycje	EXPORTS	Eksport towarów i usług (% PKB)	% PKB	Eurostat
	FDI	Bezpośrednie inwestycje zagraniczne (% PKB)	% PKB	Bank Światowy
	GFCF	Nakłady brutto na środki trwałe (% PKB)	% PKB	Eurostat
	IMPORTS	Import towarów i usług (% PKB)	% PKB	Bank Światowy
	REMITTANCES	Przekazy pieniężne migrantów (% PKB)	% PKB	Bank Światowy
PKB i koniunktura gospodarcza	GDP_DEFLATOR	Deflator PKB (indeks)	indeks	Bank Światowy
	GDP_DEFL_ADJ	Deflator PKB – seria łączona (indeks)	indeks	Bank Światowy
	GDP_DEFL_GROWTH	Inflacja – deflator PKB (%)	%, r/r	Bank Światowy
	GDP_DEFL_GROWTH_ADJ	Inflacja – deflator PKB, seria łączona (%)	%, r/r	Bank Światowy
	GDP_GROWTH	PKB – roczna stopa wzrostu w cenach stałych (%)	%, r/r	Bank Światowy
	GDP_PC_GROWTH	PKB per capita – roczna stopa wzrostu (%)	%, r/r	Bank Światowy
	GDP_VOLUME	PKB – wolumeny łańcuchowe (indeks 2020=100)	indeks (2020=100)	Eurostat
	GNI_GROWTH	DNB – roczna stopa wzrostu (%)	%, r/r	Bank Światowy
	HICP_INDEX	Indeks HICP (2015=100)	indeks	Eurostat
	HICP_INFLATION	Inflacja HICP – średnioroczna stopa zmian (%)	%	Eurostat
Wskaźniki rynku pracy	EMP_RATE_15_64	Wskaźnik zatrudnienia 15–64 lat (%)	%	Eurostat
	EMP_RATE_LFS	Wskaźnik zatrudnienia 15–64 lat (BAEL, %)	%	Eurostat
	GENDER_EMP_GAP	Luka zatrudnienia kobiet i mężczyzn (p.p.)	p.p.	Eurostat
	LT_UNEMP_15_29	Długotrwałe bezrobocie 15–29 lat (%)	%	Eurostat
	LT_UNEMP_20_29	Długotrwałe bezrobocie 20–29 lat (%)	%	Eurostat
	TEMP_EMP_15_29	Zatrudnienie tymczasowe 15–29 lat (%)	%	Eurostat
	TEMP_EMP_15_64	Zatrudnienie tymczasowe 15–64 lat (%)	%	Eurostat
	VACANCY_RATE	Wskaźnik wakatów (%)	%	Eurostat
Zmienne fiskalne i wydatki rządowe	GOV_CONS_GDP	Konsumpcja rządowa (% PKB)	% PKB	Bank Światowy
	GOV_CONS_PC_EU	Konsumpcja rządowa per capita (% średniej UE-27)	% śr. UE-27	Eurostat
	PUBLIC_DEBT	Dług publiczny brutto sektora S13 (% PKB)	% PKB	Eurostat
Zmienne strukturalne i produktywnościowe	GVA_AGRICULTURE	Udział rolnictwa w WDB (% PKB)	% PKB	Eurostat
	GVA_CONSTRUCTION	Udział budownictwa w WDB (% PKB)	% PKB	Eurostat
	GVA_INDUSTRY	Udział przemysłu (NACE B-E) w WDB (% PKB)	% PKB	Eurostat
	GVA_TOTAL	Wartość dodana brutto ogółem (% PKB)	% PKB	Eurostat
	INDUSTRY_TOTAL	Przemysł z budownictwem (% PKB)	% PKB	Bank Światowy
	LABOR_PROD_GROWTH_3Y	Wzrost produktywności pracy (3-letnia stopa, %)	%, 3 lata	Eurostat
	LABOR_PROD_REAL	Realna produktywność pracy na godz. (indeks 2015=100)	indeks (2015=100)	Eurostat
	MANUFACTURING	Przetwórstwo przemysłowe (% PKB)	% PKB	Bank Światowy
	ULC_NOMINAL	Nominalne jednostkowe koszty pracy (indeks 2015=100)	indeks (2015=100)	Eurostat

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat oraz Banku Światowego.

W tabeli 4.5 zestawiono statystyki opisowe wszystkich 35 zmiennych kandydujących, obliczone na danych przed imputacją. Dla każdej zmiennej podano liczbę dostępnych obserwacji (M), współczynnik zmienności międzykrajowej (CV między.) oraz wewnątrz krajowej (CV wewn.), obliczone na podstawie jednoczynnikowej dekompozycji sumy kwadratów z czynnikiem grupującym: kraj. Metodyka obliczania obu miar jest identyczna z zastosowaną w podrozdziale 3.2.

Tabela 4.5. Statystyki opisowe zmiennych objaśniających – dane przekrojowo-czasowe, UE-27, 2014–2024 (M = 35)

Zmienna	Jednostka	M	CV międzykrajowy (%)	CV wewnątrz krajowy (%)
GDP_GROWTH	%, r/r	286	57,33	135,65
GDP_PC_GROWTH	%, r/r	286	66,25	151,09
GNI_GROWTH	%, r/r	271	50,30	128,47
GDP_VOLUME	indeks	297	3,34	9,33
HICP_INFLATION	%	297	36,01	128,91
HICP_INDEX	indeks	297	3,81	11,44
GDP_DEFLATOR	indeks	286	25,53	14,61
GDP_DEFL_GROWTH	%, r/r	286	44,29	87,25
PUBLIC_DEBT	% PKB	297	55,66	11,09
GOV_CONS_GDP	% PKB	265	15,47	4,80
GOV_CONS_PC_EU	% śr. UE-27	297	64,54	6,95
EXPORTS	% PKB	297	52,71	8,00
IMPORTS	% PKB	286	46,54	9,38
FDI	% PKB	286	253,22	762,72
REMITTANCES	% PKB	286	92,27	21,84
GFCF	% PKB	297	15,37	11,64
GVA_AGRICULTURE	% PKB	297	51,92	13,30
GVA_INDUSTRY	% PKB	297	34,01	7,51
GVA_CONSTRUCTION	% PKB	297	25,83	9,04
GVA_TOTAL	% PKB	297	2,50	0,77
INDUSTRY_TOTAL	% PKB	286	25,97	5,71
MANUFACTURING	% PKB	275	38,77	9,35
LABOR_PROD_REAL	indeks	297	4,88	6,46
LABOR_PROD_GROWTH_3Y	%, 3 lata	297	88,44	97,01
ULC_NOMINAL	indeks	297	9,15	14,72
VACANCY_RATE	%	187	51,88	30,42
EMP_RATE_15_64	%	297	7,78	4,28
EMP_RATE_LFS	%	297	8,21	4,36
TEMP_EMP_15_29	%	297	57,17	14,51
TEMP_EMP_15_64	%	297	54,63	17,80
GENDER_EMP_GAP	p.p.	297	54,08	14,30
LT_UNEMP_15_29	%	293	94,59	56,78
LT_UNEMP_20_29	%	289	94,30	57,29
GDP_DEFL_ADJ	indeks	286	25,53	14,61
GDP_DEFL_GROWTH_ADJ	%, r/r	286	44,29	87,25

Uwaga: M – liczba dostępnych obserwacji dla danej zmiennej przed imputacją; SD – odchylenie standardowe; CV międzykrajowy – relacja odchylenia standardowego średnich krajowych do średniej ogólnej, pomnożona przez 100; CV wewnątrz krajowy – średni ważony współczynnik zmienności obliczony dla szeregów rocznych poszczególnych krajów.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat oraz Banku Światowego.

Analiza statystyk opisowych ujawnia wyraźne zróżnicowanie struktury zmienności. Zmienne o dominacji zróżnicowania międzykrajowego (CV między. > 50%) to dług publiczny (55,66%), konsumpcja rządowa per capita (64,54%), eksport (52,71%), przekazy

migrantów (92,27%) oraz luka zatrudnienia kobiet i mężczyzn (54,08%). Zmienne o wyjątkowo wysokiej zmienności wewnątrz krajowej (CV wewn. > 100%) to bezpośrednie inwestycje zagraniczne (762,72%), PKB per capita (151,09%), dynamika PKB (135,65%), inflacja HICP (128,91%) i DNB (128,47%) – wartości te odzwierciedlają skoki koniunkturalne związane z pandemią COVID-19 w 2020 roku i szokiem inflacyjnym lat 2021–2022. Na podstawie analizy kompletności danych, struktury zmienności oraz przesłanek merytorycznych z dalszej analizy wykluczono 26 zmiennych. Zastosowano cztery kryteria wykluczenia (tab. 4.6).

Tabela 4.6. Wyjściowe zmienne objaśniające wykluczone z dalszej analizy – przegląd przesłanek merytorycznych

Kod zmiennej	Powód wykluczenia	Braki danych (%)
HICP_INDEX	Wariant poziomowy zmiennej HICP_INFLATION; nadmiarowy przy obecności HICP_INFLATION	0,0
GDP_DEFLATOR	Alternatywna miara inflacji; silna korelacja z HICP_INFLATION; seria niejednorodna	3,7
GDP_DEFL_ADJ	Seria łączona deflatora PKB – identyczna z GDP_DEFLATOR po korekcie	3,7
GDP_DEFL_GROWTH	Stopa wzrostu deflatora PKB; silna korelacja z HICP_INFLATION; nadmiarowa	3,7
GDP_DEFL_GROWTH_ADJ	Seria łączona stopy wzrostu deflatora – identyczna z GDP_DEFL_GROWTH	3,7
GNI_GROWTH	Silna korelacja z GDP_GROWTH ($r > 0,90$); nadmiarowa	8,8
GDP_PC_GROWTH	Silna korelacja z GDP_GROWTH ($r > 0,98$); nadmiarowa	3,7
GDP_VOLUME	Miara poziomowa PKB; opisuje poziom, nie dynamikę	0,0
GVA_TOTAL	Wartość dodana ogółem ≈ 88 –95% PKB; brak zmienności diagnostycznej	0,0
INDUSTRY_TOTAL	Przemysł z budownictwem – pokrywa się treściowo z GVA_INDUSTRY + GVA_CONSTRUCTION	3,7
MANUFACTURING	Przetwórstwo przemysłowe – podzbiór GVA_INDUSTRY; silna korelacja	7,4
ULC_NOMINAL	Nominalne jednostkowe koszty pracy – silna korelacja z HICP_INFLATION i LABOR_PROD_REAL	0,0
GOV_CONS_GDP	Silna korelacja z GOV_CONS_PC_EU ($r \approx 0,82$); GOV_CONS_PC_EU lepszą miarą relatywną	10,8
VACANCY_RATE	Wskaźnik wakatów – 37,0% braków; nieakceptowalny poziom niekompletności próby	37,0
FDI	Ekstremalnie wysoki CV (762,7%) i wartości ujemne; brak interpretowalności	3,7
IMPORTS	Silna korelacja z EXPORTS ($r \approx 0,96$); EXPORTS zachowany jako miara otwarcia	3,7
GVA_AGRICULTURE	Udział rolnictwa $\leq 5,1\%$ PKB; niska zmienność; słaby związek ze zmienną zależną	0,0
LABOR_PROD_GROWTH_3Y	Korelacja z HICP_INFLATION i LABOR_PROD_REAL; nadmiarowa	0,0
GVA_CONSTRUCTION	Niska zmienność (CV = 26,96%); słaby i niestabilny związek ze zmienną zależną	0,0
LT_UNEMP_15_29	Długotrwałe bezrobocie 15–29 lat – ryzyko endogeniczności	1,3
LT_UNEMP_20_29	Długotrwałe bezrobocie 20–29 lat – zakres wiekowy tożsamy ze zmienną zależną	2,7
EMP_RATE_15_64	Wskaźnik zatrudnienia 15–64 lat – obejmuje grupę docelową; endogeniczność	0,0
TEMP_EMP_15_29	Zatrudnieni tymczasowo 15–29 lat – wspólna grupa wiekowa ze zmienną zależną	0,0
TEMP_EMP_15_64	Zatrudnieni tymczasowo 15–64 lat – pośrednia endogeniczność	0,0
EMP_RATE_LFS	Wskaźnik zatrudnienia 15–64 lat wg BAEL – quasi-tożsamy z EMP_RATE_15_64	0,0
GENDER_EMP_GAP	Luka zatrudnienia kobiet i mężczyzn – powiązana strukturalnie ze zmienną zależną	0,0

Źródło: opracowanie własne.

Po wykluczeniu 26 zmiennych do dalszej analizy zakwalifikowano 9 zmiennych objaśniających w pięciu obszarach tematycznych (tab. 4.7).

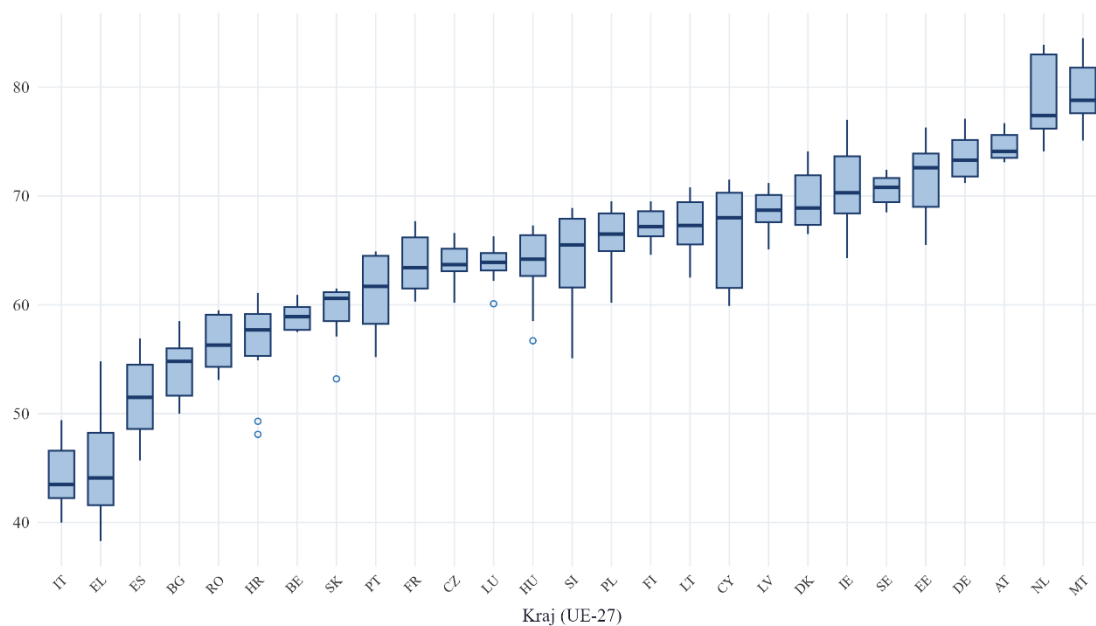
Tabela 4.7. Zmienne objaśniające uwzględnione w analizie wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat

Kategoria tematyczna	Kod zmiennej	Opis zmiennej	Główne źródło
PKB i koniunktura gospodarcza	GDP_GROWTH	PKB – roczna stopa wzrostu w cenach stałych (%)	Bank Światowy
	HICP_INFLATION	Inflacja HICP – średnioroczna stopa zmian (%)	Eurostat
Finanse publiczne i wydatki rządowe	PUBLIC_DEBT	Dług publiczny brutto sektora S13 (% PKB)	Eurostat
	GOV_CONS_PC_EU	Konsumpcja rządowa per capita (% średniej UE-27)	Eurostat
Handel i inwestycje	EXPORTS	Eksport towarów i usług (% PKB)	Eurostat
	GFCF	Nakłady brutto na środki trwałe (% PKB)	Eurostat
	REMITTANCES	Przekazy pieniężne migrantów (% PKB)	Bank Światowy
Struktura gospodarki	GVA_INDUSTRY	Udział przemysłu (NACE B-E) w WDB (% PKB)	Eurostat
Produktywność	LABOR_PROD_REAL	Realna produktywność pracy na godz. (indeks 2015=100)	Eurostat

Źródło: opracowanie własne.

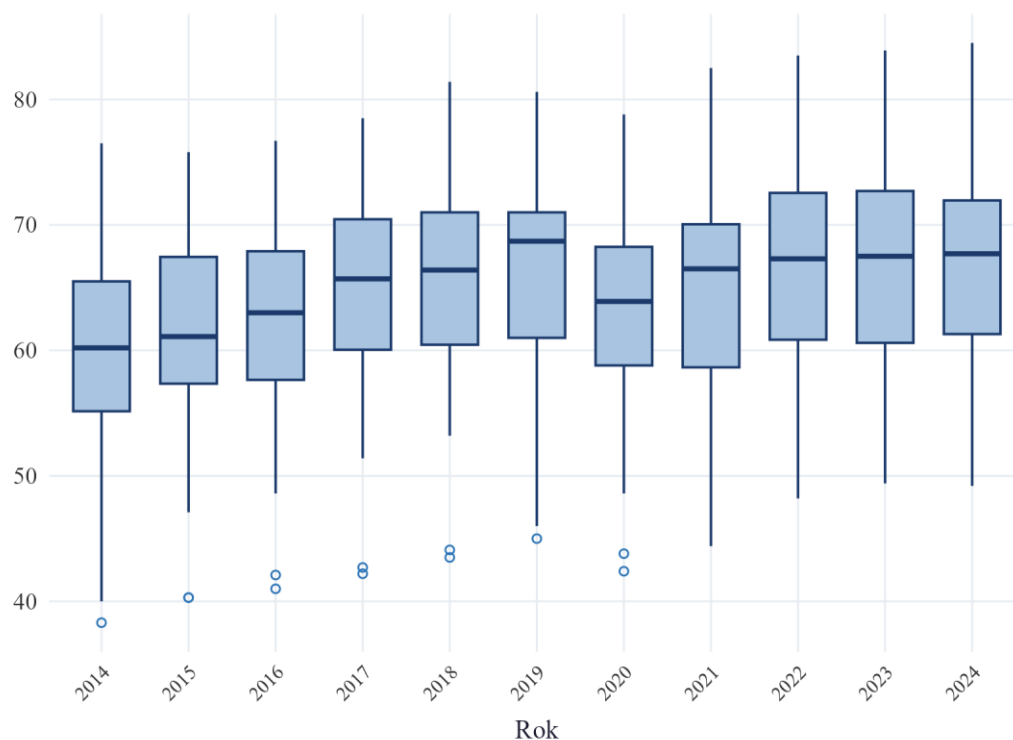
W celu wizualnej oceny struktury zmienności wybrano trzy zmienne reprezentujące różne typy uwarunkowań: wskaźnik zatrudnienia jako zmienną zależną, dług publiczny jako zmienną o dominacji zróżnicowania międzykrajowego oraz udział przemysłu jako zmienną strukturalną.

Wskaźnik zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat wykazuje wyraźne zróżnicowanie między krajami przy ograniczonej zmienności wewnątrz krajowej (rys. 4.4a). Uszeregowanie krajów według rosnącej mediany ujawnia stopniowe przejście od wartości poniżej 45% (Włochy, Grecja) do wartości przekraczających 78% (Niderlandy, Malta), przy czym rozstęp międzykwartyłowy pozostaje relatywnie wąski dla większości państw, co wskazuje na trwałość hierarchii krajów w całym analizowanym okresie. Pojedyncze obserwacje odstające widoczne dla Chorwacji, Słowenii i Węgier odpowiadają latom 2014–2015, kiedy wskaźnik kształtował się wyraźnie poniżej typowego poziomu dla tych krajów,



Rysunek 4.4a. Zróznicowanie wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat według krajów (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

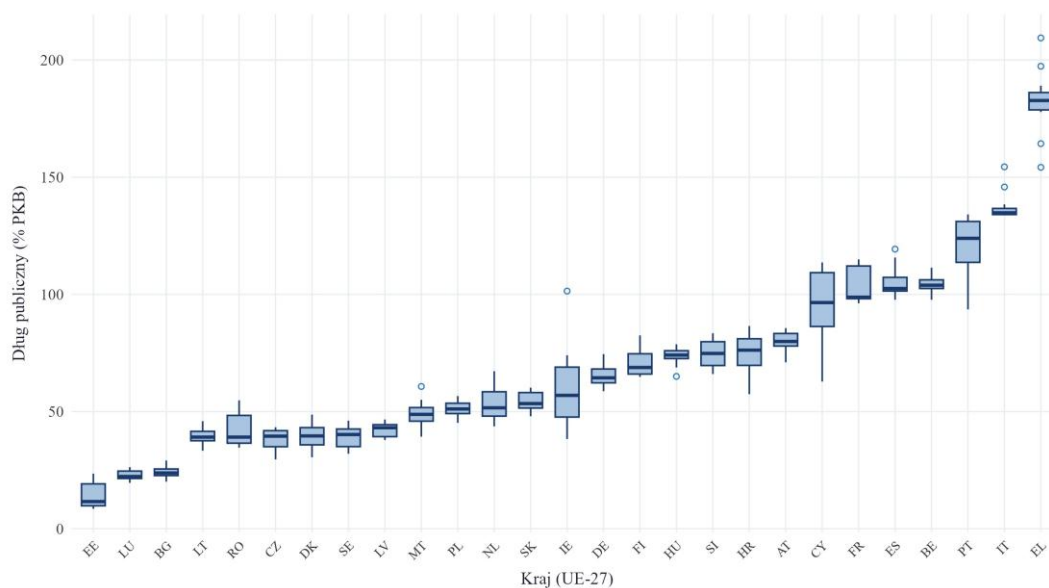


Rysunek 4.5b. Zróznicowanie wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat według lat (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

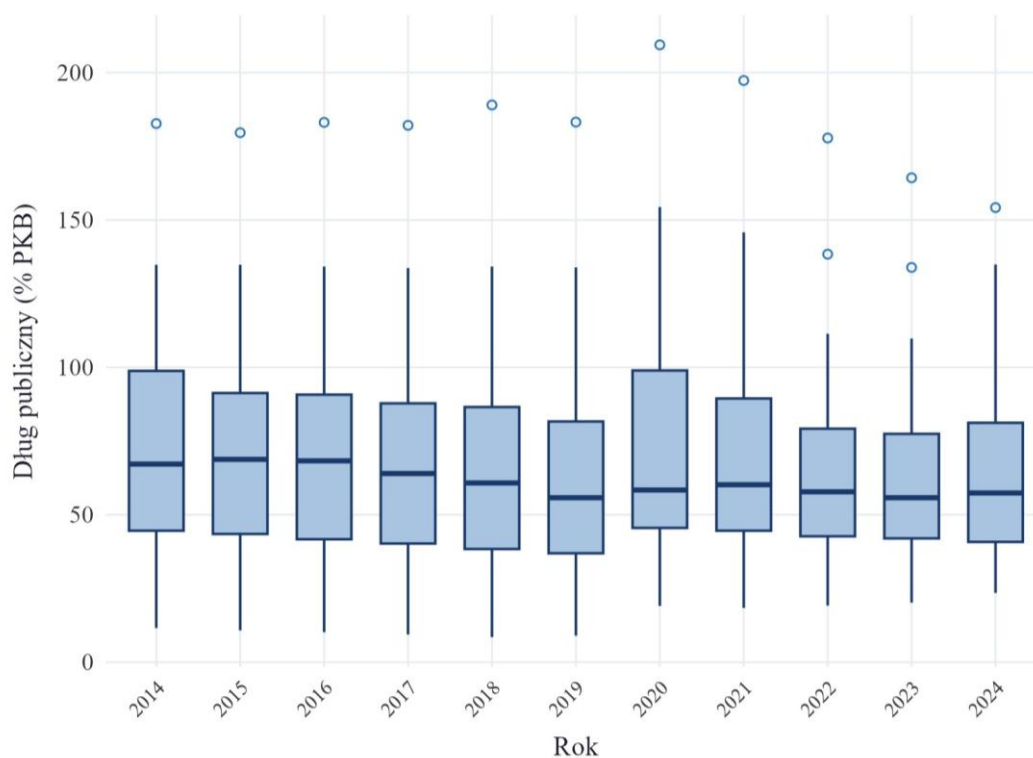
Ujęcie według lat potwierdza ogólną tendencję wzrostową mediany i obu kwartyli w całym analizowanym okresie (rys. 4.4b). Pudełka przesunęły się wyraźnie ku górze między 2014 a 2019 rokiem, w 2020 roku nastąpiło przejściowe obniżenie środka rozkładu,

po czym od 2021 roku trend wzrostowy został wznowiony. Obserwacje odstające w ujęciu rocznym odpowiadają konsekwentnie tym samym krajom Europy Południowej, co potwierdza trwały charakter ich odchylenia od mediany próby.



Rysunek 4.6a. Zróżnicowanie międzykrajowe długu publicznego w relacji do PKB według krajów (UE-27, 2014–2024)

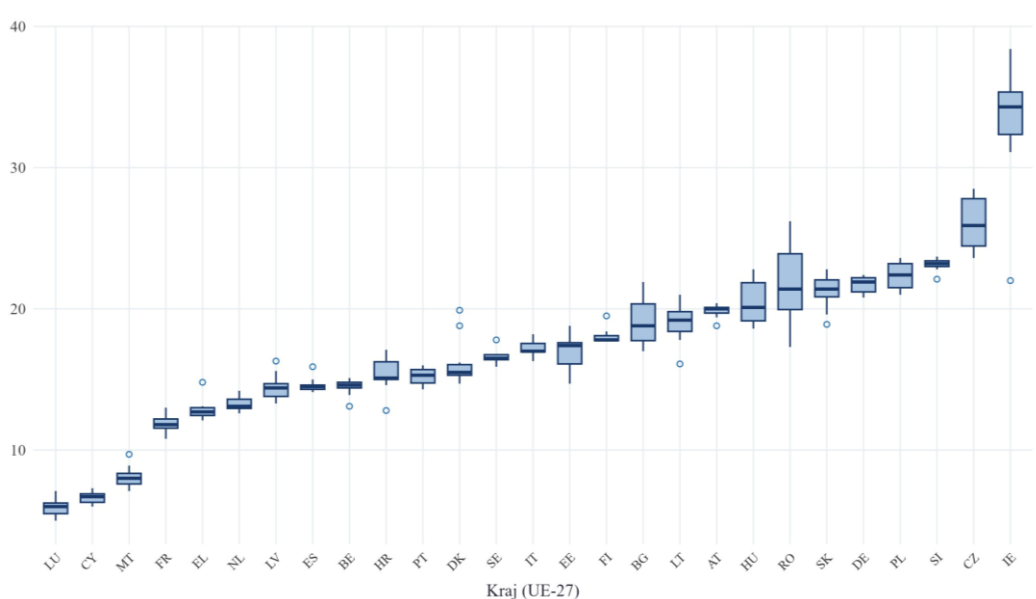
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



Rysunek 4.7b. Zróżnicowanie międzykrajowe długu publicznego w relacji do PKB według lat (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

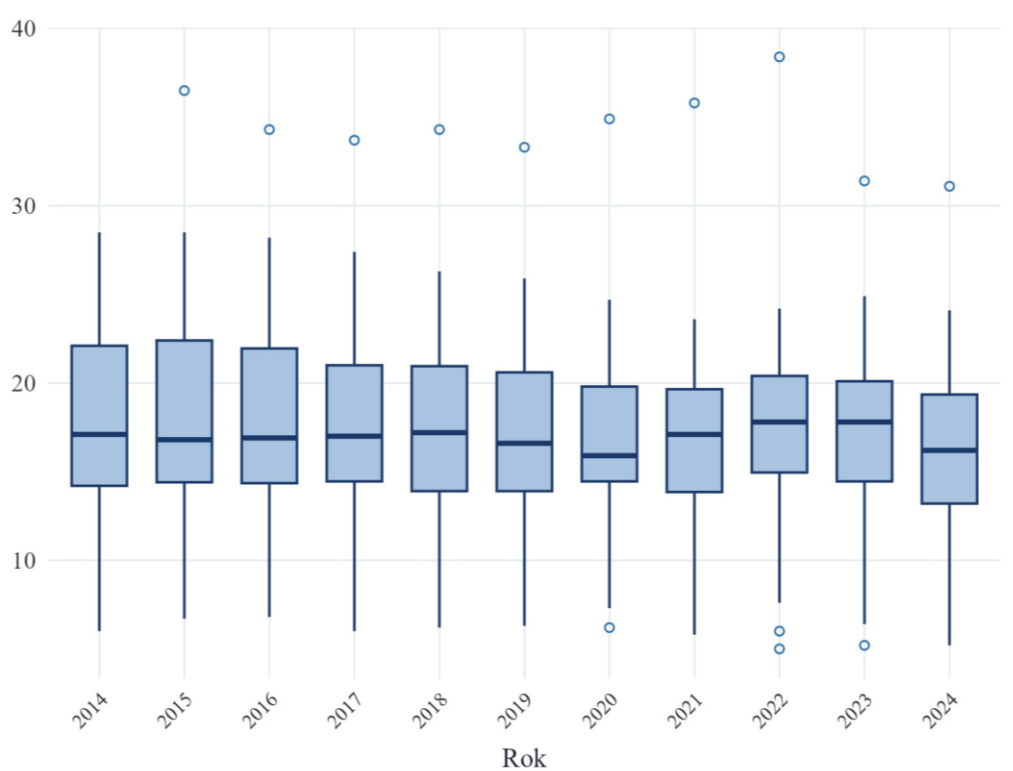
Dług publiczny (PUBLIC_DEBT) ujawnia wyraźny strukturalny wzorzec zróżnicowania między krajami (CV między. = 55,66%) przy umiarkowanej zmienności wewnątrz krajowej (CV wewn. = 11,09%; rys. 4.5a). Część państw – w szczególności Grecja, Włochy i Portugalia – utrzymywała relatywnie wysokie wartości tej zmiennej przez większość analizowanego okresu; w przypadku Grecji odnotowano obserwacje przekraczające 200% PKB, co stanowi wartość skrajnie odstającą od mediany próby. Ujęcie według lat wskazuje na stopniowe obniżanie się typowych wartości w UE-27 w pięcioleciu 2014–2019, przejściowy wzrost w 2020 roku wywołany pandemią COVID-19 oraz powrót do tendencji spadkowej w kolejnych latach (rys. 4.5b).



Rysunek 4.8a. Zróżnicowanie międzykrajowe udziału przemysłu w WDB według krajów (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Udział przemysłu w wartości dodanej brutto (GVA_INDUSTRY) jest zmienną strukturalną o relatywnie powolnej dynamice: CV między. = 34,01%, CV wewn. = 7,51% (rys. 4.6a). Najwyższe wartości odnotowano w Czechach, Słowenii i Polsce; Irlandia stanowi przypadek szczególny – ekstremalnie wysoka wartość udziału przemysłu wynika ze specyfiki statystycznej tamtejszej gospodarki, w której przychody multinationów korporacji istotnie zawyżają agregaty PKB. Najniższe wartości odnotowano na Cyprze i w Luksemburgu.



Rysunek 4.9b. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika udziału przemysłu w WDB według lat (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Ujęcie według lat wskazuje na stabilność mediany i rozstępu międzykwartylowego w całym analizowanym okresie, przy jednoczesnym pojawianiu się obserwacji odstających w poszczególnych latach odpowiadających Irlandii (rys. 4.6b) – co jest zgodne z długookresowym procesem deindustrializacji w części krajów europejskich (Grömling i in., 2023).

Wstępną diagnostykę współzależności przeprowadzono na podstawie korelacji Pearsona w trzech ujęciach: dla danych łączonych (pooled), dla komponentu międzykrajowego (między.) oraz dla komponentu wewnątrz krajowego (wewn.). Metodykę obliczania tych miar przedstawiono w podrozdziale 3.2. Korelacje mają charakter wyłącznie eksploracyjny i nie stanowią podstawy do wnioskowania przyczynowego.

Najsilniejszą ujemną korelację ze wskaźnikiem zatrudnienia wykazuje dług publiczny ($r_{\text{pooled}} = -0,564$; tab. 4.8), przy zbliżonej sile w obu komponentach ($r_{\text{między.}} = -0,572$; $r_{\text{wewn.}} = -0,516$). Wskazuje to, że wyższy poziom zadłużenia publicznego współwystępuje z niższym wskaźnikiem zatrudnienia zarówno w wymiarze trwałych różnic między krajami, jak i w zmianach wewnątrz krajowych.

Tabela 4.8. Korelacje Pearsona zmiennych objaśniających ze wskaźnikiem zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat (UE-27, 2014–2024)

Zmienna	Opis	r dla danych łączonych	r międzykrajowe	r wewnątrz krajowe
PUBLIC DEBT	Dług publiczny (% PKB)	-0,564	-0,572	-0,516
GFCF	Nakłady brutto na środki trwałe (% PKB)	0,364	0,429	0,216
GOV_CONS_PC_EU	Konsumpcja rządowa per capita (% średniej UE-27)	0,350	0,366	0,165
EXPORTS	Eksport towarów i usług (% PKB)	0,341	0,338	0,500
HICP_INFLATION	Inflacja HICP – średnioroczna stopa zmian (%)	0,189	0,143	0,493
LABOR_PROD_REAL	Realna produktywność pracy (indeks 2015=100)	0,176	0,106	0,448
REMITTANCES	Przekazy pieniężne migrantów (% PKB)	-0,157	-0,174	0,022
GDP_GROWTH	PKB – roczna stopa wzrostu (%)	0,065	0,134	0,054
GVA_INDUSTRIY	Udział przemysłu w WDB (% PKB)	0,014	0,019	-0,047

Uwaga: r dla danych łączonych oznacza korelację obliczoną na pełnym zbiorze obserwacji kraj-rok; r międzykrajowe oznacza korelację obliczoną na średnich krajowych; r wewnątrz krajowe oznacza korelację obliczoną na odchyleniach od średnich krajowych. Korelacje mają charakter diagnostyczny i nie powinny być interpretowane jako zależności przyczynowe. Tabela posortowana malejąco według bezwzględnej wartości korelacji dla danych łączonych.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat oraz Banku Światowego.

Szczególnie istotne diagnostycznie są zmienne, dla których korelacja wewnątrz krajowa istotnie przekracza korelację międzykrajową. Eksport wykazuje słabą korelację międzykrajową (r między. = 0,338), natomiast wyraźnie silniejszą korelację wewnątrz krajową (r wewn. = 0,500). Analogiczny wzorzec dotyczy inflacji HICP (r wewn. = 0,493 wobec r między. = 0,143) oraz produktywności pracy (r wewn. = 0,448 wobec r między. = 0,106). Wyniki te wskazują, że znaczenie tych zmiennych ujawnia się przede wszystkim w dynamice w obrębie krajów.

Przekazy pieniężne migrantów (REMITTANCES) wykazują rozbieżne kierunki korelacji: ujemną między krajami (r między. = -0,174) i zerową wewnątrz krajową (r wewn. = 0,022). Dynamika PKB i udział przemysłu wykazują słabe korelacje we wszystkich trzech ujęciach, co nie wyklucza ich znaczenia w modelach wielowymiarowych po uwzględnieniu pozostałych zmiennych. Uzyskane wyniki potwierdzają zasadność zastosowania modeli panelowych kontrolujących trwałe różnice między krajami.

Uzyskane wyniki potwierdzają zasadność zastosowania modeli panelowych kontrolujących trwałe różnice między krajami. Pełne macierze korelacji oraz mapy ciepła dla danych łączonych, komponentu międzykrajowego i komponentu wewnątrz krajowego zamieszczono w załączniku 3 i 4.

4.3. Modele zależności wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27

4.3.1. Koncepcja modelowania

Modele zatrudnienia oszacowano dla 26 krajów UE-27, po wyłączeniu Malty ze względu na brak danych dla wszystkich lat obserwacji dla zmiennych GDP_GROWTH i REMITTANCES – braki te nie mogły zostać uzupełnione procedurą imputacyjną opisaną w podrozdziale 2.7, ponieważ dla Malty nie istniała żadna obserwacja stanowiąca punkt odniesienia dla interpolacji ani metody LOCF/LOCB. Ograniczenie to dotyczy wyłącznie części modelowej; Malty nie wykluczono z analizy opisowej w podrozdziałach 4.1 i 4.2.

W odróżnieniu od rozdziału 3, w którym selekcji zmiennych dokonano metodą LASSO, w analizie wskaźnika zatrudnienia zastosowano wyłącznie selekcję merytoryczną. Wynika to z dwóch przesłanek. Po pierwsze, po wykluczeniach w zbiorze pozostało 9 zmiennych o wyraźnym uzasadnieniu ekonomicznym – liczba ta nie uzasadnia zastosowania regularyzacji. Po drugie, część zmiennych makroekonomicznych wykazuje silne wzajemne korelacje, które zostały usunięte na etapie wykluczeń merytorycznych, a nie poprzez automatyczną procedurę regularyzacyjną.

Zmienne do opóźnień ($t-1$): nakłady inwestycyjne (GFCF), dług publiczny (PUBLIC_DEBT), konsumpcja rządowa per capita (GOV_CONS_PC_EU) oraz przekazy migrantów (REMITTANCES). Uzasadnienie metodologiczne jest analogiczne jak w podrozdziale 2.6 – efekty inwestycji, impulsy fiskalne i transfery zagraniczne oddziałują na rynek pracy z opóźnieniem. Procedura estymacji i wyboru modelu optymalnego jest identyczna z opisaną w podrozdziale 2.3 (GLM) i 2.4 (FE, Mundlak). Próba modelowa: $N = 26 \text{ krajów} \times 11 \text{ lat} = 286 \text{ obserwacji}$ (bez opóźnień) lub 260 obserwacji (z opóźnieniami $t-1$).

4.3.2. Wybór specyfikacji modelu GLM

Analogicznie do analizy przeprowadzonej w rozdziale 3, zastosowano ramę uogólnionych modeli liniowych umożliwiającą systematyczne porównanie wariantów różniących się rodziną rozkładu i funkcją łączącą. Szczegółowy opis specyfikacji GLM oraz procedura wyboru optymalnej postaci funkcjonalnej na podstawie kryterium BIC przedstawiono w podrozdziale 2.3.

Tabela 4.9. Porównanie wariantów konstrukcyjnych modelu GLM – miary dopasowania

Specyfikacja	Opóźnienia	k	n	AIC	BIC	RMSE
Gauss – tożsamościowa	Nie	33	286	1314,39	1438,69	2,14
Gauss – logarytmiczna	Nie	33	286	1324,68	1448,98	2,18
Gamma – logarytmiczna	Nie	32	286	1372,03	1492,67	2,21
Gauss – tożsamościowa	Tak	32	260	1151,01	1268,52	1,95
Gauss – logarytmiczna	Tak	30	260	1158,65	1269,03	1,99
Gamma – logarytmiczna	Tak	30	260	1197,35	1307,73	2,01

Uwaga: k – liczba parametrów modelu, obejmująca zmienne wskaźnikowe krajów oraz wyraz wolny. Warianty z opóźnieniami oszacowano na próbie n = 260 obserwacji, natomiast warianty bez opóźnień na próbie n = 286 obserwacji. Zmienna zależna: wskaźnik zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 w latach 2014–2024. Wariant wybrany do dalszej analizy wyróżniono pogrubieniem.

Źródło: opracowanie własne.

Porównanie wariantów w grupie modeli z opóźnieniami wskazuje, że najniższą wartość BIC uzyskał model z rozkładem Gaussa i tożsamościową funkcją łączącą (BIC = 1 268,52; AIC = 1 151,01; RMSE = 1,95; tab. 4.9). Różnica BIC między tym wariantem a modelem Gaussa z logarytmiczną funkcją łączącą wynosi jedynie 0,51 jednostki; wszystkie pomocnicze miary dopasowania potwierdzają lekką przewagę wariantu tożsamościowego. Ponadto funkcja tożsamościowa pozwala na bezpośrednią interpretację współczynników w punktach procentowych, co zapewnia porównywalność z wynikami modelu efektów stałych i modelu Mundlaka. Porównanie modeli z opóźnieniami i bez opóźnień przeprowadzono w obrębie każdej z grup oddzielnie, ze względu na różną liczebność prób.

4.3.3. Wyniki modelu GLM

Oszacowany model GLM z rozkładem Gaussa, tożsamościową funkcją łączącą oraz opóźnieniami zmiennych objaśniających przyjmuje postać:

$$\hat{\mu}_{it} = 72,84 + 0,20 \cdot HICP_INFLATION_{it} + 0,05 \cdot LABOR_PROD_REAL_{it} + 0,08 \cdot EXPORTS_{it} + 0,10 \cdot GFCF_{it} - 0,14 \cdot PUBLIC_DEBT_{it} + 0,84 \cdot REMITTANCES_{it} + \sum_j \hat{\gamma}_j \cdot d_{ij}$$

gdzie: $\hat{\mu}_{it}$ oznacza oszacowaną wartość oczekiwaną wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w kraju i w roku t , d_{ij} – zmienną wskaźnikową kraju (kategoria referencyjna: Austria), a $\hat{\gamma}_j$ – oszacowane współczynniki przy zmiennych wskaźnikowych krajów. W procedurze eliminacji wstecznej ze specyfikacji zredukowanej wyłączone zostały zmienne GDP_GROWTH, GOV_CONS_PC_EU oraz GVA_INDUSTRY. Wszystkie współczynniki przy zmiennych objaśniających interpretuje się jako zmianę wskaźnika zatrudnienia w punktach procentowych odpowiadającą jednostkowej zmianie danej

zmiennej, przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie. Błędy standardowe grupowano na poziomie kraju.

Tabela 4.10. Współczynniki modelu GLM

Zmienna	β	SE	z	p	CI 95% dolny	CI 95% górnny	Istotność
(wyraz wolny)	72,84	8,10	8,99	<0,001	56,95	88,72	***
PUBLIC DEBT	-0,14	0,03	-4,47	<0,001	-0,20	-0,08	***
HICP INFLATION	0,20	0,06	3,18	0,0015	0,08	0,32	**
EXPORTS	0,08	0,04	2,29	0,0221	0,01	0,15	*
REMITTANCES	0,84	0,67	1,26	0,2092	-0,47	2,15	n.i.
LABOR_PROD_REAL	0,05	0,04	1,28	0,2010	-0,03	0,12	n.i.
GFCF	0,10	0,09	1,10	0,2706	-0,08	0,27	n.i.

Uwaga: β – oszacowanie parametru w skali oryginalnej zmiennej zależnej (punkty procentowe); SE – błąd standardowy grupowany na poziomie kraju; z – statystyka Walda; p – wartość p; CI 95% dolny / CI 95% górny – granice 95% przedziału ufności Walda dla parametru β . Współczynniki interpretuje się jako zmianę wskaźnika zatrudnienia w punktach procentowych odpowiadającą jednostkowej zmianie zmiennej objaśniającej, przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie (ceteris paribus). Poziomy istotności: *** p < 0,001; ** p < 0,01; * p < 0,05; n.i. – nieistotny statystycznie. Liczba obserwacji: N = 260; liczba krajów: 26.

Źródło: opracowanie własne.

Spośród sześciu zmiennych w specyfikacji zredukowanej trzy wykazują istotność statystyczną w teście Walda: dług publiczny (p < 0,001), inflacja HICP (p < 0,01) oraz eksport (p < 0,05; tab. 4.10). Trzy pozostałe – przekazy migrantów, produktywność pracy i nakłady inwestycyjne – nie osiągają istotności w teście Walda, jednak ich łączny wkład do dopasowania modelu jest potwierdzony w testach Typu I i graniczny w testach Typu III (p < 0,10). Ich utrzymanie w specyfikacji jest uzasadnione osadzeniem w literaturze empirycznej (Bayrak i Tatli, 2018; O'Reilly i in., 2015; Tomić, 2018).

Tabela 4.11. Miary dopasowania i testy diagnostyczne modelu GLM

Miara / test	Wartość	df	p
Dewiancja modelu zerowego	19 778,17	259	—
Dewiancja modelu pełnego	988,25	228	—
Parametr dyspersji (dewiancja/df)	4,33	—	—
Pseudo-R ²	0,95	—	—
AIC	1 151,01	—	—
AICc	1 160,32	—	—
BIC	1 268,52	—	—
RMSE	1,95	—	—
LogLik	-542,51	—	—
Test Shapiro-Wilka	W = 0,99	—	0,32
Test Jarque-Bera	1,16	—	0,56
Test Breuscha-Pagana	8,01	—	0,005

Uwaga: Parametr dyspersji = dewiancja modelu pełnego / liczba stopni swobody reszt; pseudo-R² oparte na redukcji dewiancji względem modelu zerowego. Liczba obserwacji: N = 260; liczba krajów: 26.

Źródło: opracowanie własne.

Model wykazuje bardzo dobre dopasowanie do danych: pseudo-R² = 0,95, RMSE = 1,95 (tab. 4.11). Reszty nie odbiegają istotnie od rozkładu normalnego (Shapiro–Wilka: p = 0,32; Jarque–Bera: p = 0,56). Test Breuscha–Pagana wskazuje na heteroskedastyczność (p = 0,005), co uzasadnia grupowanie błędów standardowych na poziomie kraju.

Tabela 4.12. Test ilorazu wiarygodności Typu I

Zmienna	df	Δ Dewiancji	Pr(>Chi)	Istotność
HICP_INFLATION	1	636,68	<0,001	***
LABOR_PROD_REAL	1	223,79	<0,001	***
EXPORTS	1	1 348,03	<0,001	***
GFCF	1	2 351,97	<0,001	***
PUBLIC_DEBT	1	3 197,55	<0,001	***
REMITTANCES	1	1 946,62	<0,001	***
Zmienne wskaźnikowe krajów (factor(geo))	25	9 085,29	<0,001	***

Uwaga: Test Typu I weryfikuje sekwencyjną zmianę dewiancji przy kolejnym dodaniu zmiennej do modelu w określonej kolejności. Δ Dewiancji – zmiana dewiancji modelu względem etapu poprzedniego; df – liczba stopni swobody; p – wartość p. Kolejność wprowadzania zmiennych do modelu odpowiada kolejności występującej w specyfikacji modelu. Poziomy istotności: *** p < 0,001.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4.13. Wyniki testu ilorazu wiarygodności Typu III

Zmienna	LR χ^2	df	p	Istotność
PUBLIC_DEBT	47,59	1	<0,001	***
HICP_INFLATION	15,67	1	<0,001	***
EXPORTS	6,06	1	0,0139	*
GFCF	3,37	1	0,0664	†
LABOR_PROD_REAL	3,32	1	0,0682	†
REMITTANCES	2,87	1	0,0902	†
Zmienne wskaźnikowe krajów (factor(geo))	2 096,07	25	<0,001	***

Uwaga: LR χ^2 – statystyka testu ilorazu wiarygodności Typu III, weryfikująca istotność każdej zmiennej w obecności wszystkich pozostałych zmiennych modelu; df – liczba stopni swobody; p – wartość p. Poziomy istotności: *** p < 0,001; * p < 0,05; † p < 0,10. Liczba obserwacji: N = 260; liczba krajów: 26.

Źródło: opracowanie własne.

Testy ilorazu wiarygodności Typu I i Typu III potwierdzają istotny wkład wszystkich zmiennych do dopasowania modelu (tab. 4.12–4.13). Najwyższą redukcję dewiancji w Typie I odnotowano dla długu publicznego ($\Delta dev = 3 197,55$) i zmiennych wskaźnikowych krajów ($\Delta dev = 9 085,29$), co potwierdza dominację zróżnicowania strukturalnego.

Współczynniki przy zmiennych wskaźnikowych krajów wskazują, że Austria należy do krajów o najwyższym poziomie wskaźnika zatrudnienia po uwzględnieniu zmiennych makroekonomicznych (tab. 4.14). Jedyne Niemcy (–0,72 p.p.; n.i.) i Niemcy (–1,20 p.p.; n.i.) nie różnią się od niej istotnie statystycznie. Najsilniejsze ujemne różnice odnotowano dla Luksemburga (–31,06 p.p.), Bułgarii (–30,11 p.p.), Rumunii (–24,81 p.p.), Chorwacji (–23,02 p.p.) i Słowacji (–22,61 p.p.). Wynik dla Czech (–18,95 p.p.) należy interpretować w kontekście kontrolowania pozostałych zmiennych – kraj o umiarkowanym wskaźniku zatrudnienia (63,90% wobec średniej UE-27 = 64,15%) uzyskuje ujemny efekt krajowy po uwzględnieniu korzystnej struktury makroekonomicznej. Wysokie bezwzględne wartości współczynników krajowych

potwierdzają dominację zróżnicowania strukturalnego, stwierdzoną w dekompozycji wariancji (89,59% składnika międzykrajowego).

Tabela 4.14. Współczynniki przy zmiennych wskaźnikowych krajów w modelu GLM – kategoria referencyjna: Austria

Kod	Kraj	β	SE	z	p	CI 95% dolny	CI 95% górnny	Istotność
NL	Niderlandy	-0,72	1,21	-0,59	0,5543	-3,09	1,66	n.i.
DE	Niemcy	-1,20	1,04	-1,15	0,2492	-3,25	0,84	n.i.
PT	Portugalia	-5,80	0,97	-6,00	<0,001	-7,69	-3,90	***
FR	Francja	-5,09	0,96	-5,28	<0,001	-6,97	-3,20	***
FI	Finlandia	-6,39	0,87	-7,34	<0,001	-8,10	-4,68	***
CY	Cypr	-8,44	1,63	-5,18	<0,001	-11,63	-5,25	***
SE	Szwecja	-9,02	1,43	-6,29	<0,001	-11,83	-6,21	***
DK	Dania	-10,17	1,42	-7,14	<0,001	-12,96	-7,38	***
EL	Grecja	-11,02	2,54	-4,34	<0,001	-16,00	-6,04	***
PL	Polska	-12,43	0,90	-13,84	<0,001	-14,19	-10,67	***
SI	Słowenia	-12,73	0,95	-13,45	<0,001	-14,59	-10,88	***
IE	Irlandia	-13,28	2,85	-4,66	<0,001	-18,86	-7,70	***
LV	Łotwa	-14,62	1,62	-9,03	<0,001	-17,79	-11,44	***
EE	Estonia	-14,77	1,36	-10,87	<0,001	-17,43	-12,11	***
LT	Litwa	-15,64	0,93	-16,83	<0,001	-17,47	-13,82	***
BE	Belgia	-15,79	2,21	-7,13	<0,001	-20,13	-11,45	***
HU	Węgry	-15,95	1,77	-8,99	<0,001	-19,42	-12,47	***
ES	Hiszpania	-16,12	0,87	-18,43	<0,001	-17,83	-14,40	***
CZ	Czechy	-18,95	0,92	-20,65	<0,001	-20,75	-17,15	***
IT	Włochy	-18,97	1,51	-12,57	<0,001	-21,93	-16,01	***
SK	Słowacja	-22,61	1,43	-15,83	<0,001	-25,41	-19,82	***
HR	Chorwacja	-23,02	3,91	-5,88	<0,001	-30,69	-15,35	***
RO	Rumunia	-24,81	1,34	-18,53	<0,001	-27,43	-22,19	***
BG	Bułgaria	-30,11	1,37	-22,05	<0,001	-32,79	-27,44	***
LU	Luksemburg	-31,06	4,93	-6,30	<0,001	-40,72	-21,40	***

Uwaga: β – oszacowanie parametru w skali oryginalnej zmiennej zależnej (różnica oczekiwanego wskaźnika zatrudnienia względem Austrii, w punktach procentowych); SE – błąd standardowy grupowany na poziomie kraju; z – statystyka Walda; p – wartość p. Kraje uporządkowano malejąco według wartości oszacowanego współczynnika. Poziomy istotności: *** p < 0,001; n.i. – nieistotny statystycznie. Z analizy wykluczono Maltę jako kraj o specyfice ekstremalnie odbiegającej w aspekcie wielkości.

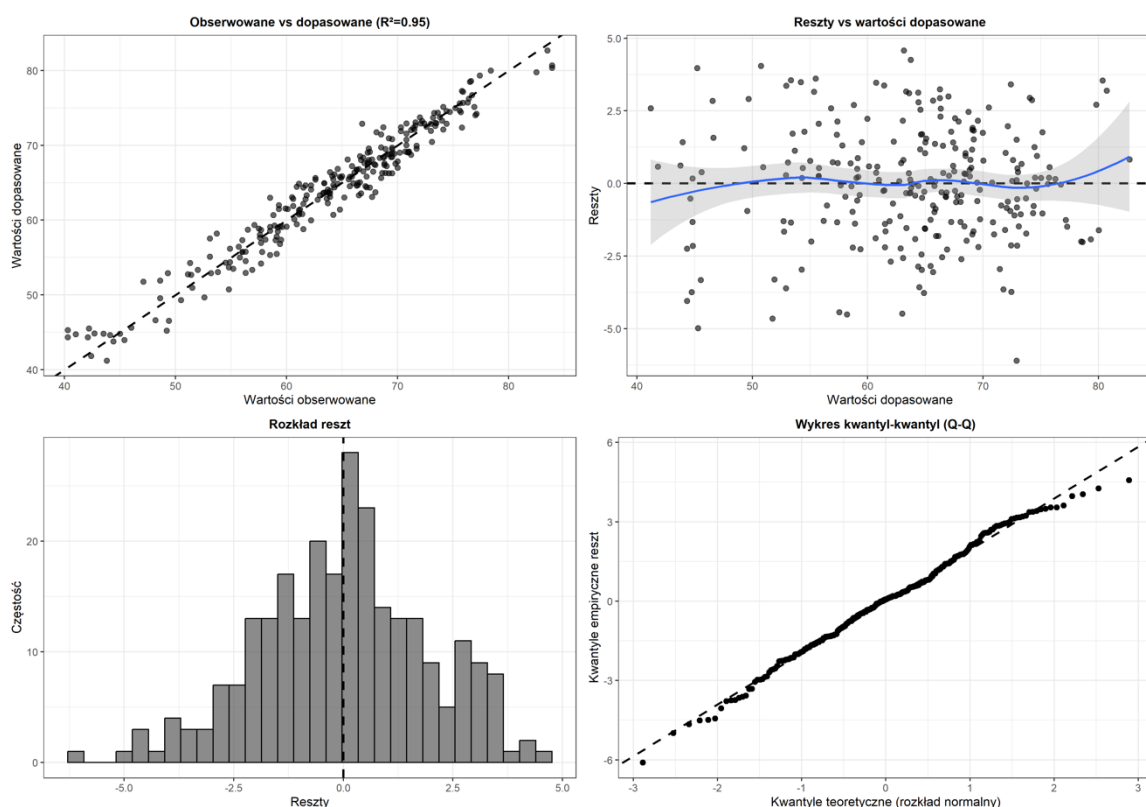
Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie wyników oszacowanego modelu stwierdzono, że najsilniejszy ujemny i istotny statystycznie związek ze wskaźnikiem zatrudnienia odnotowano dla długu publicznego. Wzrost tej zmiennej o jeden punkt procentowy wiązał się ze spadkiem oczekiwanej wartości wskaźnika o 0,14 p.p. (*ceteris paribus*). Kierunek zależności jest spójny z interpretacją wskazującą na mniej sprzyjające otoczenie makroekonomiczne oraz ograniczoną przestrzeń na aktywne polityki rynku pracy przy wyższym poziomie zadłużenia (Jianu, 2020, s. 6–8).

Inflacja HICP wykazuje istotny statystycznie dodatni związek ze wskaźnikiem zatrudnienia: wzrost stopy inflacji o jeden punkt procentowy wiązał się ze wzrostem oczekiwanej wartości wskaźnika o 0,20 p.p. Wynik ten można interpretować w świetle empirycznej wersji krzywej Phillipsa (Phillips, 1958; Samuelson i Solow, 1960), zgodnie z którą wyższej inflacji towarzyszy wyższy poziom aktywności zatrudnieniowej.

Należy jednak podkreślić, że model GLM łączy komponent wewnątrz krajowy i między krajami – pełna interpretacja wymaga rozdzielenia obu komponentów w modelu Mundlaka (podrozdz. 4.3.5).

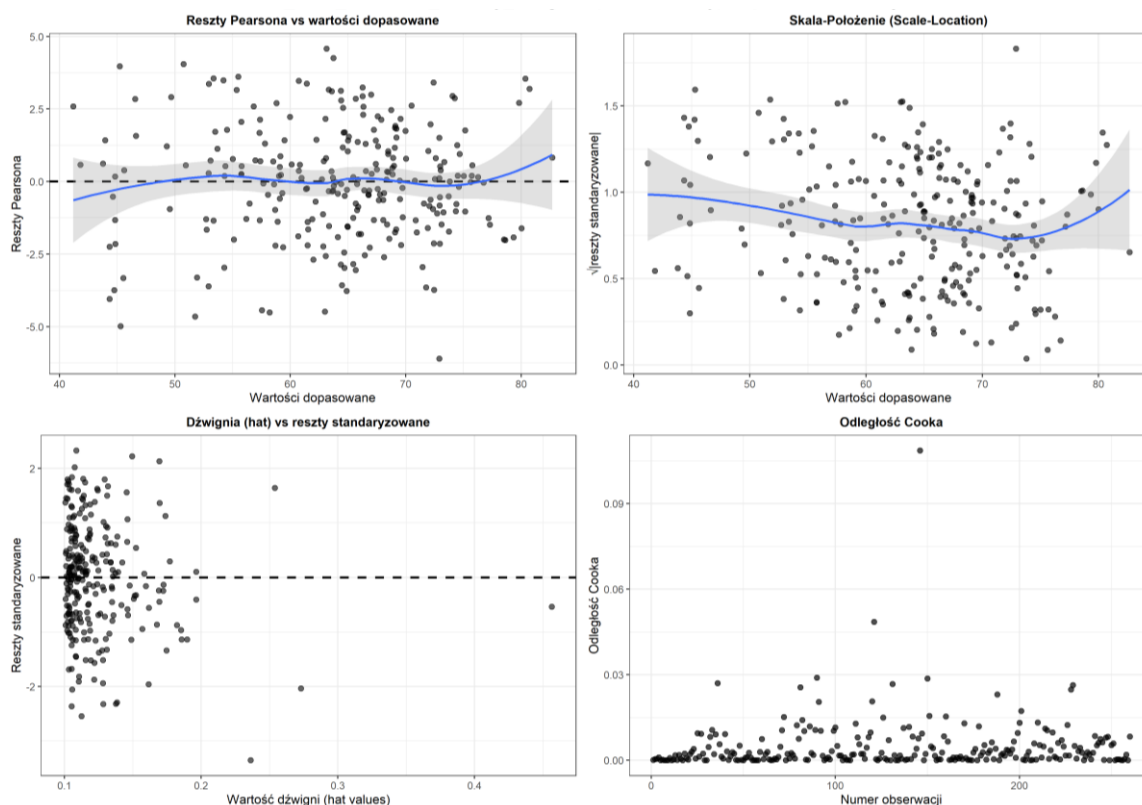
Eksport w relacji do PKB wykazuje istotny statystycznie dodatni związek ze wskaźnikiem zatrudnienia: wzrost tej zmiennej o jeden punkt procentowy wiązał się ze wzrostem oczekiwanej wartości wskaźnika o 0,08 p.p. Model nie pozwala przesądzić, czy związek ten wynika ze struktury sektora eksportowego, ogólnej kondycji gospodarki, czy innych czynników nieuchwyconych przez pozostałe zmienne.



Rysunek 4.10. Diagnostyka modelu GLM – panel podstawowy

Źródło: opracowanie własne.

Diagnostyka graficzna potwierdza wyniki testów formalnych (rys. 4.7–4.8). Wartości obserwowane i dopasowane układają się blisko linii 45°, reszty koncentrują się symetrycznie wokół zera bez wyraźnego wzorca, wykres kwantyl-kwantyl wskazuje na zbliżenie do rozkładu normalnego. Wykres dźwigni i odległości Cooka nie identyfikuje obserwacji nadmiernie wpływowych – najwyższa odległość Cooka nie przekracza 0,10.



Rysunek 4.11. Diagnostyka modelu GLM – panel dodatkowy

Źródło: opracowanie własne.

Podsumowując wyniki modelu GLM, można stwierdzić, że trzy zmienne wykazują stabilny i istotny statystycznie związek ze wskaźnikiem zatrudnienia: dług publiczny (ujemny), inflacja HICP (dodatni) oraz eksport (dodatni). Model GLM łączy jednak komponent wewnętrzny z komponentem międzynarodowym – rozdzielenie obu źródeł zmienności przeprowadzono w modelach efektów stałych i Mundlaka, omówionych w kolejnych podrozdziałach.

4.3.4. Model efektów stałych (FE)

Celem estymacji modelu efektów stałych jest wyodrębnienie komponentu wewnętrznego, który w modelu GLM analizowany jest łącznie z komponentem międzynarodowym. Zgodnie z procedurą opisaną w podrozdziale 2.4, model FE identyfikuje zależności na podstawie zmian wewnętrznych w czasie, eliminując trwałe cechy krajów poprzez transformację wewnętrzną.

Wynik testu Hausmana dla specyfikacji zredukowanej (statystyka = 3,63; $p = 0,46$) nie wskazuje na istotne różnice między oszacowaniami modelu FE i modelu efektów losowych. Wybór modelu efektów stałych wynika jednak z dwóch przesłanek merytorycznych: po pierwsze, zapewnia spójność metodologiczną z rozdziałem 3;

po drugie, model efektów stałych kontroluje wszystkie trwałe cechy krajów niezależnie od ich korelacji ze zmiennymi objaśniającymi, co stanowi mocniejsze założenie identyfikacyjne niż model efektów losowych (Baltagi, 2021, s. 17–22).

Należy zauważyć, że dynamika PKB (GDP_GROWTH) nie weszła do specyfikacji zredukowanej modelu GLM na podstawie kryterium BIC, natomiast uzyskała istotny statystycznie współczynnik w modelu efektów stałych, co wskazuje, że jej związek ze wskaźnikiem zatrudnienia ujawnia się dopiero w wymiarze wewnątrz krajowym.

Tabela 4.15. Współczynniki modelu efektów stałych

Zmienna	β	SE	t	p	CI 95% dolny	CI 95% górnny	Istotność
PUBLIC_DEBT	-0,15	0,03	-5,80	<0,001	-0,20	-0,10	***
HICP_INFLATION	0,23	0,05	4,34	<0,001	0,13	0,33	***
EXPORTS	0,09	0,04	2,35	0,0197	0,01	0,16	*
GDP_GROWTH	-0,07	0,02	-2,82	0,0053	-0,11	-0,02	**

Uwaga: β – oszacowanie parametru w skali oryginalnej zmiennych; SE – błąd standardowy grupowany na poziomie kraju; t – statystyka t-Studenta; p – wartość p; CI 95% dolny / CI 95% górnny – granice 95% przedziału ufności dla parametru β . Współczynniki interpretuje się jako zmianę wskaźnika zatrudnienia w punktach procentowych odpowiadającą jednostkowej zmianie zmiennej objaśniającej w obrębie kraju, przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie. Poziomy istotności: *** p < 0,001; ** p < 0,01; * p < 0,05. Liczba obserwacji: n = 260; liczba krajów: 26.

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie wyników oszacowanego modelu stwierdzono, że wszystkie cztery zmienne objaśniające są istotne statystycznie na poziomie co najmniej p < 0,05 (tab. 4.15). Dług publiczny wykazuje najsilniejszy ujemny związek z wewnątrz krajowymi zmianami wskaźnika zatrudnienia: wzrost tej zmiennej o jeden p.p. wiąże się ze spadkiem wskaźnika o 0,15 p.p. – kierunek i skala są niemal identyczne z oszacowaniem z modelu GLM (-0,14 p.p.), co potwierdza stabilność tej zależności. Inflacja HICP wykazuje istotny statystycznie dodatni związek: wzrost o jeden p.p. wiąże się ze wzrostem wskaźnika o 0,23 p.p.; skala współczynnika jest nieco wyższa niż w modelu GLM (0,20 p.p.), co wskazuje, że w wymiarze wewnątrz krajowym zmiany inflacji są silniej powiązane ze zmianami wskaźnika zatrudnienia niż w analizie łącznej (Phillips, 1958; Schuffels i in., 2024). Eksport potwierdza dodatni związek ze wskaźnikiem zatrudnienia ($\beta = 0,09$ p.p.; p = 0,020), spójny z wynikiem modelu GLM.

Wynik dla dynamiki PKB jest nieoczekiwany: wzrost tej zmiennej o jeden p.p. wiązał się ze spadkiem wskaźnika zatrudnienia o 0,07 p.p. (p = 0,005); kwestia ta wymaga pogłębionej analizy z uwzględnieniem możliwej współliniowości z inflacją HICP w próbie obejmującej lata pandemii i szoku inflacyjnego 2021–2022.

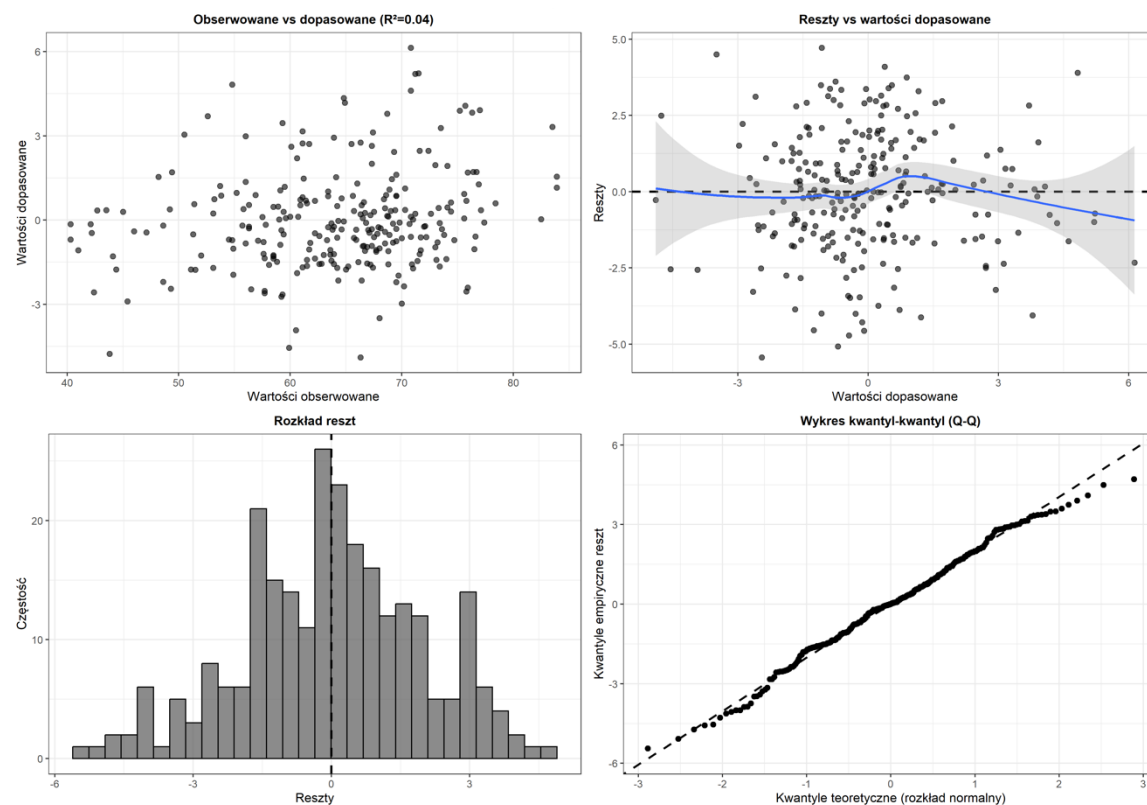
Tabela 4.16. Miary dopasowania i testy diagnostyczne modelu efektów stałych

Miara / test	Wartość
R ² wewnątrz krajowe	0,44
Skorygowane R ²	0,37
RMSE	1,97
AIC	1 098,33
BIC	1 112,57
Liczba parametrów (k)	4
Test Hausmana (p)	0,46
Test Shapiro-Wilka (W; p)	W = 0,99; p = 0,22
Test Jarque-Bera (p)	0,46
Test Breuscha-Pagana (p)	0,33
Test Durбина-Watsona (p)	<0,001
Test Breuscha-Godfrey'a (p)	<0,001

Uwaga: R² wewnątrz krajowe wyznaczono na podstawie zmienności w obrębie krajów po eliminacji trwałych różnic międzykrajowych. Test Hausmana weryfikuje istotność różnic między oszacowaniami modelu efektów stałych i modelu efektów losowych; test Breuscha-Pagana – homoskedastyczność reszt; testy Durбина-Watsona i Breuscha-Godfrey'a – brak autokorelacji reszt; testy Shapiro-Wilka i Jarque-Bera – normalność rozkładu reszt. Liczba obserwacji: n = 260; liczba krajów: 26.

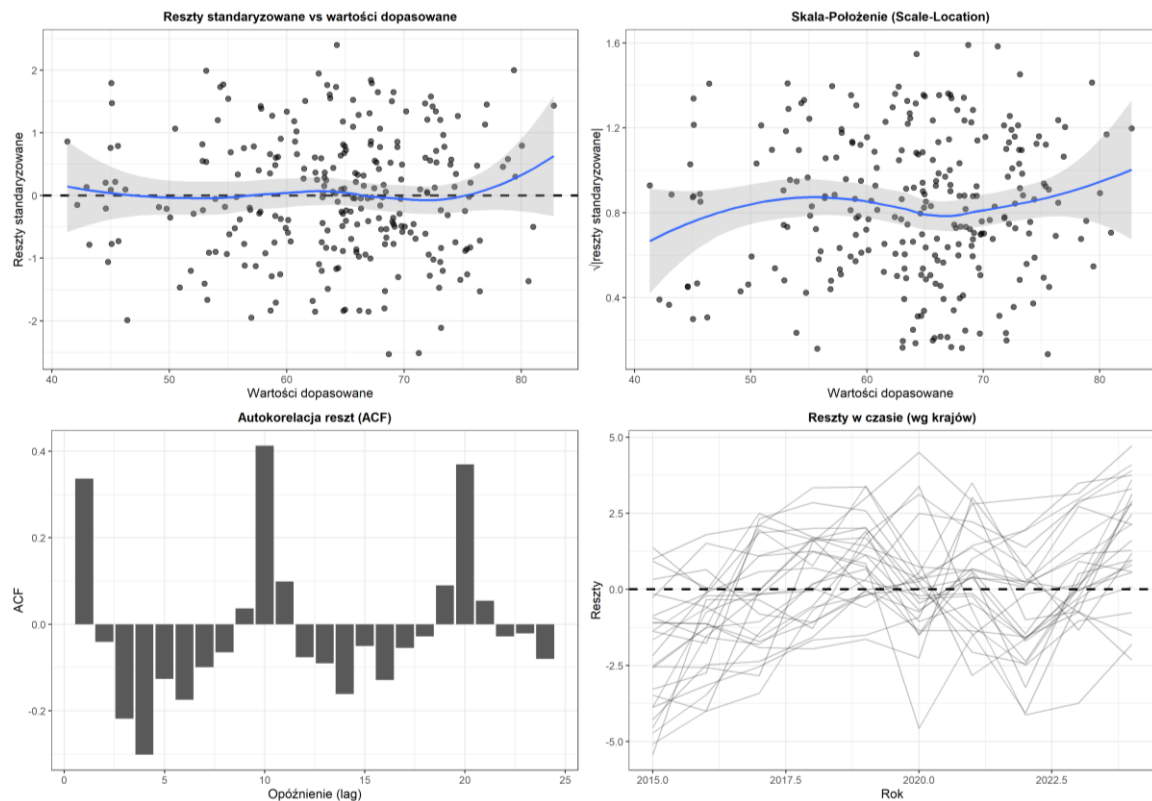
Źródło: opracowanie własne.

Model efektów stałych wyjaśnia 44% wariancji wewnątrz krajowej (R²-within = 0,44; tab. 4.16). Reszty nie wykazują istotnych odchyłeń od normalności (Shapiro-Wilka: p = 0,22; Jarque-Bera: p = 0,46), a heteroskedastyczność nie jest potwierdzona testem Breuscha-Pagana (p = 0,33). Testy Durбина-Watsona i Breuscha-Godfrey'a potwierdzają obecność autokorelacji reszt (p < 0,001 w obu testach), co uzasadnia grupowanie błędów standardowych na poziomie kraju.



Rysunek 4.9. Diagnostyka modelu efektów stałych

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 4.10. Diagnostyka modelu efektów stałych

Źródło: opracowanie własne.

Diagnostyka graficzna potwierdza wyniki testów formalnych (rys. 4.9–4.10). Wykres ACF wskazuje na autokorelację reszt przy opóźnieniach 1 i 10, co jest typowe dla danych panelowych o krótkiej osi czasowej. Wykres reszt w czasie według krajów nie identyfikuje systematycznego wzorca dla konkretnych państw. Niskie R^2 -within = 0,44 wobec pseudo- R^2 = 0,95 w modelu GLM wynika z eliminacji zmienności między krajami przez transformację wewnątrz krajową – model FE wyjaśnia zmienność wyłącznie w obrębie krajów, co stanowi jego zasadniczą właściwość, nie ograniczenie.

4.3.5. Model Mundlaka

Model Mundlaka zastosowano w celu jednoczesnego rozdzielania komponentu wewnątrz krajowego i między krajami, zgodnie z procedurą opisaną w podrozdziale 2.4. Uzupełnia on model GLM (analizujący oba komponenty łącznie) oraz model efektów stałych (identyfikujący wyłącznie zmiany wewnątrz krajowe), umożliwiając ocenę czy kierunek związku danej zmiennej ze wskaźnikiem zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat jest spójny w obu wymiarach analizy.

Specyfikację zredukowaną oszacowano dla zbioru dziewięciu zmiennych objaśniających oraz ich średnich krajowych. Dla zmiennych PUBLIC_DEBT

i GOV_CONS_PC_EU uwzględniono ponadto opóźnione średnie krajowe (t-1), co pozwala uchwycić dynamikę długookresową finansów publicznych.

Tabela 4.17. Współczynniki modelu Mundlaka

Zmienna	Komponent	β	SE	t	p	Istotność
(wyraz wolny)	—	-28,58	50,25	-0,57	0,5701	n.i.
HICP_INFLATION	wewnątrz krajowy	0,19	0,06	3,03	0,0027	**
EXPORTS	wewnątrz krajowy	0,09	0,03	2,91	0,0039	**
PUBLIC DEBT	wewnątrz krajowy	-0,16	0,05	-3,06	0,0025	**
GDP_GROWTH	wewnątrz krajowy	-0,09	0,08	-1,09	0,2780	n.i.
GVA_INDUSTRY	wewnątrz krajowy	-0,11	0,22	-0,52	0,6024	n.i.
LABOR_PROD_REAL	wewnątrz krajowy	0,05	0,05	1,01	0,3147	n.i.
GFCF	wewnątrz krajowy	0,07	0,10	0,76	0,4456	n.i.
GOV_CONS_PC_EU	wewnątrz krajowy	0,04	0,08	0,44	0,6573	n.i.
REMITTANCES	wewnątrz krajowy	0,79	0,71	1,12	0,2648	n.i.
PUBLIC DEBT_LAG1	wewnątrz krajowy	0,03	0,07	0,38	0,7009	n.i.
GOV_CONS_PC_EU_LAG1	wewnątrz krajowy	-0,06	0,09	-0,67	0,5005	n.i.
PUBLIC DEBT_mean	między krajowy	-2,90	0,82	-3,52	0,0005	***
GOV_CONS_PC_EU_mean	między krajowy	2,44	0,60	4,04	0,0001	***
REMITTANCES_mean	między krajowy	-3,05	0,90	-3,38	0,0008	***
PUBLIC DEBT_LAG1_mean	między krajowy	2,97	0,84	3,54	0,0005	***
GOV_CONS_PC_EU_LAG1_mean	między krajowy	-2,29	0,57	-4,00	0,0001	***
EXPORTS_mean	między krajowy	-0,21	0,06	-3,26	0,0013	**
HICP_INFLATION_mean	między krajowy	3,08	1,42	2,17	0,0307	*
GVA_INDUSTRY_mean	między krajowy	-0,47	0,27	-1,72	0,0867	†
LABOR_PROD_REAL_mean	między krajowy	0,75	0,45	1,67	0,0971	†
GFCF_mean	między krajowy	0,59	0,37	1,58	0,1153	n.i.
GDP_GROWTH_mean	między krajowy	-2,54	1,85	-1,37	0,1706	n.i.

Uwaga: β – oszacowanie parametru w skali oryginalnej zmiennych; SE – błąd standardowy grupowany na poziomie kraju; t – statystyka t-Studenta; p – wartość p. Komponent wewnątrz krajowy reprezentuje zmienność danej zmiennej w czasie w obrębie krajów, natomiast komponent między krajowy oznacza różnice między krajami mierzone średnimi krajowymi zmiennych. Poziomy istotności: *** p < 0,001; ** p < 0,01; * p < 0,05; † p < 0,10; n.i. – nieistotny statystycznie. Liczba obserwacji: n = 260; liczba krajów: 26.

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki modelu Mundlaka ujawniają trzy kluczowe wzorce (tab. 4.17). Po pierwsze, inflacja HICP wykazuje dodatni i istotny statystycznie komponent wewnątrz krajowy ($\beta = +0,19$ p.p.; p = 0,003) oraz dodatni i istotny komponent między krajowy ($\beta = +3,08$ p.p.; p = 0,031). Zgodność kierunków obu komponentów wzmacnia interpretację związku inflacji ze wskaźnikiem zatrudnienia jako stabilnej zależności statystycznej.

Po drugie, eksport wykazuje istotny statystycznie komponent wewnątrz krajowy o kierunku dodatnim ($\beta = +0,09$ p.p.; p = 0,004) oraz istotny komponent między krajowy o kierunku ujemnym ($\beta = -0,21$ p.p.; p = 0,001). Jest to jeden z kluczowych wyników rozdziału: wzrost eksportu w obrębie tego samego kraju w czasie współwystępuje ze wzrostem wskaźnika zatrudnienia, natomiast kraje o trwale wyższym przeciętnym udziale eksportu w PKB charakteryzują się przeciętnie niższym wskaźnikiem zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat. Wynik w komponencie między krajami należy traktować jako wskaźnik strukturalnych cech krajów o bardzo wysokim udziale eksportu – m.in.

Luksemburga (eksport > 200% PKB), Belgii i Niderlandów – w których specyfika sektora eksportowego nie przekłada się bezpośrednio na absorpcję osób młodych.

Po trzecie, dług publiczny wykazuje wyraźną rozbieżność dynamiczną w komponencie między krajami. Komponent wewnątrz krajowy jest ujemny i istotny ($\beta = -0,16$ p.p.; $p = 0,003$). Komponent międzykrajowy dla bieżącej wartości długu jest ujemny i istotny ($\beta = -2,90$ p.p.; $p < 0,001$), natomiast opóźniony – dodatni i istotny ($\beta = +2,97$ p.p.; $p < 0,001$). Suma obu komponentów między krajami wynosi $-2,90 + 2,97 \approx +0,07$, co wskazuje, że kluczowe znaczenie ma nie sam przeciętny poziom długu, lecz jego zmiana między okresem $t-1$ a t . Analogiczna struktura ujawnia się dla konsumpcji rządowej per capita: komponent międzykrajowy bieżący ($+2,44$ p.p.; $p < 0,001$) i opóźniony ($-2,29$ p.p.; $p < 0,001$), suma $\approx +0,15$.

Komponent międzykrajowy dla przekazów pieniężnych migrantów jest ujemny i istotny ($\beta = -3,05$ p.p.; $p < 0,001$), przy braku istotności komponentu wewnątrz krajowego. Kraje o trwale wyższym przeciętnym poziomie przekazów charakteryzują się przeciętnie niższym wskaźnikiem zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat, co interpretuje się jako wskaźnik strukturalnych uwarunkowań krajów peryferyjnych, w których wysokie przekazy są powiązane z ograniczoną absorpcją osób młodych na rynku pracy (Tomić, 2018, s. 395). Dynamika PKB nie osiąga istotności statystycznej ani w komponencie wewnątrz krajowym ($\beta = -0,09$; $p = 0,278$), ani między krajami ($\beta = -2,54$; $p = 0,171$), co potwierdza wcześniejszą wątpliwość: ujemny i istotny współczynnik w modelu efektów stałych wynika prawdopodobnie ze współliniowości z inflacją HICP, a nie z trwałej zależności.

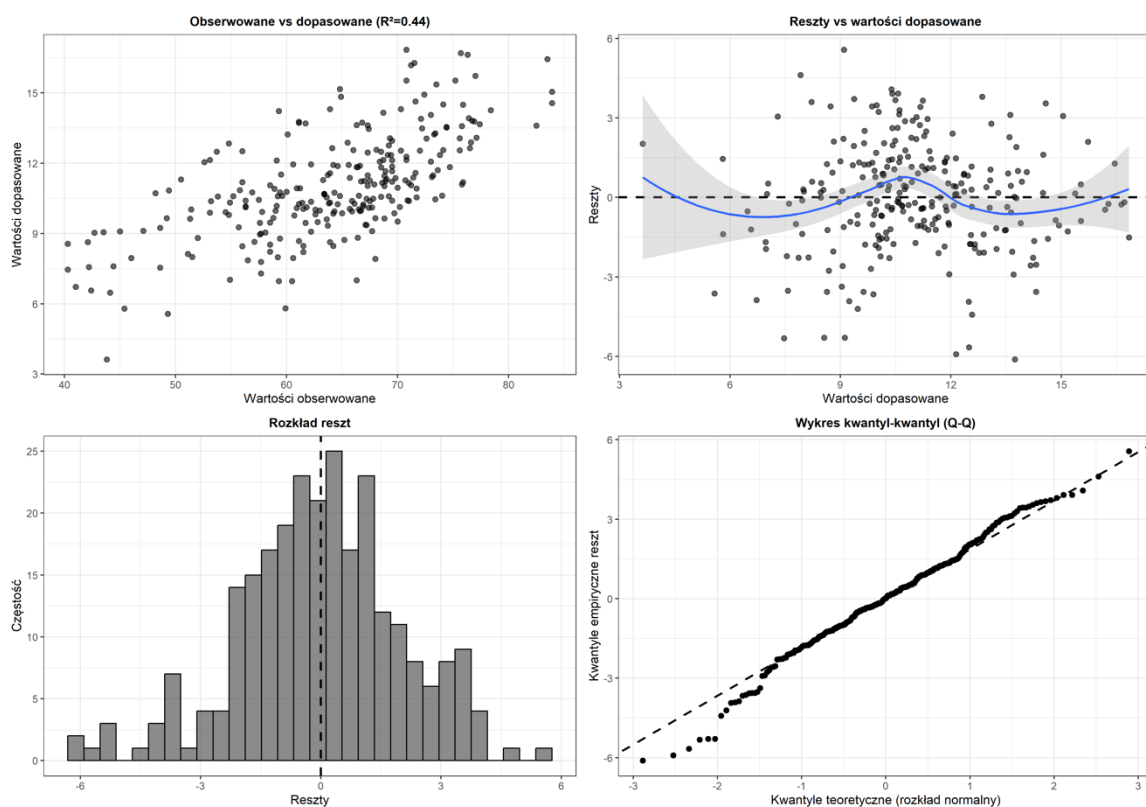
Tabela 4.18. Miary dopasowania i testy diagnostyczne modelu Mundlaka

Miara / test	Wartość
R ²	0,54
Skorygowane R ²	0,50
RMSE	2,04
AIC	1 153,49
BIC	1 235,39
Liczba parametrów (k)	23
Test Shapiro-Wilka (W; p)	W = 0,99; p = 0,07
Test Jarque-Bera (p)	0,14
Test Breuscha-Pagana (p)	<0,001
Test Durbina-Watsona (p)	<0,001
Test Breuscha-Godfrey'a (p)	<0,001

Uwaga: R² ogólne uwzględnia zarówno komponent wewnątrz krajowy, jak i międzykrajowy modelu. Testy diagnostyczne: Breuscha-Pagana – homoskedastyczność reszt; Durbina-Watsona i Breuscha-Godfrey'a – brak autokorelacji reszt; Shapiro-Wilka i Jarque-Bera – normalność rozkładu reszt. Liczba obserwacji: n = 260; liczba krajów: 26.

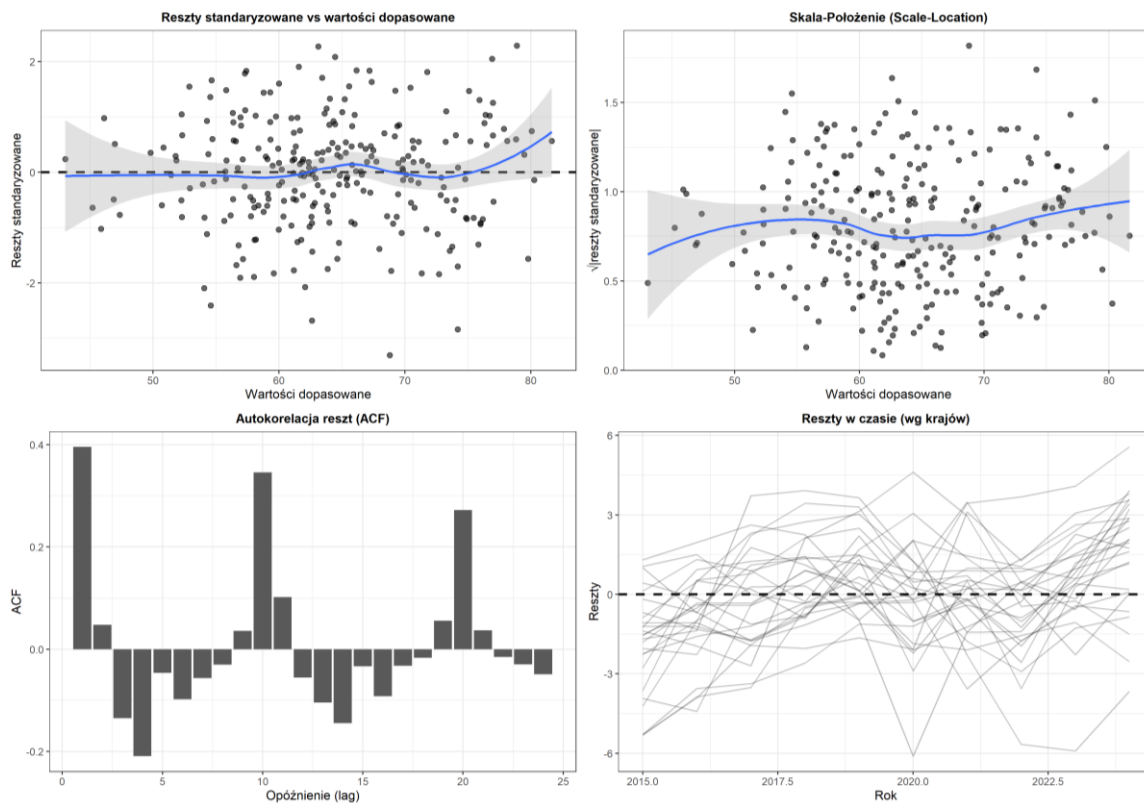
Źródło: opracowanie własne.

Model Mundlaka wyjaśnia 54% ogólnej wariancji wskaźnika zatrudnienia ($R^2 = 0,54$; tab. 4.18), co stanowi poprawę względem modelu efektów stałych ($R^2\text{-within} = 0,44$) wynikającą z uwzględnienia komponentu międzykrajowego. Reszty nie wykazują istotnych odchyłeń od normalności (Shapiro–Wilka: $p = 0,07$; Jarque–Bera: $p = 0,14$). Testy Breuscha–Pagana, Durбина–Watsona i Breuscha–Godfrey’a potwierdzają heteroskedastyczność i autokorelację reszt ($p < 0,001$ we wszystkich trzech testach), co uzasadnia grupowanie błędów standardowych na poziomie kraju – zastosowane w całej analizie.



Rysunek 4.12. Diagnostyka modelu Mundlaka – panel podstawowy

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 4.13. Diagnostyka modelu Mundlaka – panel dodatkowy

Źródło: opracowanie własne.

Diagnostyka graficzna potwierdza wyniki testów formalnych (rys. 4.11–4.12). Wykres wartości obserwowanych i dopasowanych wskazuje na umiarkowane dopasowanie ($R^2 = 0,44$ widoczne na tytule wykresu odnosi się do komponentu wewnątrz krajowego), przy wyraźnym rozproszeniu dla krajów o skrajnych wartościach wskaźnika. Wykres ACF wskazuje na autokorelację reszt przy opóźnieniach 1 i 10, analogiczną do modelu efektów stałych. Wykres reszt w czasie według krajów nie identyfikuje systematycznego wzorca dla konkretnych państw, choć część krajów wykazuje trwale przesunięcie reszt w jednym kierunku w pełnym analizowanym okresie.

4.4. Podsumowanie wyników modelowania

W rozdziale 4 przeprowadzono trzyetapową analizę modelową wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 w latach 2014–2024. Trzy komplementarne specyfikacje – uogólniony model liniowy (GLM) z rozkładem Gaussa i tożsamościową funkcją łączącą, model efektów stałych (FE) oraz model Mundlaka – dostarczyły odmiennych, wzajemnie uzupełniających się informacji o strukturze zidentyfikowanych zależności (tab. 4.19–4.20).

Tabela 4.19. Porównanie miar dopasowania i wyników testów diagnostycznych modeli GLM, FE i Mundlaka

Miara / test	GLM (Gauss/tożsam. /lagi)	Efekty stałe (FE)	Mundlak
Liczba obserwacji (N)	260	260	260
Liczba krajów	26	26	26
Liczba parametrów (k)	32	4	23
AIC	1 151,01	1 098,33	1 153,49
BIC	1 268,52	1 112,57	1 235,39
RMSE	1,95	1,97	2,04
R ² / pseudo-R ²	0,95	0,44	0,54
Test Shapiro-Wilka (p)	0,32	0,22	0,07
Test Breusch-Pagana (p)	0,005	0,33	<0,001
Test Durбина-Watsona (p)	—	<0,001	<0,001
Test Hausmana (p)	—	0,46	—

Uwaga: Wszystkie modele oszacowano na specyfikacjach zredukowanych z opóźnieniami zmiennych objaśniających. R² dla GLM oznacza pseudo-R² oparte na redukcji dewiancji; R² dla FE oznacza R² wewnątrzrajowe; R² dla modelu Mundlaka oznacza R² ogólne uwzględniające komponent wewnątrzrajowy i międzyrajowy. Test Hausmana wyznaczono wyłącznie dla porównania modelu FE z modelem efektów losowych.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4.20. Porównanie kierunków i istotności współczynników zmiennych objaśniających w modelach GLM, FE i Mundlaka

Zmienna	GLM (Gauss/tożsam. /lagi)	Efekty stałe (FE)	Mundlak – wewn. (w)	Mundlak – między (b)
PUBLIC DEBT	-0,14 ***	-0,15 ***	-0,16 ** (w)	-2,90 *** (b)
HICP INFLATION	0,20 **	0,23 ***	0,19 ** (w)	3,08 * (b)
EXPORTS	0,08 *	0,09 *	0,09 ** (w)	-0,21 ** (b)
GDP GROWTH	wyłączony	-0,07 **	-0,09 (w, n.i.)	-2,54 (b, n.i.)
GOV CONS_PC_EU	wyłączony	wyłączony	0,04 (w, n.i.)	2,44 *** (b)
REMITTANCES	0,84 (n.i.)	wyłączony	0,79 (w, n.i.)	-3,05 *** (b)
GFCF	0,10 (n.i.)	wyłączony	0,07 (w, n.i.)	0,59 (b, n.i.)
LABOR_PROD_REAL	0,05 (n.i.)	wyłączony	0,05 (w, n.i.)	0,75 (b, †)
GVA INDUSTRY	wyłączony	wyłączony	-0,11 (w, n.i.)	-0,47 (b, †)

Uwaga: Współczynniki w skali oryginalnej zmiennych (punkty procentowe). „w” – komponent wewnątrzrajowy; „b” – komponent międzyrajowy. „Wyłączony” oznacza, że zmienna nie weszła do specyfikacji zredukowanej danego modelu. Poziomy istotności: *** p < 0,001; ** p < 0,01; * p < 0,05; † p < 0,10; n.i. – nieistotny statystycznie. W modelu Mundlaka dla PUBLIC_DEBT i GOV_CONS_PC_EU komponent międzyrajowy obejmuje również opóźnione średnie krajowe (PUBLIC_DEBT_LAG1_mean = +2,97 *** i GOV_CONS_PC_EU_LAG1_mean = -2,29 ***), wskazujące na dominację efektu dynamicznego netto.

Źródło: opracowanie własne.

Zestawienie kierunków i istotności współczynników pozwala wyróżnić trzy zależności zidentyfikowane stabilnie we wszystkich lub większości specyfikacji.

Dług publiczny w relacji do PKB wykazuje najwyższą stabilność – ujemny i istotny statystycznie związek ze wskaźnikiem zatrudnienia we wszystkich trzech modelach: -0,14 p.p. (GLM), -0,15 p.p. (FE) i -0,16 p.p. (komponent wewnątrzrajowy Mundlaka). Komponent międzyrajowy w Mundlaku również jest ujemny i silny ($\beta = -2,90$ p.p.; p < 0,001), choć jego interpretacja wymaga uwzględnienia efektu dynamicznego: suma komponentów między krajami dla bieżącej i opóźnionej wartości długu wynosi niemal zero, co wskazuje, że kluczowa jest zmiana, a nie sam poziom zadłużenia. Stabilność

kierunku w wymiarze wewnątrz krajowym czyni dług publiczny jednym z najspójniej zidentyfikowanych predyktorów wskaźnika zatrudnienia w analizowanej próbie.

Inflacja HICP wykazuje konsekwentnie dodatni i istotny statystycznie związek ze wskaźnikiem zatrudnienia we wszystkich trzech modelach. Skale są zbliżone w komponencie wewnątrz krajowym (0,19–0,23 p.p.), natomiast komponent międzykrajowy Mundlaka jest znacznie wyższy (3,08 p.p.). Zgodność kierunków obu komponentów wzmacnia interpretację tego wyniku w świetle empirycznej wersji krzywej Phillipsa.

Eksport w relacji do PKB wykazuje stabilny dodatni związek w komponencie wewnątrz krajowym (0,08–0,09 p.p.) potwierdzony w GLM, FE i Mundlaku. Komponent międzykrajowy Mundlaka jest jednak ujemny i istotny (–0,21 p.p.; $p = 0,001$) — co wskazuje, że analiza prowadzona wyłącznie na danych łączonych maskowałaby odmienne kierunki zależności w obu wymiarach.

Dynamika PKB wykazuje niespójność między modelami: istotny ujemny współczynnik w FE nie znajduje potwierdzenia w Mundlaku (n.i.), co wskazuje na artefakt współliniowości z inflacją HICP. Wynik ten należy traktować z ostrożnością. Konsumpcja rządowa per capita, przekazy migrantów, nakłady inwestycyjne, udział przemysłu i produktywność pracy wykazują zróżnicowaną istotność statystyczną, przy czym ich znaczenie ujawnia się przede wszystkim w komponencie między krajami Mundlaka.

Dominacja zróżnicowania między krajami, potwierdzona dekompozycją wariacji (89,59% składnika międzykrajowego), jest wyraźnie silniejsza niż w rozdziale 3 (76,35% dla stopy bezrobocia). Wskazuje to, że wskaźnik zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat jest w decydującej mierze kształtowany przez trwałe cechy strukturalne poszczególnych państw, a nie przez krótkookresowe fluktuacje koniunkturalne. Stosowane modele opisują liniowo modelowane zależności statystyczne i nie pozwalają na wnioskowanie o zależnościach przyczynowo-skutkowych.

Zakończenie

Niniejsza rozprawa doktorska koncentruje się na aktualnym i ważnym problemie społeczno-ekonomicznym, jakim jest sytuacja osób w wieku 20–29 lat na rynku pracy w krajach Unii Europejskiej. Wdrożenie skutecznych działań ograniczających skalę bezrobocia oraz wspierających zatrudnienie tej grupy wymaga dogłębnego rozpoznania determinant analizowanego zjawiska, z odróżnieniem czynników koniunkturalnych od strukturalnych.

Głównym celem rozprawy była ocena determinant bezrobocia i zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 (z wyłączeniem Wielkiej Brytanii) w latach 2014–2024 z zastosowaniem uogólnionych modeli liniowych oraz modeli dla danych przekrojowo-czasowych. Analizy przeprowadzono na podstawie wyjściowego zbioru 36 zmiennych objaśniających, reprezentujących pięć grup tematycznych: zmienne kapitału ludzkiego i edukacji, zmienne rynku pracy, zmienne demograficzne, zmienne instytucjonalne oraz zmienne makroekonomiczne. Zmienne te zostały zredukowane metodą LASSO, a następnie wykorzystane w trzech komplementarnych specyfikacjach modeli: uogólnionego modelu liniowego (GLM), modelu efektów stałych (FE) oraz modelu Mundlaka. Sformułowany cel główny rozprawy został zrealizowany.

Rozdział pierwszy stanowi teoretyczno-empiryczne wprowadzenie do problematyki rynku pracy osób w wieku 20–29 lat. Przedstawiono w nim podstawowe pojęcia i specyfikę rynku pracy tej grupy, omówiono wybrane teorie ekonomiczne pozwalające wyjaśniać kształtowanie się bezrobocia i zatrudnienia osób młodych (teoria kapitału ludzkiego, teoria poszukiwań, teorie segmentacji rynku pracy, teoria insider-outsider, teoria histerezy bezrobocia) oraz dokonano syntezy dotychczasowego dorobku empirycznego w danych kategoriach tematycznych determinant. Dzięki treściom zawartym w rozdziale pierwszym osiągnięto cele poznawcze.

Rozdział drugi opisuje przyjętą metodykę badań. Omówiono w nim koncepcję badawczą i logikę doboru metod, właściwości struktury danych przekrojowo-czasowych, specyfikację stosowanych modeli oraz procedurę selekcji zmiennych. Tym samym zrealizowano cele metodyczne odnoszące się do zaprojektowania spójnego warsztatu analitycznego.

Dekompozycja zmienności stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 wykazała, że 76,35% sumy kwadratów odchyłeń przypada na składnik

międzycrajowy, natomiast 23,65% – na składnik wewnątrzrajowy (CV międzycrajowy wynosi 167,90%, podczas gdy CV wewnątrzrajowy – jedynie 29,00%). Zróznicowanie międzycrajowe jest zatem ponad trzykrotnie silniejsze od zmienności obserwowanej wewnątrz poszczególnych krajów w czasie.

Wariant z wskaźnikiem NEET potraktowano jako analizę wrażliwości. W tej specyfikacji najsilniejszym predyktorem stopy bezrobocia okazał się wskaźnik NEET. W modelu GLM wzrost udziału osób pozostających poza zatrudnieniem, edukacją i szkoleniem o jeden punkt procentowy wiązał się ze wzrostem oczekiwanej stopy bezrobocia o około 6,88%, przy pozostałych zmiennych na stałym poziomie. W modelu efektów stałych analogiczny współczynnik wyniósł 0,99 punktu procentowego, a w komponencie wewnątrzrajowym modelu Mundlaka był identyczny. Komponent międzycrajowy modelu Mundlaka dla wskaźnika NEET nie osiągnął istotności statystycznej. Wynik ten można interpretować w ten sposób, że wzrost wskaźnika NEET w czasie wewnątrz kraju współwystępuje ze wzrostem bezrobocia, natomiast kraje o trwale wyższym wskaźniku NEET nie różnią się systematycznie pod względem stopy bezrobocia po kontrolowaniu pozostałych zmiennych. Wskaźnik NEET pełni zatem funkcję wskaźnika bieżącej koniunktury, a nie trwałej cechy strukturalnej różnicującej kraje.

Drugim kluczowym wynikiem jest rola mediany wieku populacji. Zmienna ta była istotna statystycznie we wszystkich trzech podejściach modelowych. W komponencie wewnątrzrajowym modelu Mundlaka współczynnik wyniósł $-2,02$ punktu procentowego, natomiast w komponencie międzycrajowym $+1,90$ punktu procentowego. Oznacza to, że wzrost mediany wieku w danym kraju w czasie współwystępował ze spadkiem stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat, natomiast kraje o trwale wyższej medianie wieku charakteryzowały się przeciętnie wyższą stopą bezrobocia tej grupy. Kierunek wewnątrzrajowy interpretuje się jako efekt presji kohortowej, natomiast kierunek międzycrajowy odzwierciedla strukturalnie trudniejszą sytuację osób młodych w krajach o starszej populacji, m.in. we Włoszech, w Niemczech czy Portugalii.

Wskaźnik elastyczności regulacyjnej rynku pracy okazał się istotny statystycznie wyłącznie w wymiarze wewnątrzrajowym ($\beta = -2,25$ p.p. w modelu FE; $\beta = -2,12$ p.p. w komponencie wewnątrzrajowym Mundlaka), natomiast komponent międzycrajowy nie osiągnął istotności statystycznej. Wynik ten wskazuje, że reformy deregulacyjne wiążą się z mierzalnym, krótkookresowym obniżeniem stopy bezrobocia, lecz poziom swobody

regulacyjnej jako cecha strukturalna kraju nie różnicuje stopy bezrobocia osób w analizowanej grupie wiekowej między krajami.

W odniesieniu do kapitału ludzkiego stwierdzono, że udział osób w wieku 20–29 lat z wyższym wykształceniem wykazuje przeciwstawne kierunki zależności w obu wymiarach: ujemny w komponencie wewnątrz krajowym ($\beta = -0,15$) i dodatni w komponencie międzykrajowym ($\beta = +0,46$). Wzrost udziału osób z wyższym wykształceniem wewnątrz danego kraju w czasie wiąże się ze spadkiem stopy bezrobocia, natomiast kraje o trwale wyższym poziomie wykształcenia wyższego charakteryzują się strukturalnie wyższą stopą bezrobocia osób młodych. Wynik ten można interpretować w świetle zjawiska niedopasowania kwalifikacji lub nadmiernych kwalifikacji na poziomie systemowym (Piróg, 2013; Pompei i Selezneva, 2021).

Dług publiczny w relacji do produktu krajowego brutto wykazał stabilny dodatni związek z wewnątrz krajowymi zmianami stopy bezrobocia ($\beta = 0,07$ punktu procentowego w modelu FE oraz w komponencie wewnątrz krajowym modelu Mundlaka). Kierunek tej zależności można interpretować jako współwystępowanie wyższego zadłużenia z mniej sprzyjającymi warunkami makroekonomicznymi i ograniczoną absorpcją osób wchodzących na rynek pracy (Jianu, 2020).

Wynik dla udziału osób wcześniej kończących naukę okazał się ujemny i istotny statystycznie w modelu GLM ($\Delta\% = -2,82$), co stanowi rezultat nieoczekiwany w świetle klasycznej teorii kapitału ludzkiego. Możliwą przyczyną może być szybkie wejście na rynek pracy osób z niższym wykształceniem w zawodach o niższych wymaganiach kwalifikacyjnych, co może obniżać stopę bezrobocia kosztem jakości zatrudnienia. Kwestia ta wymaga pogłębionej analizy z uwzględnieniem dodatkowych zmiennych charakteryzujących jakość pracy.

Dekompozycja zmienności wskaźnika zatrudnienia wykazała, że 89,59% sumy kwadratów odchyleń przypada na składnik międzykrajowy, natomiast jedynie 10,41% – na składnik wewnątrz krajowy. Dominacja zmienności międzykrajowej w przypadku wskaźnika zatrudnienia jest zatem jeszcze silniejsza niż dla stopy bezrobocia, co wzmacnia tezę o strukturalnym charakterze zróżnicowania rynku pracy osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27.

Najwyższą stabilnością – zarówno pod względem kierunku, jak i skali zależności – charakteryzuje się dług publiczny w relacji do produktu krajowego brutto.

We wszystkich trzech modelach jego współczynniki są ujemne i istotne statystycznie: $-0,14$ punktu procentowego w modelu GLM, $-0,15$ punktu procentowego w modelu efektów stałych oraz $-0,16$ punktu procentowego w komponencie wewnątrz krajowym modelu Mundlaka. Komponent międzykrajowy w modelu Mundlaka jest również ujemny i istotny statystycznie ($\beta = -2,90$ punktu procentowego), co wskazuje na siłę zależności kilkanaście razy większą w wymiarze strukturalnym niż w wymiarze koniunkturalnym.

Inflacja HICP wykazała konsekwentnie dodatni i istotny statystycznie związek ze wskaźnikiem zatrudnienia we wszystkich trzech modelach. W komponencie wewnątrz krajowym współczynniki wyniosły $0,19$ – $0,23$ punktu procentowego, natomiast w komponencie międzykrajowym $3,08$ punktu procentowego. Wynik ten jest spójny z empiryczną wersją krzywej Phillipsa.

Najbardziej istotnym wynikiem dla otwartości handlowej jest rozbieżność kierunków komponentu wewnątrz krajowego i międzykrajowego eksportu w relacji do produktu krajowego brutto w modelu Mundlaka. Komponent wewnątrz krajowy jest dodatni i istotny ($0,09$ punktu procentowego), natomiast komponent międzykrajowy – ujemny i istotny ($-0,21$ punktu procentowego). Oznacza to, że zwiększenie eksportu w obrębie tego samego kraju w czasie współwystępuje ze wzrostem wskaźnika zatrudnienia, natomiast kraje o trwale wyższym udziale eksportu w produkcie krajowym brutto charakteryzują się przeciętnie niższym wskaźnikiem zatrudnienia osób w analizowanej grupie wiekowej. Wynik w komponencie międzykrajowym należy traktować jako odzwierciedlenie strukturalnych cech krajów o wysokim udziale eksportu w gospodarce – m.in. Luksemburga, Niderlandów czy Belgii – w których specyfika sektora eksportowego ogranicza absorpcję osób młodych na rynku pracy.

Na podstawie wyników wszystkich oszacowanych modeli stwierdzono, że hipoteza główna (HG), zakładająca w przeważającym stopniu strukturalny charakter zróżnicowania stopy bezrobocia i wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27, znalazła potwierdzenie empiryczne. Świadczy o tym wyraźna dominacja składnika międzykrajowego w dekompozycji wariancji obu zmiennych zależnych – odpowiednio $76,35\%$ dla stopy bezrobocia oraz $89,59\%$ dla wskaźnika zatrudnienia.

Hipotezy szczegółowe odnoszące się do modeli bezrobocia uzyskały następujące potwierdzenie. Hipoteza H1 dotycząca struktury demograficznej populacji jako istotnego predyktora bezrobocia osób w wieku 20–29 lat została potwierdzona – mediana wieku

okazała się jedyną zmienną z istotnym efektem w obu wymiarach analizy i z odwróceniem znaku między komponentem wewnętrzkrajowym a międzykrajowym. Hipoteza H2 dotycząca poziomu i struktury wykształcenia jako predyktora bezrobocia również znalazła potwierdzenie – wykształcenie wyższe wykazało przeciwstawne kierunki w obu wymiarach, co wskazuje na strukturalny paradoks wykształcenia w odniesieniu do osób młodych. Hipoteza H3 odnosząca się do otoczenia instytucjonalnego (elastyczność regulacyjna rynku pracy) znalazła pełne potwierdzenie – zależność ujawniła się wyłącznie w wymiarze wewnętrzkrajowym, natomiast nie ma charakteru strukturalnego, co jest dokładnie zgodne z treścią sformułowanej hipotezy. Hipoteza H4 dotycząca wskaźnika NEET znalazła potwierdzenie w wymiarze wewnętrzkrajowym, natomiast w wymiarze międzykrajowym wynik okazał się nieistotny statystycznie, co wskazuje na koniunkturalny, a nie strukturalny charakter związku NEET ze stopą bezrobocia.

Hipotezy szczegółowe odnoszące się do modeli zatrudnienia również znalazły potwierdzenie empiryczne. Hipoteza H5 dotycząca związku czynników makroekonomicznych – inflacji, eksportu i długu publicznego – ze wskaźnikiem zatrudnienia została potwierdzona we wszystkich trzech specyfikacjach modelowych. Hipoteza H6 odnosząca się do długu publicznego znalazła potwierdzenie w jego silnym, ujemnym i stabilnym związku z zatrudnieniem zarówno w komponencie wewnętrzkrajowym, jak i międzykrajowym, przy czym skala efektu międzykrajowego była kilkanaście razy większa niż wewnętrzkrajowego. Hipoteza H7 dotycząca eksportu została potwierdzona w rozbieżności kierunków obu komponentów modelu Mundlaka. Hipoteza H8 odnosząca się do dominacji zmienności międzykrajowej dla wskaźnika zatrudnienia uzyskała mocne potwierdzenie empiryczne – CV międzykrajowy (46,07%) przewyższa CV wewnętrzkrajowy (4,87%) w stosunku zbliżonym do 9:1, a różnica ta jest istotnie większa niż w przypadku stopy bezrobocia.

Należy podkreślić, że zastosowane modele opisują liniowo modelowane zależności statystyczne i nie pozwalają na wnioskowanie o zależnościach przyczynowo-skutkowych między zmiennymi. Spójność kierunków oszacowanych współczynników między trzema modelami – w szczególności w odniesieniu do długu publicznego, inflacji HICP oraz wskaźnika NEET – wzmacnia jednak wnioskowanie o stabilności zidentyfikowanych zależności statystycznych w analizowanej próbie krajów UE-27 w latach 2014–2024. Dodatkowym ograniczeniem technicznym analizy zatrudnienia było wyłączenie Malty

z części modelowej ze względu na brak danych dla wszystkich lat obserwacji w przypadku dwóch zmiennych objaśniających, co zmniejszyło próbę modelową z 27 do 26 krajów.

Pierwsze ograniczenie wiąże się z definicją operacyjną stopy bezrobocia oraz wskaźnika zatrudnienia, opartą na badaniu reprezentacyjnym (EU-LFS). Wskaźniki te są obarczone błędem losowania, który należy uwzględnić przy interpretacji wyników dla małych subpopulacji. Drugie ograniczenie dotyczy częściowego nakładania się definicyjnego wskaźnika NEET ze stopą bezrobocia – z tego powodu w niniejszej pracy zastosowano analizę wrażliwości obejmującą warianty modeli z uwzględnieniem i bez uwzględnienia tej zmiennej. Trzecie ograniczenie wynika z górnej granicy przedziału czasowego, podyktowanej dostępnością danych statystycznych. Czwarte ograniczenie ma charakter metodologiczny – modele liniowe stosowane w niniejszej pracy mogą niedostatecznie odzwierciedlać złożone, nieliniowe relacje między zmiennymi. Wreszcie analizy nie obejmują tzw. szarej strefy zatrudnienia, której skala znacząco różnicuje się między krajami UE-27.

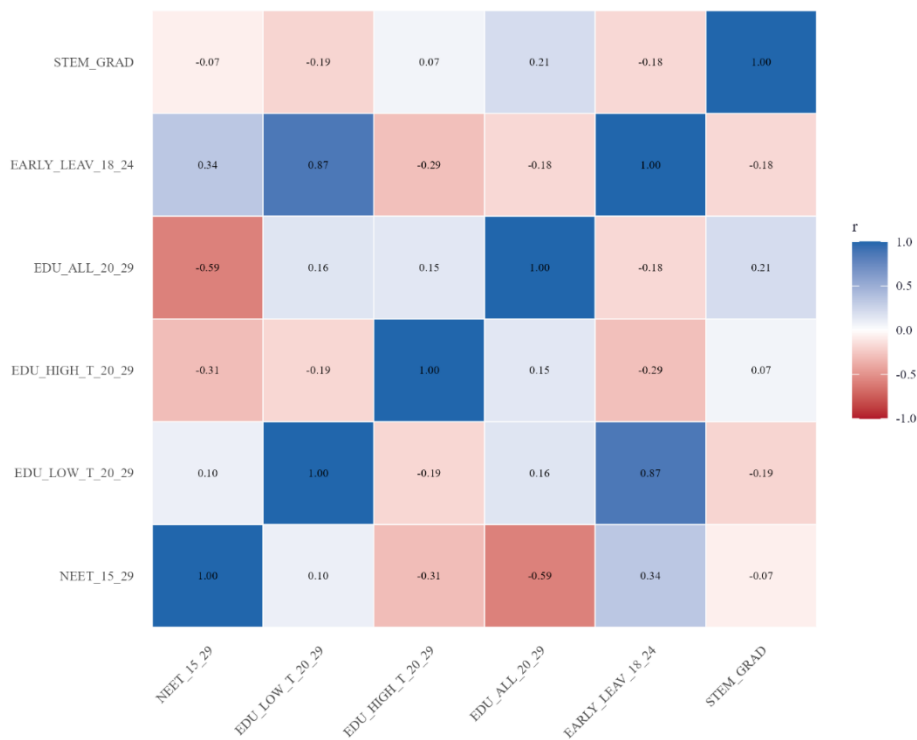
Wyniki przeprowadzonej analizy prowadzą do kilku ogólnych wniosków. Po pierwsze, bezrobocie i zatrudnienie osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 są zjawiskami w dominującym stopniu strukturalnymi, osadzonymi w trwałych cechach instytucjonalnych poszczególnych państw. Po drugie, dekompozycja zmienności na komponent wewnątrz krajowy i międzykrajowy ma kluczowe znaczenie interpretacyjne – analiza prowadzona wyłącznie na danych łączonych może maskować dwa odmienne mechanizmy, działające w przeciwnych kierunkach (czego najwyraźniejszym przykładem jest mediana wieku oraz eksport w relacji do produktu krajowego brutto). Po trzecie, czynniki kapitału ludzkiego, demograficzne i instytucjonalne wykazują złożone zależności ze stopą bezrobocia, natomiast czynniki makroekonomiczne – z wskaźnikiem zatrudnienia. Po czwarte, najsilniejszy związek statystyczny ze stopą bezrobocia odnotowano dla wskaźnika NEET, przy czym interpretacja tego wyniku pozostaje ograniczona ze względu na częściowe nakładanie się definicyjne wskaźnika NEET ze zmienną zależną; wskaźnik ten pełni funkcję wskaźnika bieżącej koniunktury, a nie trwałej cechy strukturalnej.

Z perspektywy potencjalnych kierunków dalszych badań warto wskazać kilka obszarów. Po pierwsze, pogłębienie analiz nad mechanizmem paradoksu wykształcenia wyższego w wymiarze międzykrajowym – zwłaszcza w kontekście niedopasowania kwalifikacji oraz skali nadmiernych kwalifikacji. Po drugie, włączenie do analiz

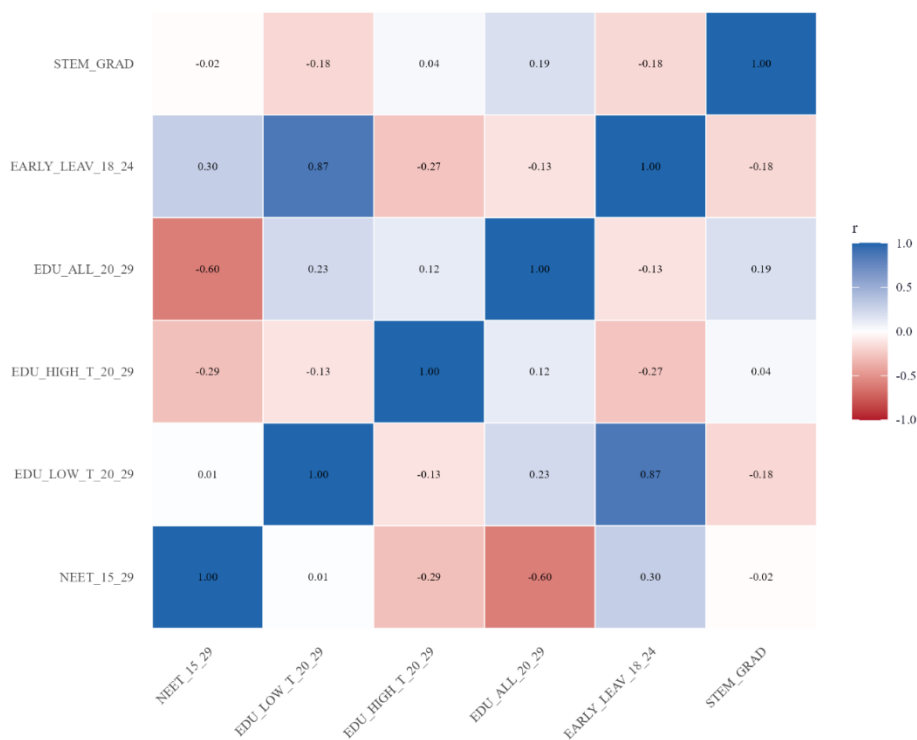
zmiennych charakteryzujących jakość zatrudnienia (zatrudnienie tymczasowe, niepełny wymiar czasu pracy, wynagrodzenia), co pozwoliłoby uchwycić bardziej całościowy obraz sytuacji osób w analizowanej grupie wiekowej. Po trzecie, rozszerzenie analiz o regionalny wymiar zróżnicowania (NUTS-2), co umożliwiłoby uchwycenie zmienności wewnątrz krajowej o większej rozdzielczości przestrzennej (Bal-Domańska, 2024). Po czwarte, zastosowanie modeli nieliniowych oraz analiz wrażliwości specyfikacji wobec doboru zmiennych. Po piąte, rozszerzenie horyzontu czasowego analiz w miarę pojawiania się aktualnych danych statystycznych w celu zbadania trwałości stwierdzonych zależności w okresie po szokach lat 2020–2023.

Załączniki

Załącznik 1. Diagnostyka uzupełniająca dla modelu stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE:

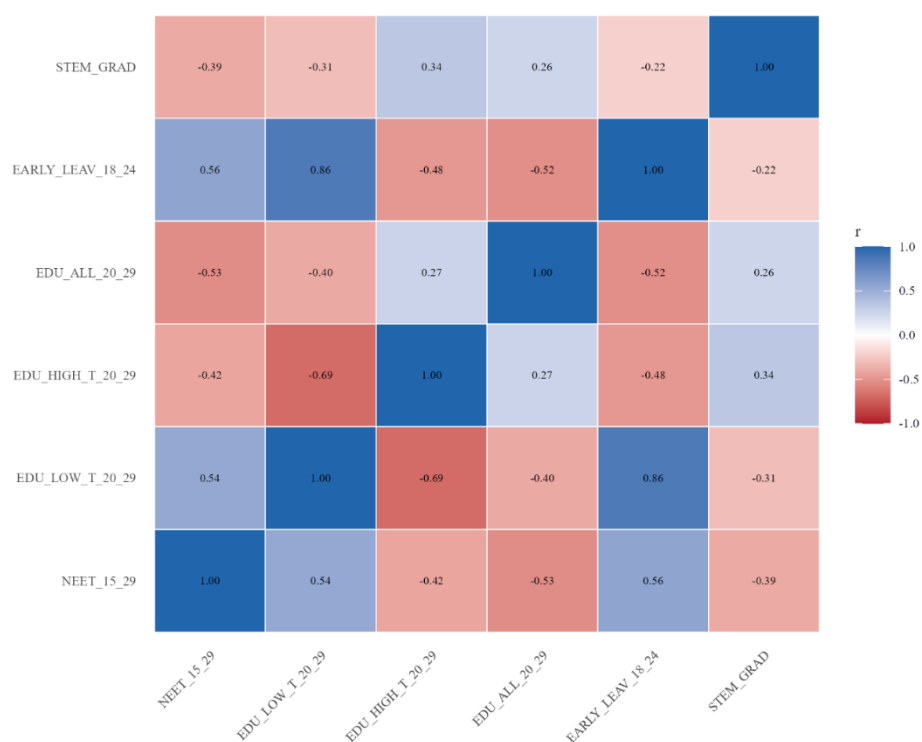


Rysunek Z.1. Korelacje wskaźnika NEET i zmiennych edukacyjnych – dane łączone
Źródło: opracowanie własne.



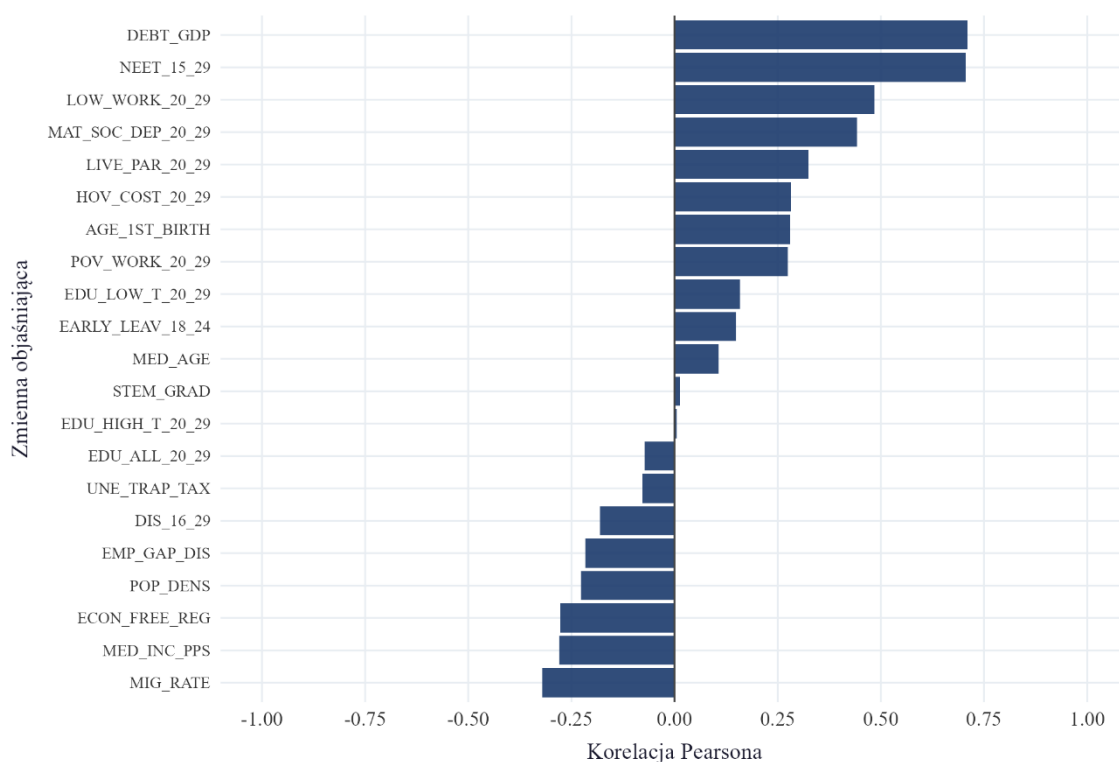
Rysunek Z.2. Korelacje NEET i zmiennych edukacyjnych – ujęcie międzykrajowe

Źródło: opracowanie własne.



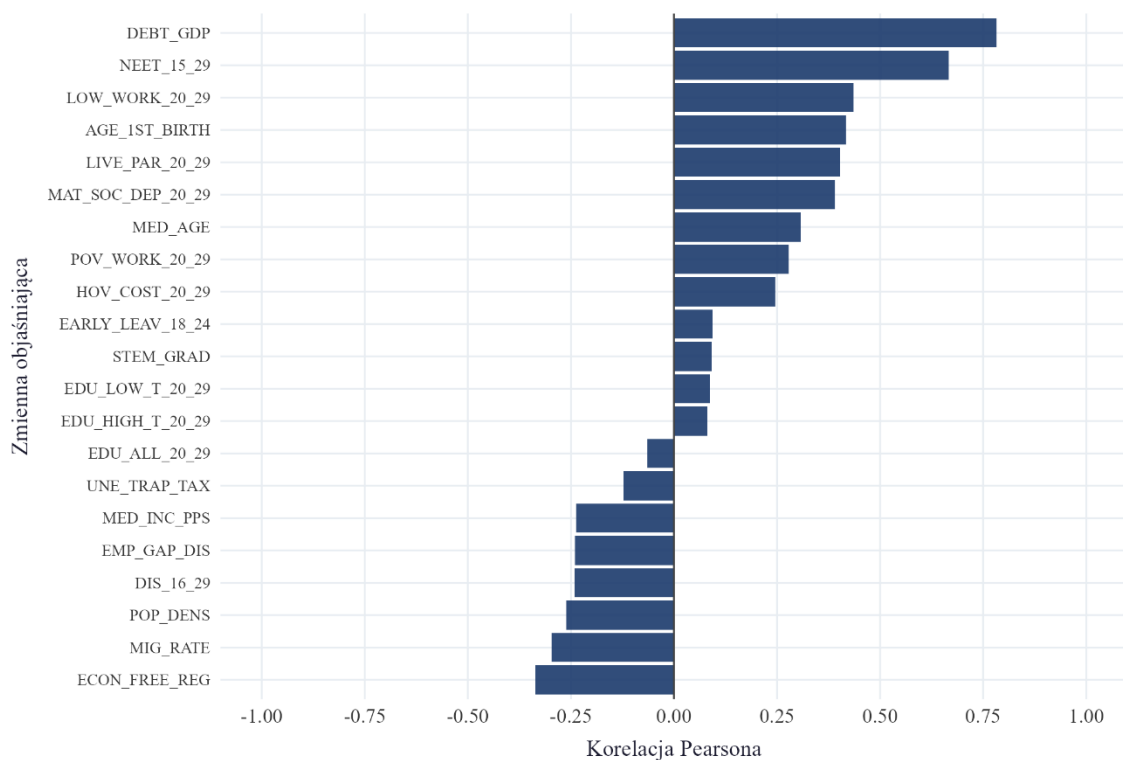
Rysunek Z.3. Korelacje NEET i zmiennych edukacyjnych – ujęcie wewnątrz krajowe

Źródło: opracowanie własne.



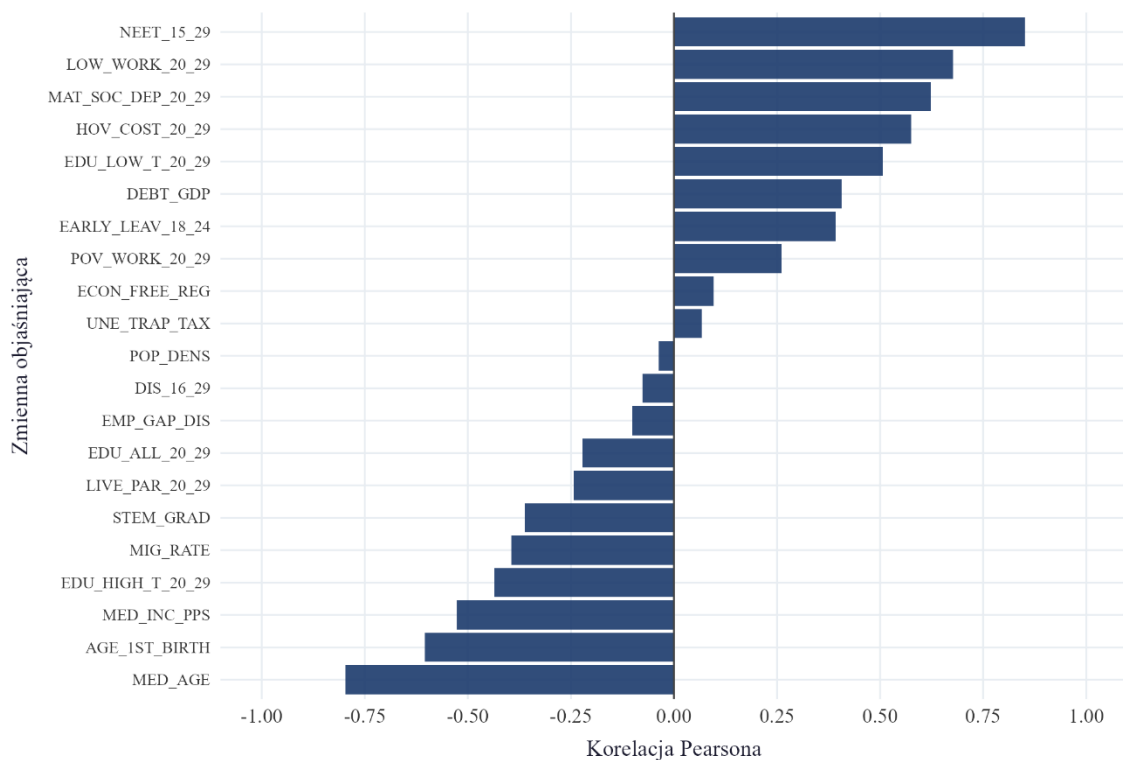
Rysunek Z.4. Korelacje zmiennych objaśniających ze stopą bezrobocia – ujęcie pooled

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek Z.5. Korelacje zmiennych objaśniających ze stopą bezrobocia – ujęcie międzykrajowe

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek Z.6. Korelacje zmiennych objaśniających ze stopą bezrobocia – ujęcie wewnątrz krajowe

Źródło: opracowanie własne.

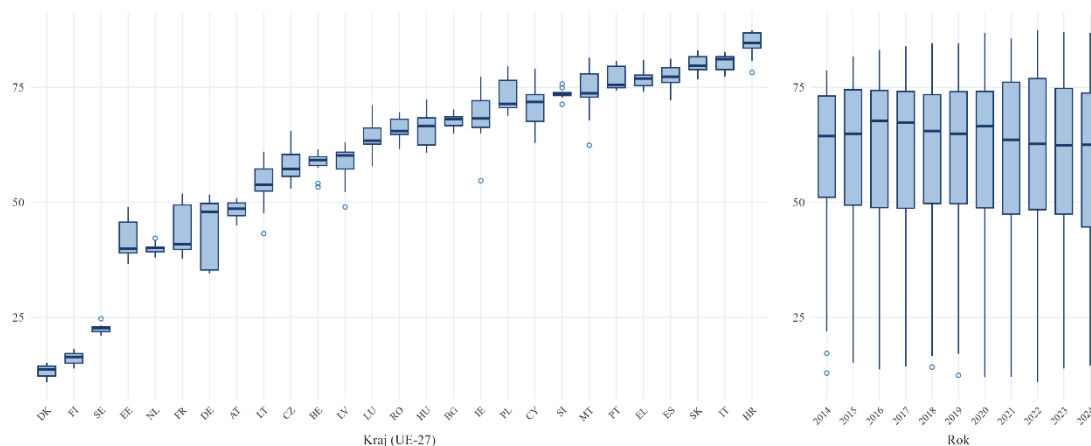
Tabela Z.1. Macierz korelacji Pearsona zmiennych objaśniających – dane łączone, UE-27, 2014–2024p

ECON_F REE_RE	POP_ DENS	MIG_ RATE	AGE_ IST_	MED_ AGE	MED_ INC	LIVE_ PAR	DIS_1 6_29	EMP_ GAP	MAT_S OC_DEP	POV_WOR K_20_29	LOW_W ORK_20	HOV_C OST_20	NEET_15_2	EDU_A LL_20_2	STE MG	EARL_ Y_1E_	EDU_HI GH_T_2	EDU_L OW_T_2	UNEMP RATE
-0.28	-0.23	-0.32	0.28	0.11	-0.28	0.32	-0.18	-0.22	0.44	0.27	0.49	0.28	0.71	-0.07	0.01	0.15	0.16	1.00	UNEMP_R ATE_20_29
0.19	0.26	0.15	0.19	0.11	0.12	-0.12	-0.08	-0.21	0.19	0.54	0.30	0.22	0.10	0.16	-0.19	0.87	1.00	0.16	EDU_LOW T_20_29
0.26	0.14	0.36	0.39	-0.50	0.51	0.02	0.12	0.01	-0.27	-0.16	-0.02	-0.15	-0.31	0.15	1.00	-0.29	-0.19	0.01	EDU_HIG H_T_20_29
0.03	0.21	0.05	-0.06	0.11	-0.14	0.02	-0.26	-0.07	0.38	0.49	0.10	0.00	0.34	-0.18	1.00	1.00	0.87	0.15	EARLY_L EAV_18_2
0.16	-0.26	-0.12	0.19	0.11	0.06	-0.20	0.23	0.14	-0.10	-0.04	0.26	0.11	-0.07	0.21	1.00	-0.18	-0.19	0.01	STEM_GR AD
0.37	-0.07	0.18	0.50	0.08	0.63	-0.61	0.41	-0.40	-0.45	0.10	0.43	0.44	-0.59	1.00	0.21	-0.18	0.16	-0.07	EDU_ALL 20_29
-0.43	-0.23	-0.45	-0.18	0.15	-0.59	0.48	-0.37	0.06	0.69	0.26	0.21	0.03	1.00	-0.59	-0.07	0.34	0.10	0.71	NEET_15_29
0.19	-0.12	-0.14	0.23	0.13	0.08	-0.42	0.17	-0.07	0.29	0.39	0.71	1.00	0.03	0.44	0.11	0.00	0.22	0.28	HOV_COS T_20_29
0.29	-0.15	-0.17	0.45	0.05	0.22	-0.37	0.16	-0.07	0.22	0.28	1.00	0.71	0.21	0.43	0.26	0.10	0.30	0.49	LOW_WO RK_20_29
-0.01	-0.23	-0.12	0.07	0.16	-0.05	-0.09	-0.08	-0.14	0.38	1.00	0.28	0.39	0.26	0.10	-0.04	0.49	0.54	0.27	POV_WOR K_20_29
-0.30	-0.14	-0.37	-0.33	0.11	-0.60	0.29	-0.37	0.22	1.00	0.38	0.22	0.29	0.69	-0.45	-0.10	0.38	0.19	0.44	MAT_SOC DEP_20_2
0.06	0.18	0.01	-0.27	-0.23	-0.22	0.15	-0.24	1.00	0.22	-0.14	-0.07	-0.07	0.06	-0.40	0.14	-0.07	-0.21	-0.22	EMP_GAP DIS
0.34	-0.21	0.01	0.19	-0.16	0.38	-0.44	1.00	-0.24	-0.37	-0.08	0.16	0.17	-0.37	0.41	0.23	-0.26	-0.08	-0.18	DIS_16_29
-0.57	0.13	-0.06	-0.02	0.12	-0.43	1.00	-0.44	0.15	0.29	-0.09	-0.37	-0.42	0.48	-0.61	-0.20	0.02	0.02	0.32	LIVE_PAR 20_29
0.45	0.24	0.50	0.65	-0.22	1.00	-0.43	0.38	-0.22	-0.60	-0.05	0.22	0.08	-0.59	0.63	0.06	-0.14	0.12	-0.28	MED_INC_ PPS
-0.39	-0.17	-0.19	0.05	1.00	-0.22	0.12	-0.16	-0.23	0.11	0.16	0.05	0.13	0.15	0.08	0.11	0.11	0.11	0.11	MED_AGE
0.19	0.13	0.37	1.00	0.05	0.65	-0.02	0.19	-0.27	-0.33	0.07	0.45	0.23	-0.18	0.50	0.19	-0.06	0.19	0.28	AGE_IST_ BIRRH
0.32	0.54	1.00	0.37	-0.19	0.50	-0.06	0.01	0.01	-0.37	-0.12	-0.17	-0.14	-0.45	0.18	-0.12	0.05	0.15	-0.32	MIG_RAT E
0.12	1.00	0.54	0.13	-0.17	0.24	0.13	-0.21	0.18	-0.14	-0.23	-0.15	-0.12	-0.23	-0.07	-0.26	0.21	0.26	-0.23	POP_DENS
1.00	0.12	0.32	0.19	-0.39	0.45	-0.57	0.34	0.06	-0.30	-0.01	0.29	0.19	-0.43	0.37	0.16	0.03	0.19	-0.28	ECON_FR EE_REG
-0.38	-0.06	-0.17	0.50	0.31	-0.07	0.34	-0.11	-0.20	0.26	0.02	0.40	0.23	0.44	-0.07	0.17	0.00	0.02	0.71	DEBT_GD P
0.05	-0.18	0.00	0.10	0.22	0.24	-0.19	0.09	-0.28	-0.31	-0.09	0.12	-0.06	-0.23	0.35	-0.17	-0.15	0.07	-0.08	UNE_TRA P_TAX

UNE_TR	DEBT_GDP
-0.08	0.71
0.07	0.02
0.08	0.09
-0.15	0.00
-0.17	0.17
0.35	-0.07
-0.23	0.44
-0.06	0.23
0.12	0.40
-0.09	0.02
-0.31	0.26
-0.28	-0.20
0.09	-0.11
-0.19	0.34
0.24	-0.07
0.22	0.31
0.10	0.50
0.00	-0.17
-0.18	-0.06
0.05	-0.38
-0.14	1.00
1.00	-0.14

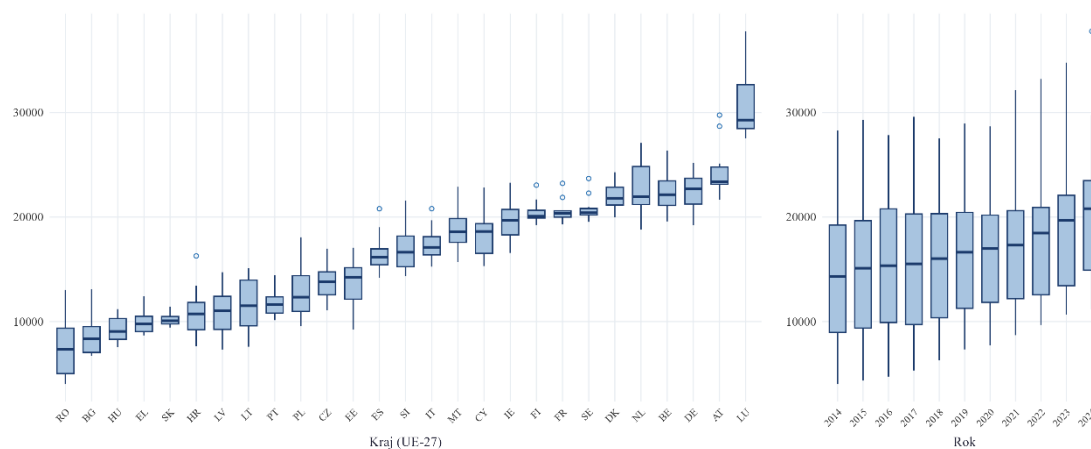
Źródło: opracowanie własne.

Załącznik 2. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika zmiennych objaśniających dla modelu stopy bezrobocia według krajów (lewy wykres) oraz lat (prawy wykres):



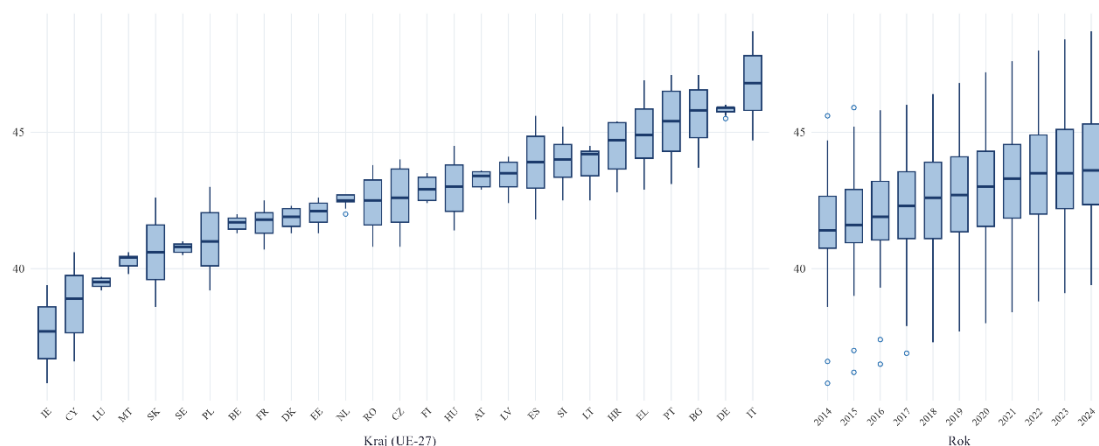
Rysunek Z.7. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika udziału osób w wieku 20–29 lat zamieszkujących z rodzicami (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



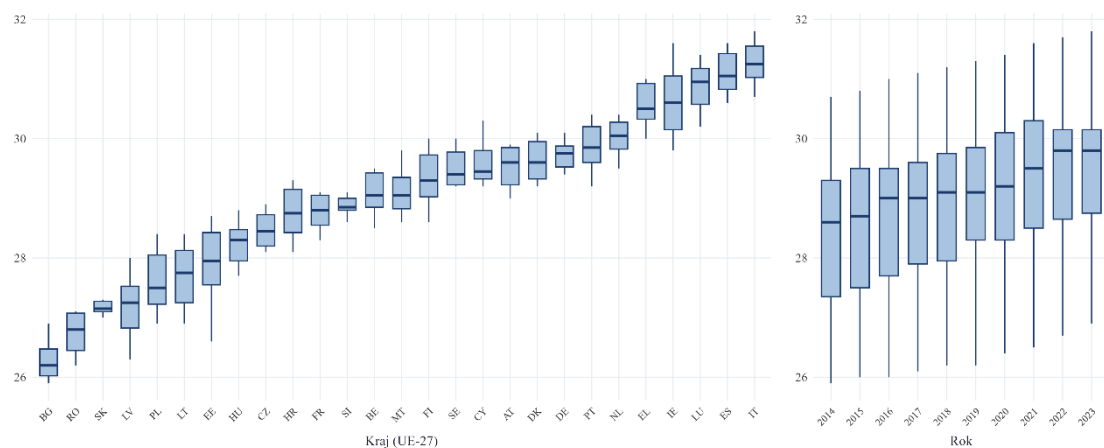
Rysunek Z.8. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika mediany dochodu ekwiwalentnego (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



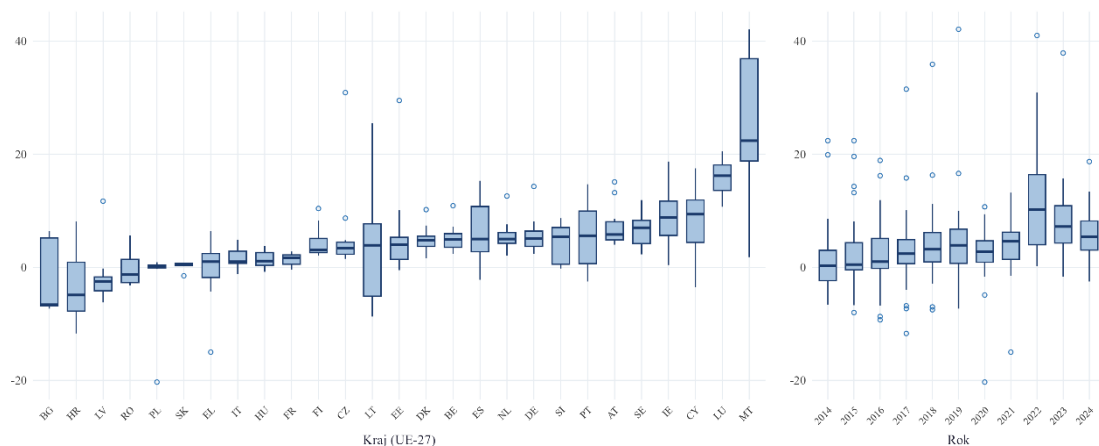
Rysunek Z.9. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika mediany wieku (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



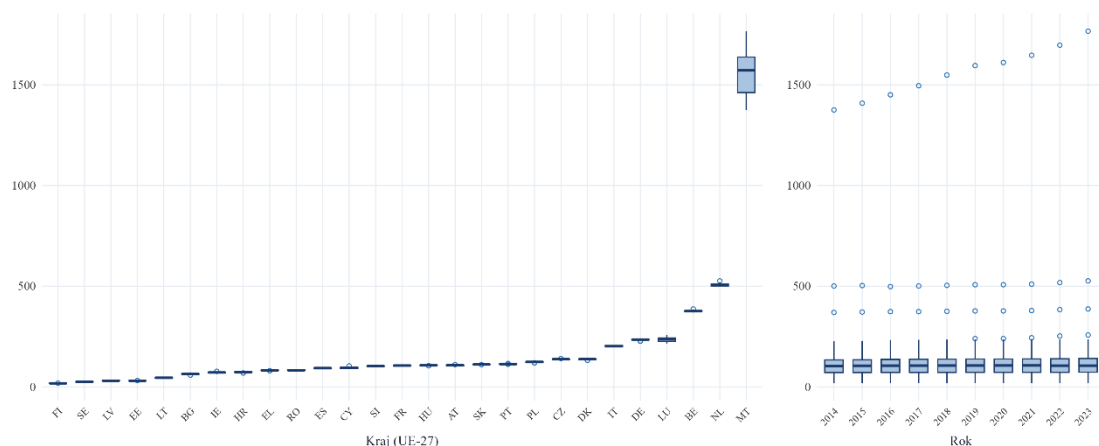
Rysunek Z.10. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika średniego wieku urodzenia pierwszego dziecka (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



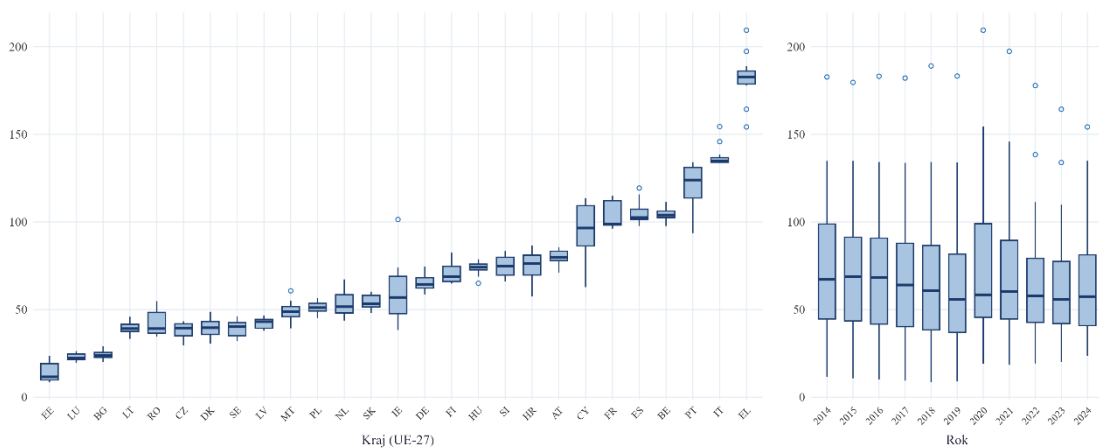
Rysunek Z.11. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika salda migracji na 1000 mieszkańców (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



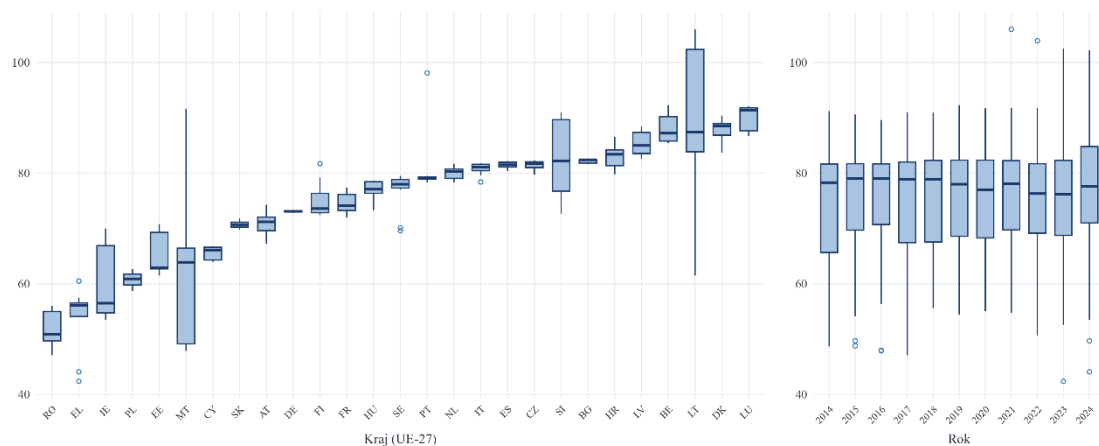
Rysunek Z.12. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika gęstości zaludnienia (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



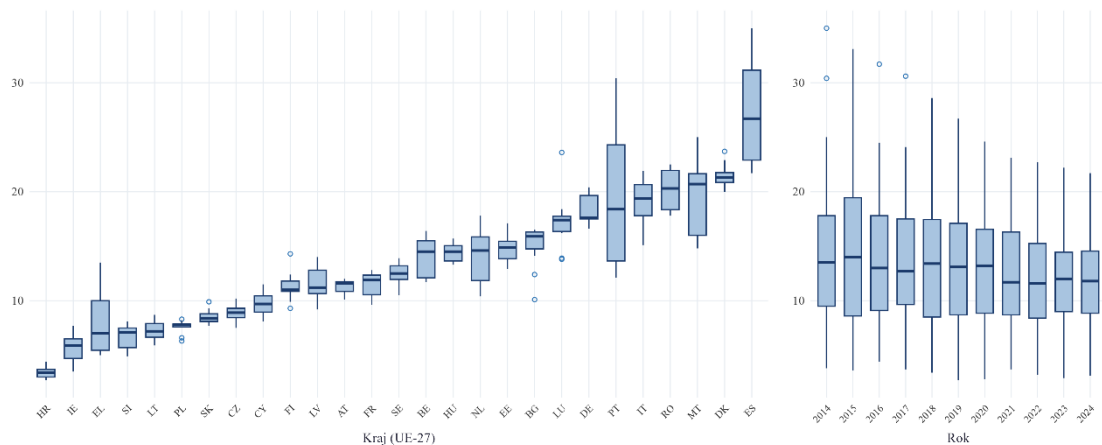
Rysunek Z.13. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika długu publicznego (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



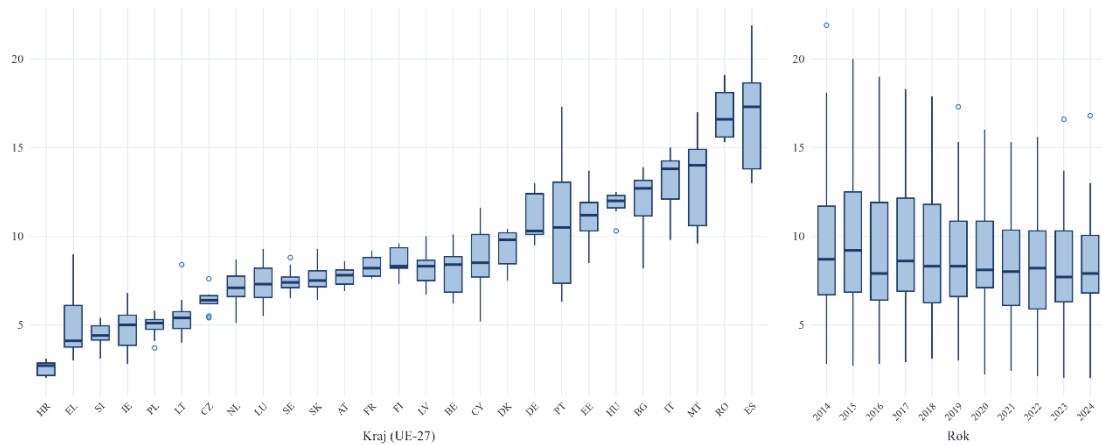
Rysunek Z.14. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika pułapki bezrobocia (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



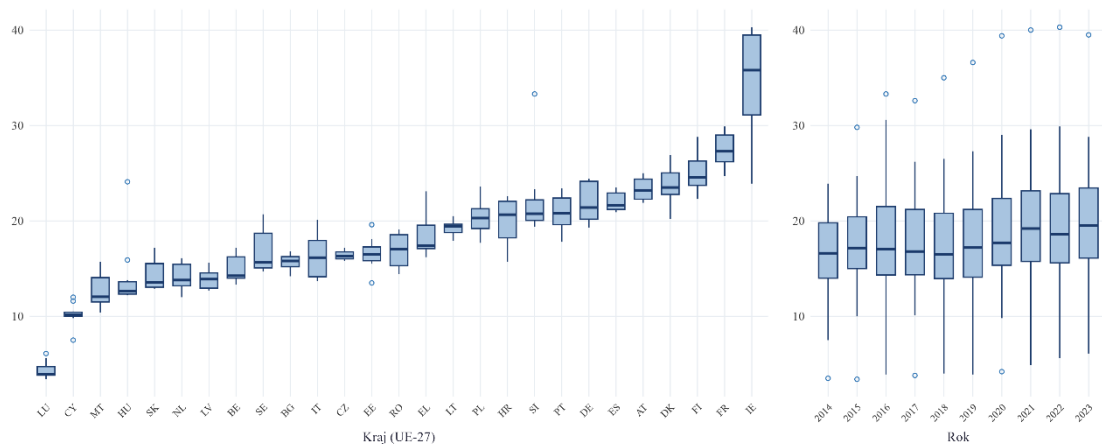
Rysunek Z.15. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika udziału osób w wieku 20–29 lat z niskim poziomem wykształcenia (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



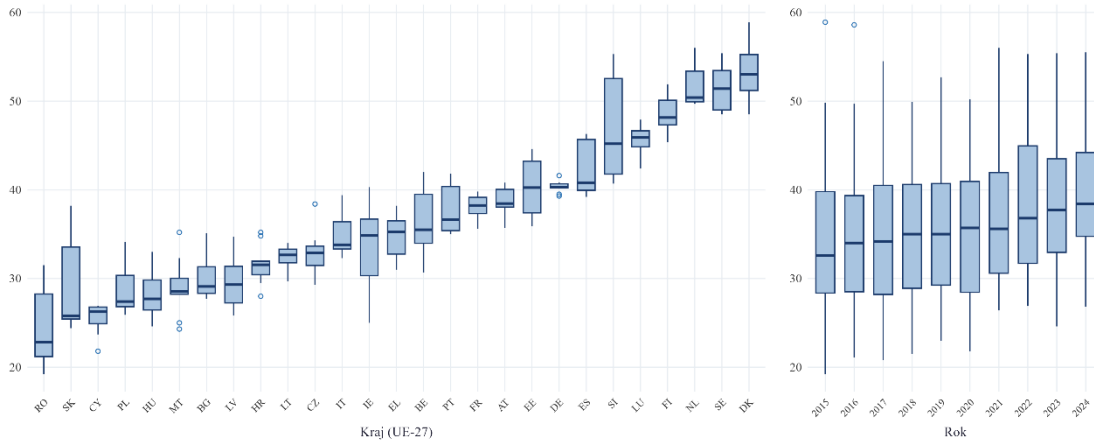
Rysunek Z.16. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika wczesnego kończenia nauki osób w wieku 18–24 lata (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



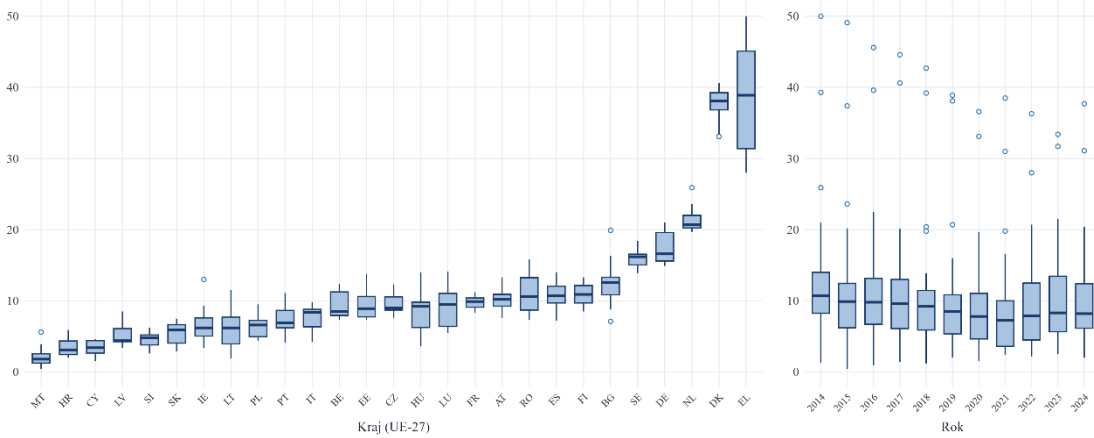
Rysunek Z.17. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika liczby absolwentów kierunków STEM na 1000 mieszkańców (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



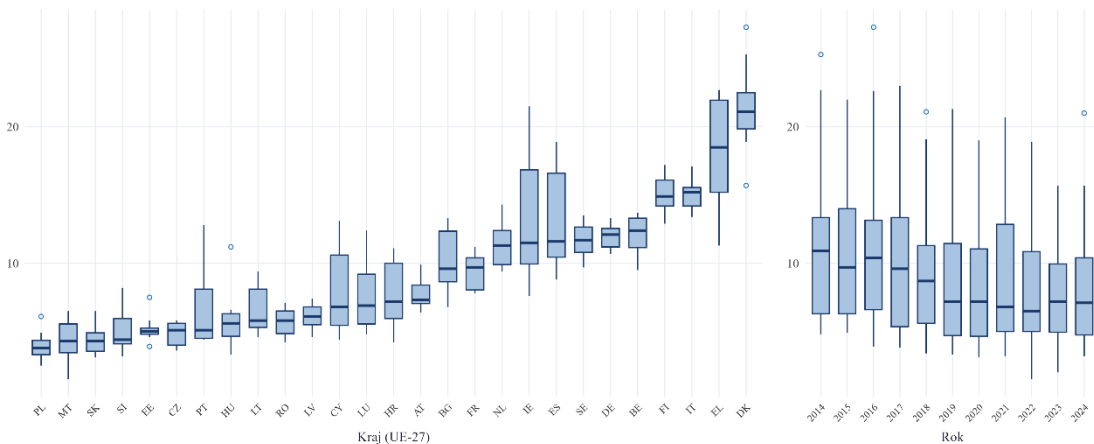
Rysunek Z.18. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika uczestnictwa osób w wieku 20–29 lat w kształceniu formalnym lub nieformalnym (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



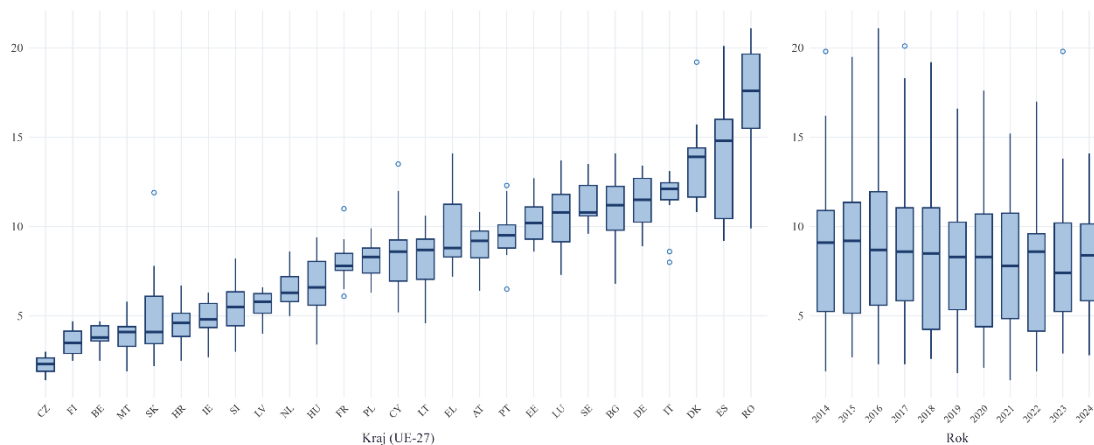
Rysunek Z.19. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika nadmiernego obciążenia kosztami mieszkaniowymi osób w wieku 20–29 lat (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



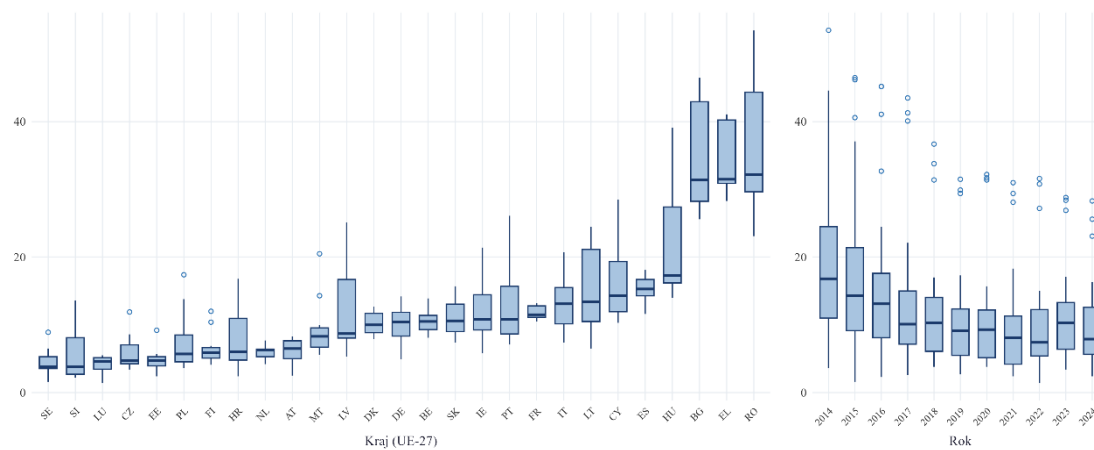
Rysunek Z.20. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych osób w wieku 20–29 lat (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



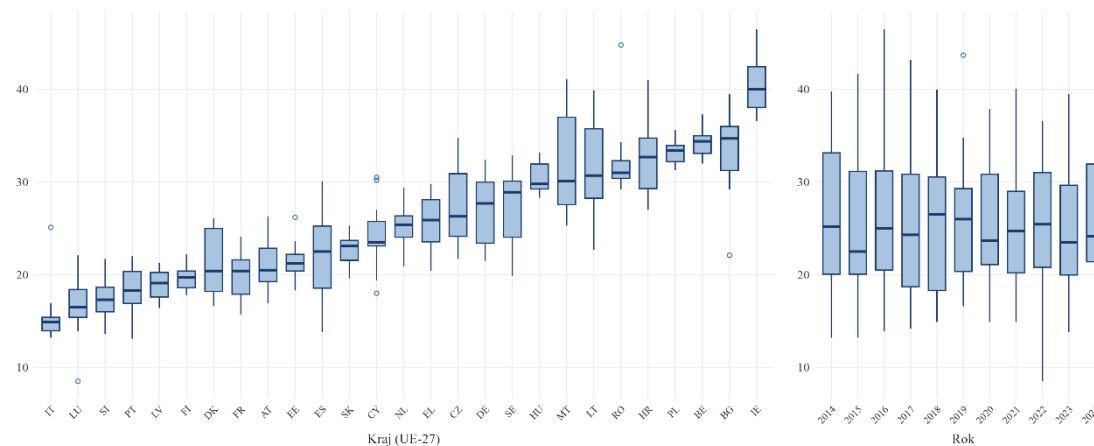
Rysunek Z.21. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika zagrożenia ubóstwem osób pracujących w wieku 20–29 lat (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



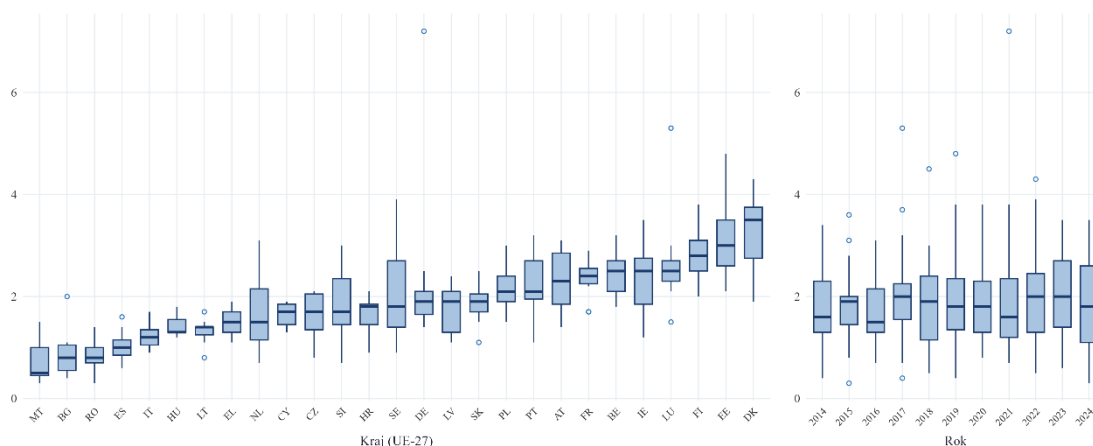
Rysunek Z.22. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika deprivacji materialnej i społecznej osób w wieku 20–29 lat (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



Rysunek Z.23. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika luki zatrudnienia osób z niepełnosprawnością (UE-27, 2014–2024)

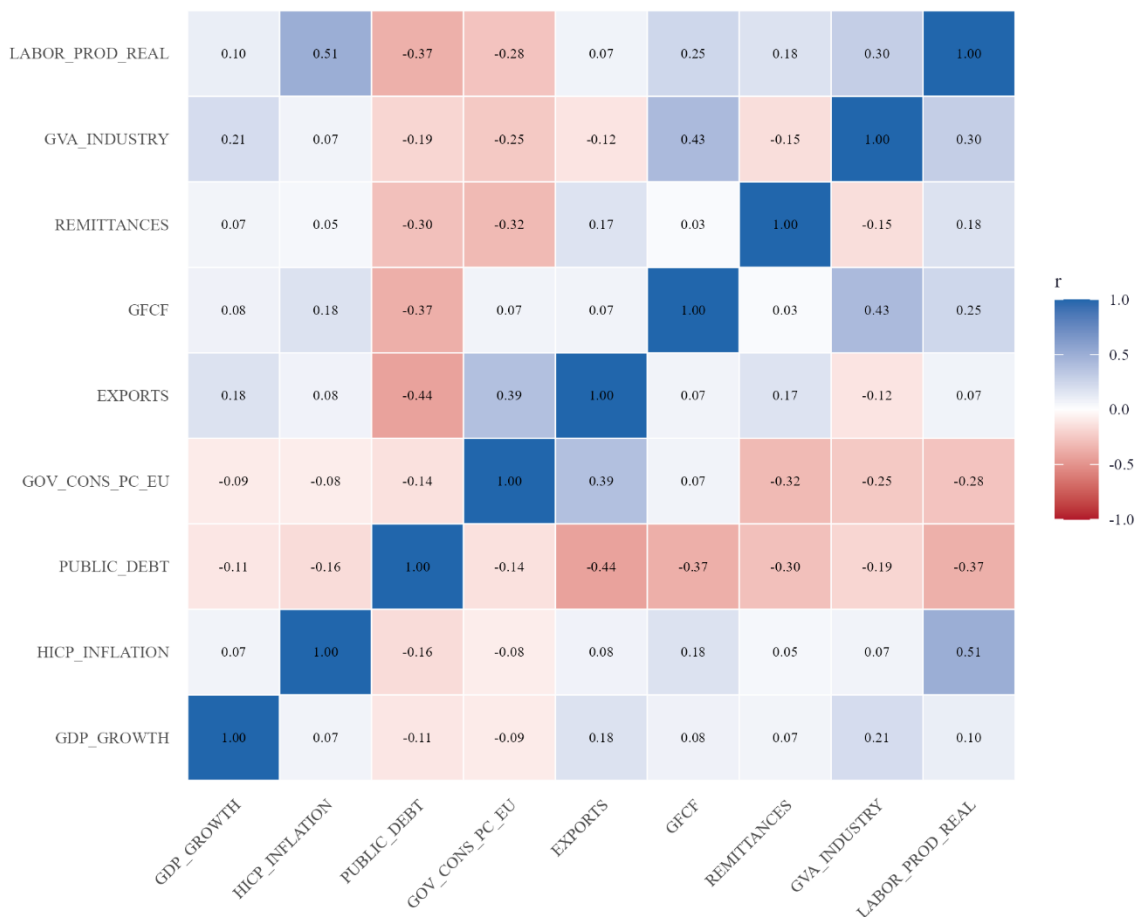
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



Rysunek Z.24. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika udziału osób w wieku 16–29 lat ze znaczną niepełnosprawnością (UE-27, 2014–2024)

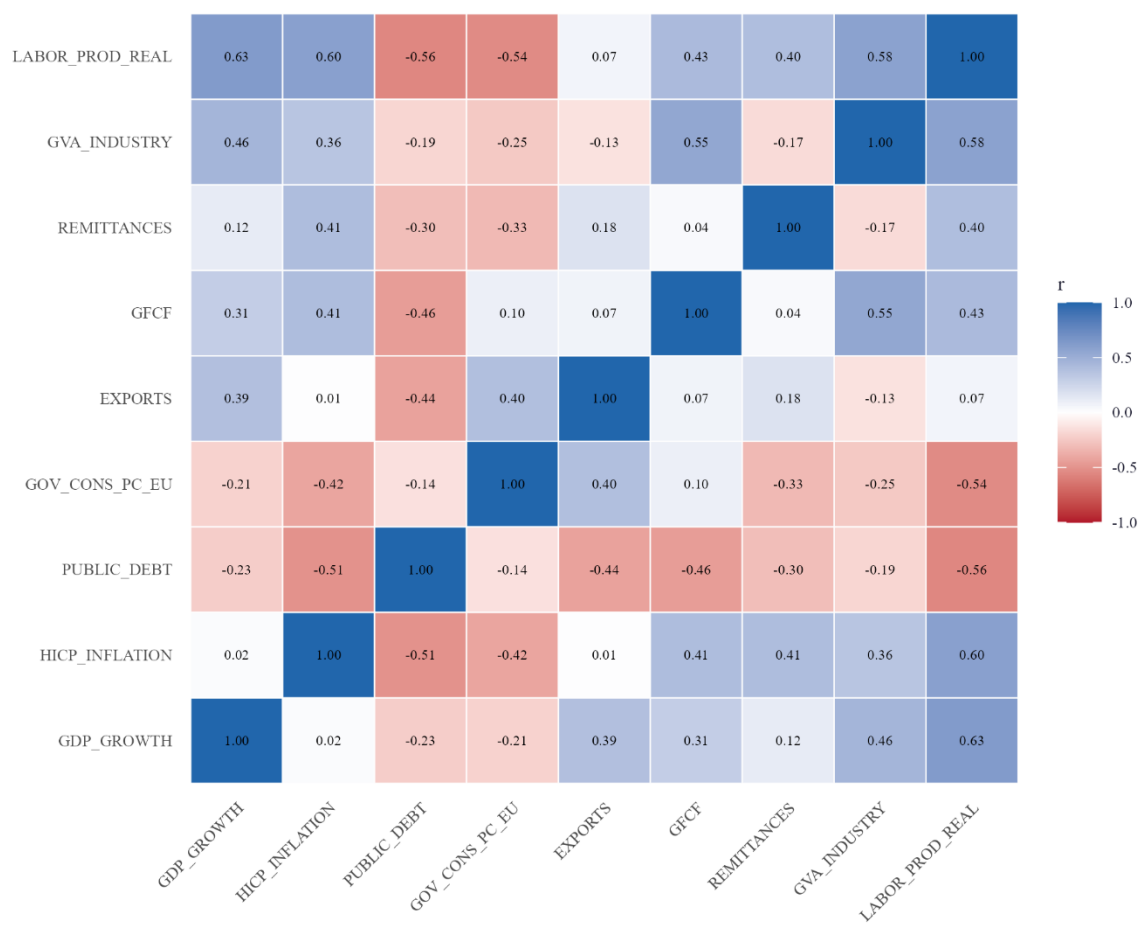
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Załącznik 3. Diagnostyka uzupełniająca dla modelu wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE:

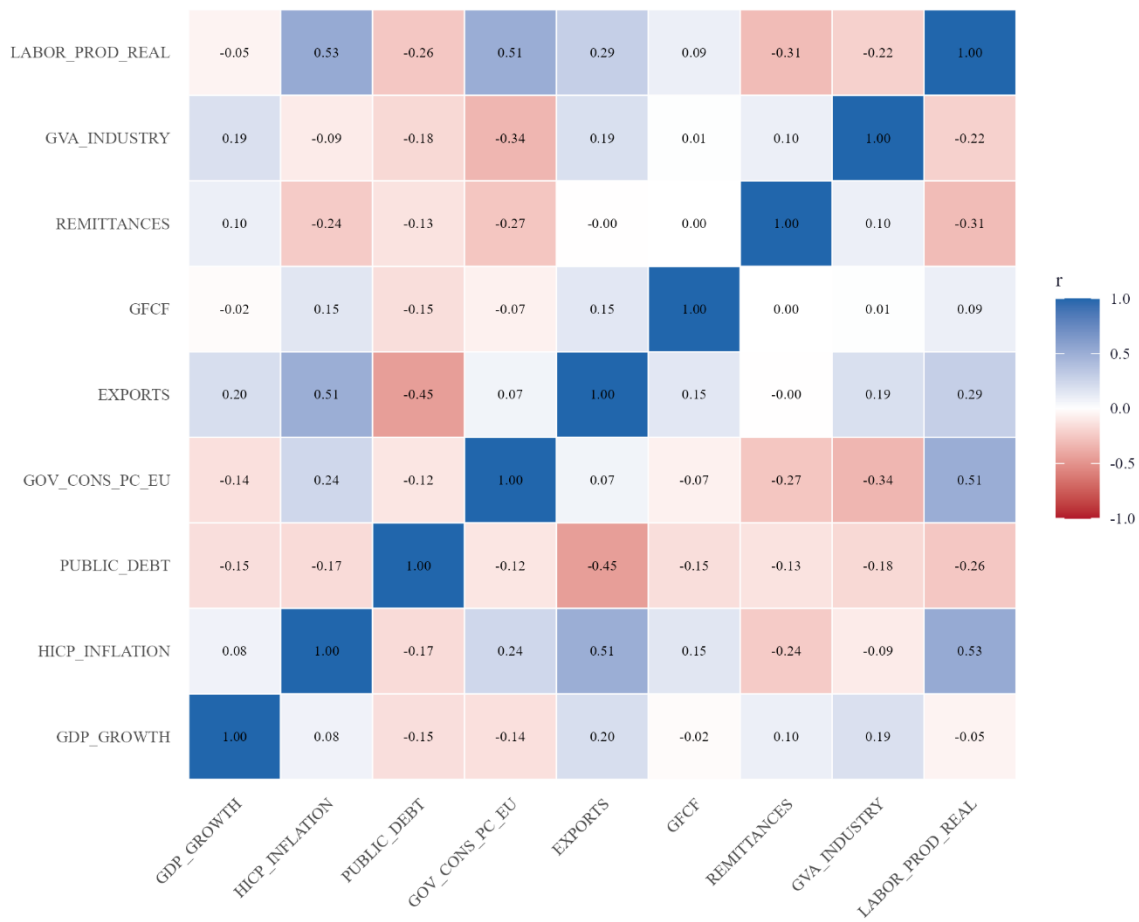


Rysunek Z.25. Macierz współczynników korelacji Pearsona finalnego zestawu zmiennych objaśniających – dane łączone

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

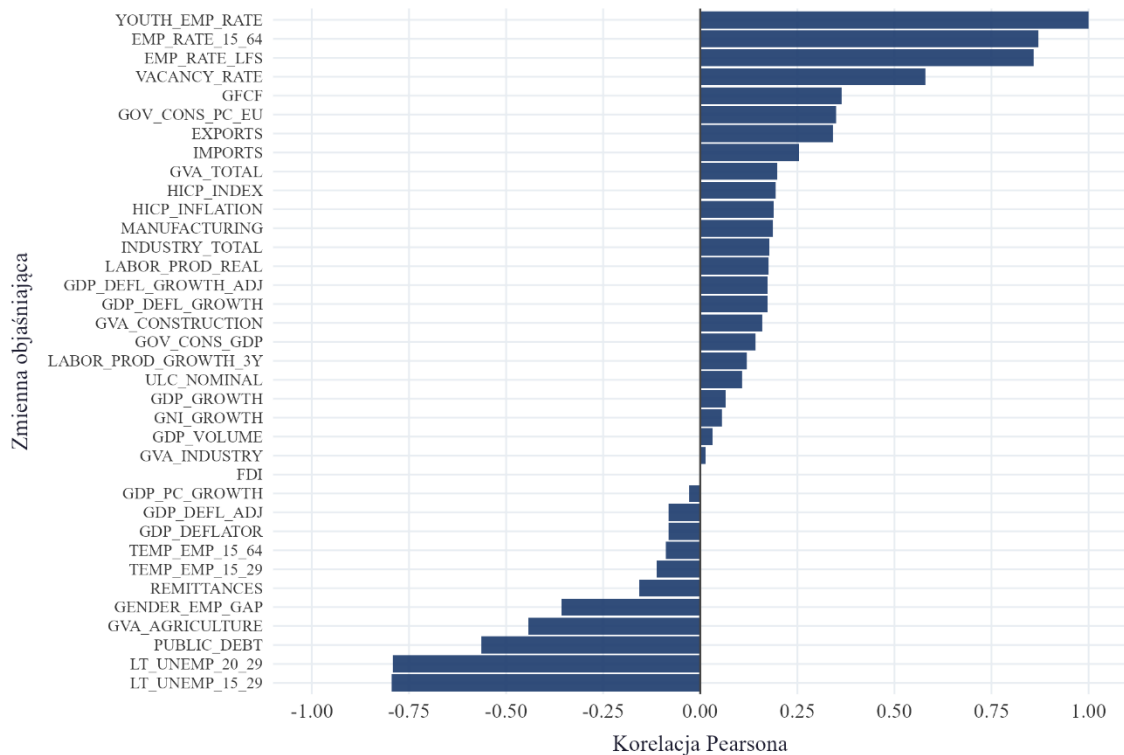


Rysunek Z.26. Macierz współczynników korelacji Pearsona finalnego zestawu zmiennych objaśniających – ujęcie międzykrajowe
 Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



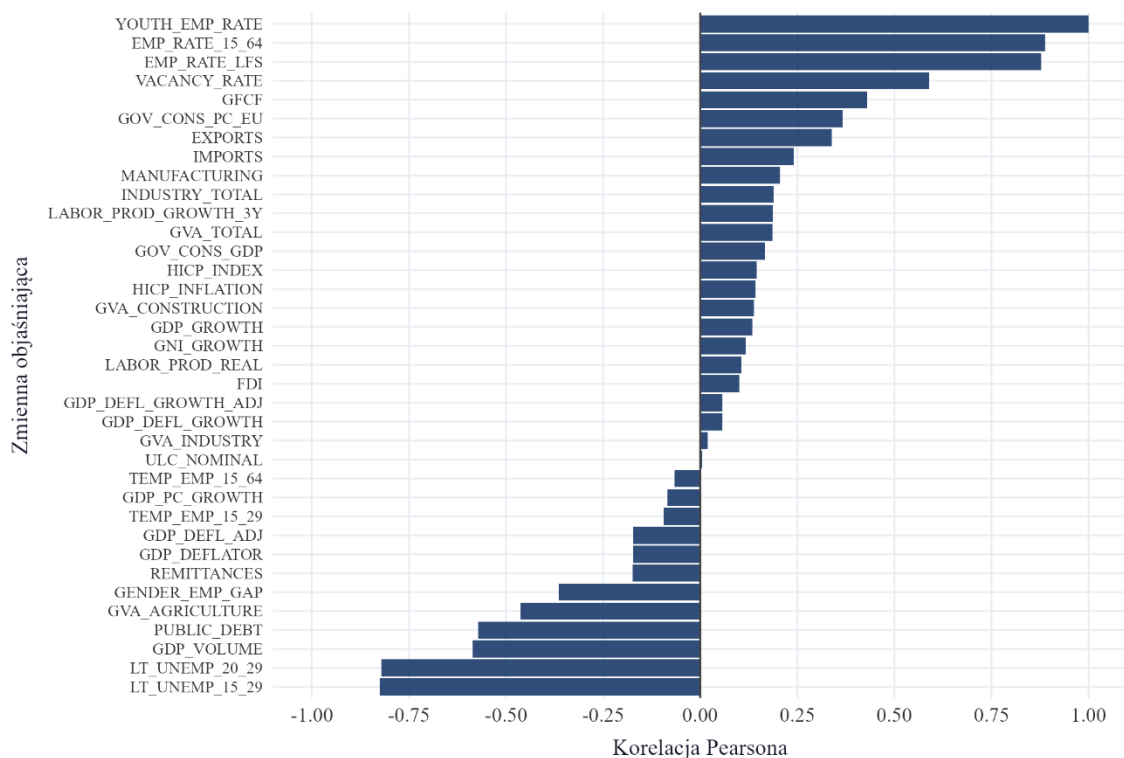
Rysunek Z.27. Macierz współczynników korelacji Pearsona finalnego zestawu zmiennych objaśniających – ujęcie wewnątrz krajowe

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



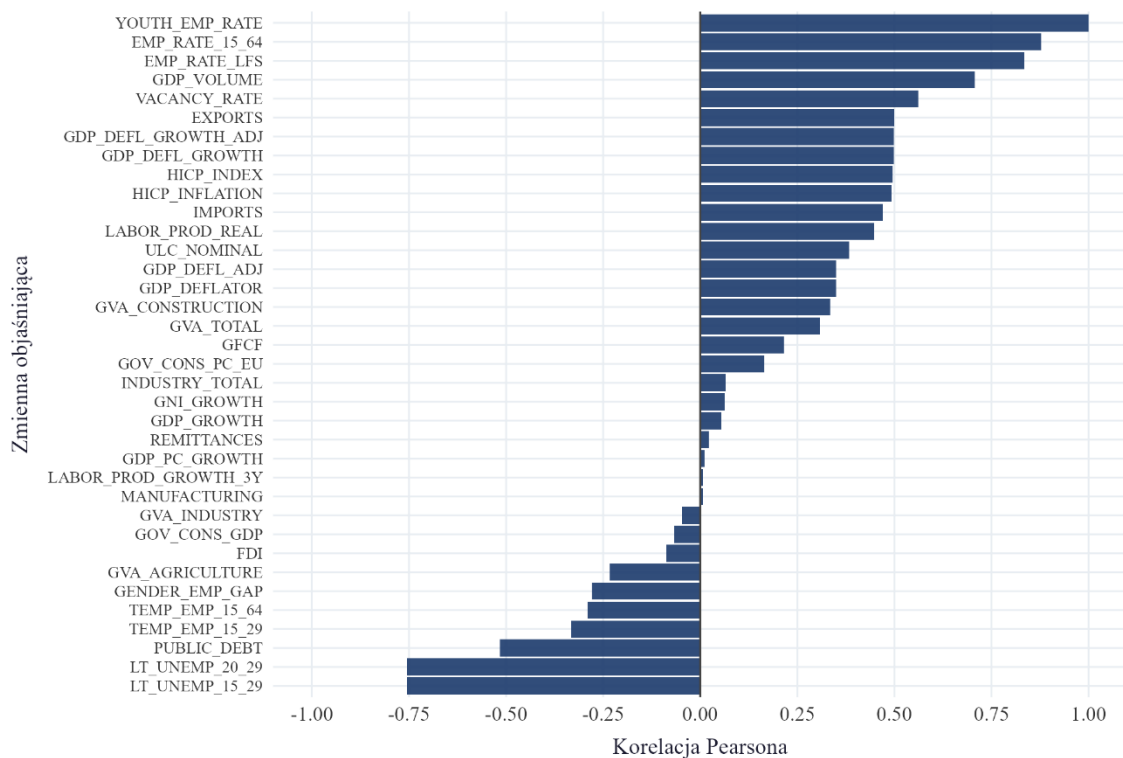
Rysunek Z.28. Korelacje zmiennych objaśniających ze wskaźnikiem zatrudnienia – dane łączone

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



Rysunek Z.29. Korelacje zmiennych objaśniających ze wskaźnikiem zatrudnienia – ujęcie międzykrajowe

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



Rysunek Z. 30. Korelacje zmiennych objaśniających ze wskaźnikiem zatrudnienia – ujęcie wewnątrzrajowe

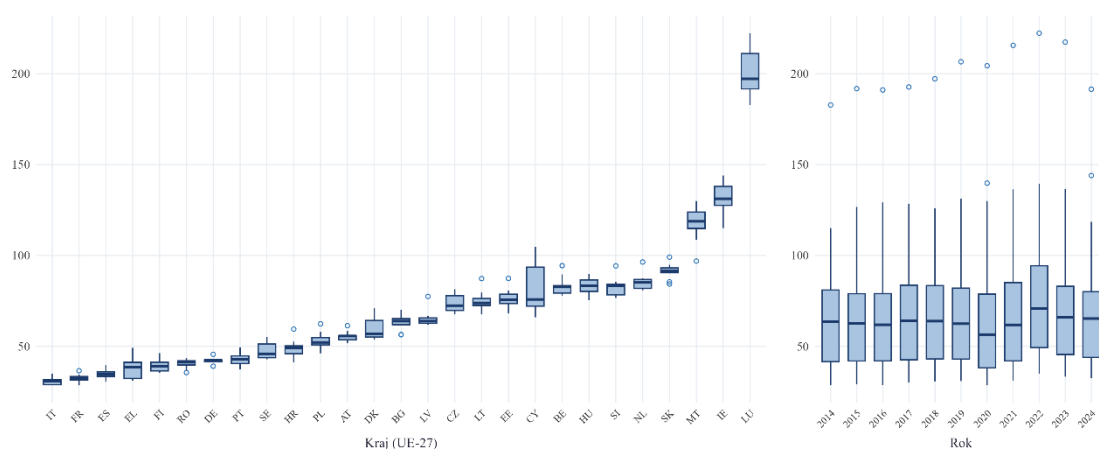
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Tabela Z.2. Macierz korelacji Pearsona zmiennych objaśniających modelu zatrudnienia – dane łączone, UE-27, 2014–2024

	YOUTH_EMP_TOTAL	GDP_GROWTH	HICP_INFLATION	PUBLIC_DEBT	GOV_CONS_PC_EU	EXPORTS	GFCF	REMITTANCES	GVA_INDUSTRY	LABOR_PROD_REAL
YOUTH_EMP_TOTAL	1.00	0.07	0.19	-0.56	0.35	0.34	0.36	-0.16	0.01	0.18
GDP_GROWTH	0.07	1.00	0.07	-0.11	-0.09	0.18	0.08	0.07	0.21	0.10
HICP_INFLATION	0.19	0.07	1.00	-0.16	-0.08	0.08	0.18	0.05	0.07	0.51
PUBLIC_DEBT	-0.56	-0.11	-0.16	1.00	-0.14	-0.44	-0.37	-0.30	-0.19	-0.37
GOV_CONS_PC_EU	0.35	-0.09	-0.08	-0.14	1.00	0.39	0.07	-0.32	-0.25	-0.28
EXPORTS	0.34	0.18	0.08	-0.44	0.39	1.00	0.07	0.17	-0.12	0.07
GFCF	0.36	0.08	0.18	-0.37	0.07	0.07	1.00	0.03	0.43	0.25
REMITTANCES	-0.16	0.07	0.05	-0.30	-0.32	0.17	0.03	1.00	-0.15	0.18
GVA_INDUSTRY	0.01	0.21	0.07	-0.19	-0.25	-0.12	0.43	-0.15	1.00	0.30
LABOR_PROD_REAL	0.18	0.10	0.51	-0.37	-0.28	0.07	0.25	0.18	0.30	1.00

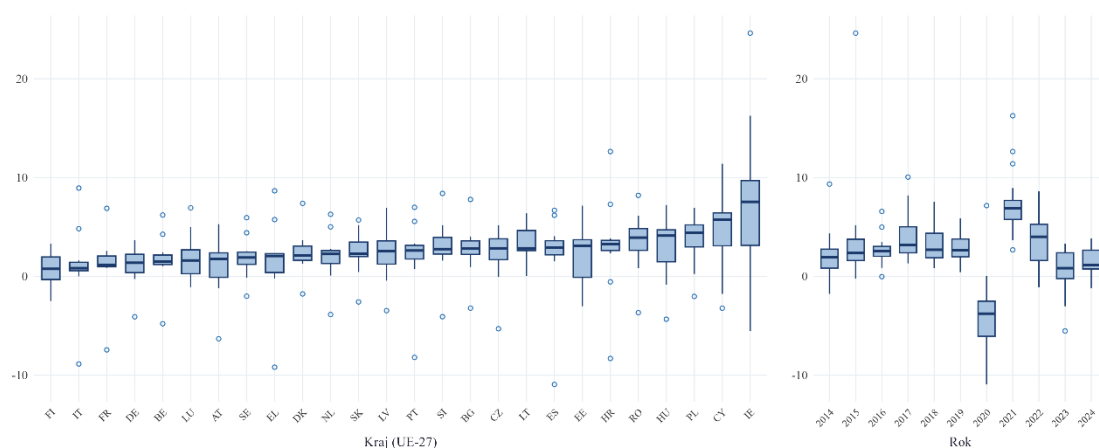
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Załącznik 4. Zróźnicowanie międzykrajowe i dynamika zmiennych objaśniających dla modelu stopy bezrobocia według krajów (lewy wykres) oraz lat (prawy wykres):



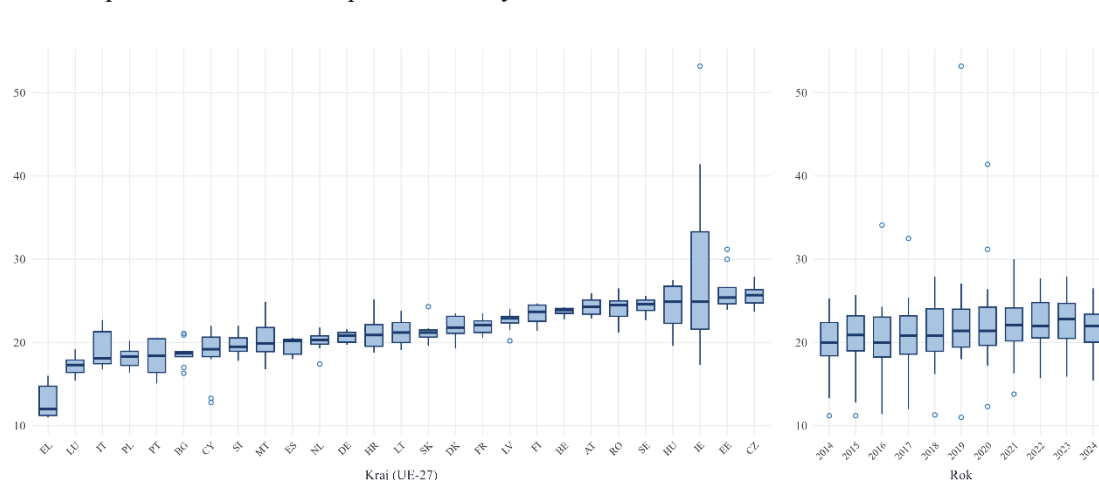
Rysunek Z. 31. Zróźnicowanie międzykrajowe i dynamika eksportu towarów i usług jako odsetka PKB (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



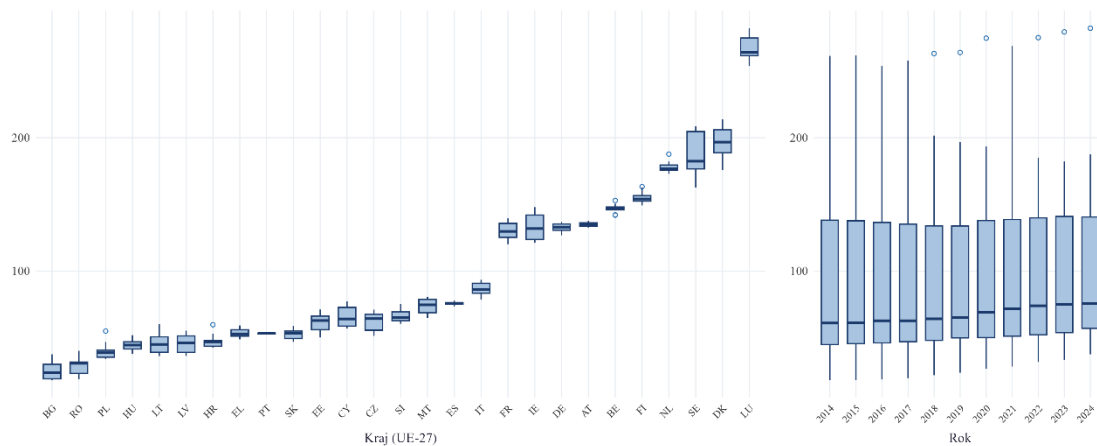
Rysunek Z.32. Zróźnicowanie międzykrajowe i dynamika wzrostu produktu krajowego brutto (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



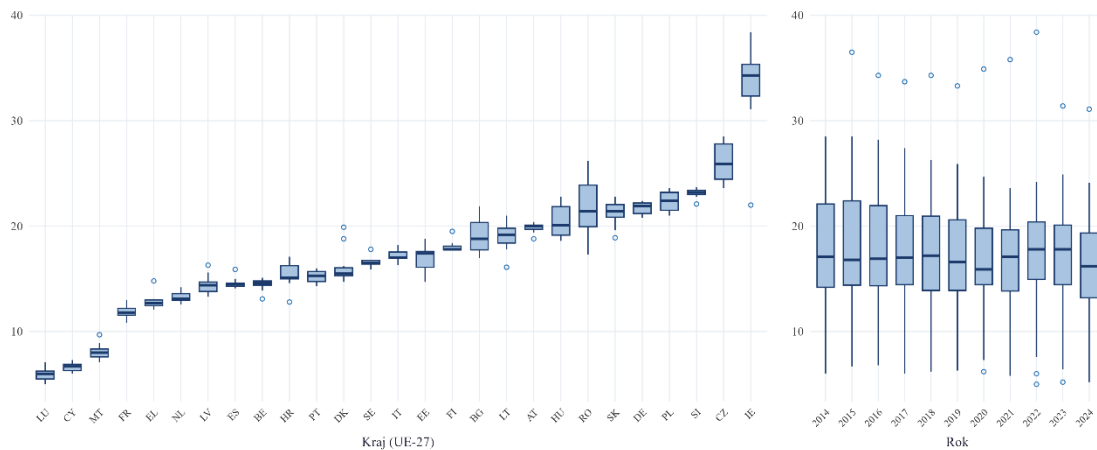
Rysunek Z.33. Zróźnicowanie międzykrajowe i dynamika nakładów brutto na środki trwałe jako odsetka PKB (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



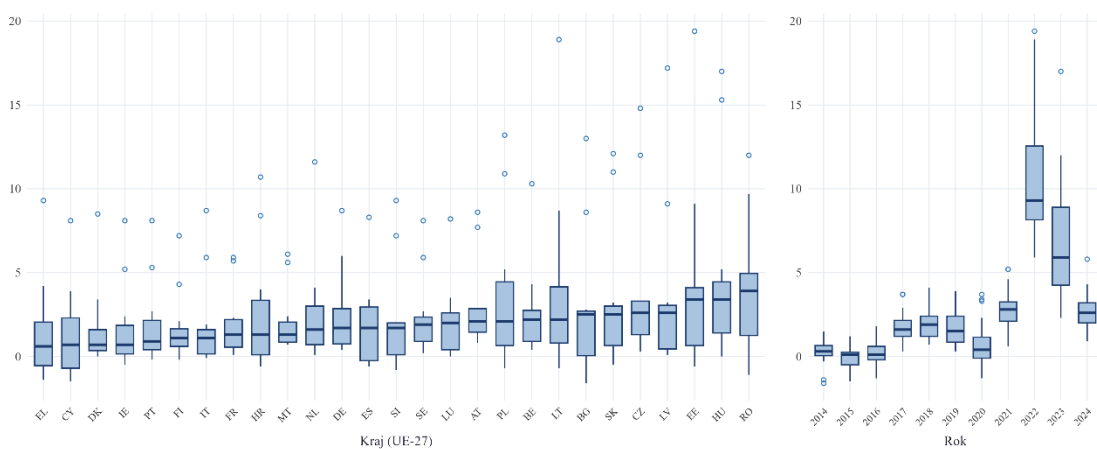
Rysunek Z.34. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika spożycia publicznego per capita (UE-27 = 100) (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



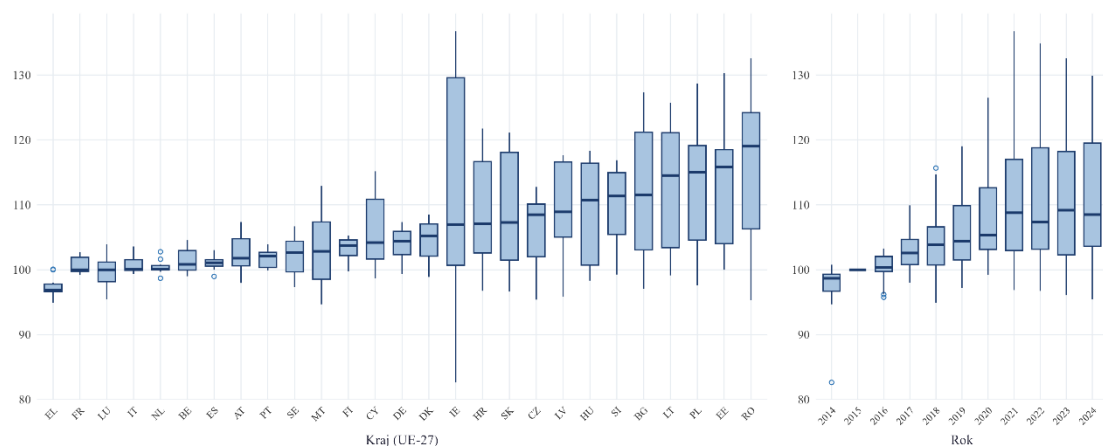
Rysunek Z.35. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika wartości dodanej brutto w przemyśle jako odsetka PKB (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



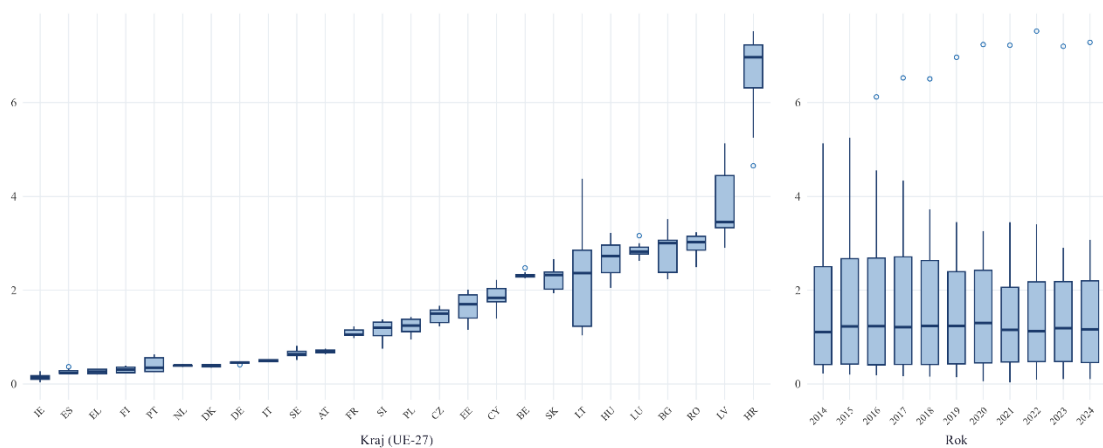
Rysunek Z.36. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika inflacji HICP (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



Rysunek Z.37. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika realnej wydajności pracy (indeks, 2015 = 100) (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



Rysunek Z.38. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika transferów od pracujących za granicą jako odsetka PKB (UE-27, 2014–2024)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Wykaz pakietów R wykorzystanych w analizie:

Całość obliczeń przeprowadzono w środowisku statystycznym R w wersji 4.5.2 (R Core Team, 2025). Poniżej wymieniono pakiety wykorzystane w poszczególnych etapach analizy wraz z ich wersjami i cytowaniami.

Estymacja modeli panelowych:

- *plm* (wersja 2.6.6) – estymacja modeli efektów stałych (FE) i modelu Mundlaka (Croissant, Millo, 2008; Millo, 2017).

Odporne błędy standardowe i testowanie:

- *sandwich* (wersja 3.1.1) – wyznaczanie odpornych macierzy wariancji-kowariancji (HC1, HAC) (Zeileis, 2004).
- *lmtest* (wersja 0.9.40) – testowanie współczynników z odpornymi błędami standardowymi (Zeileis, Hothorn, 2002).
- *car* (wersja 3.1.3) – testy Typu 3 dla modeli GLM (Fox, Weisberg, 2019).

Regularyzacja i selekcja zmiennych:

- *glmnet* (wersja 4.1.10) – regularyzacja LASSO i dobór parametru regularyzacji λ metodą walidacji krzyżowej (Friedman, Hastie, Tibshirani, 2010).

Imputacja braków danych:

- *zoo* (wersja 1.8.14) – imputacja brakujących wartości w szeregach czasowych: interpolacja liniowa, LOCF i LOCB (Zeileis, Grothendieck, 2005).

Diagnostyka reszt:

- *tseries* (wersja 0.10.59) – test normalności reszt Jarque'a–Bery (Trapletti, Hornik, 2026).

Funkcje pomocnicze estymacji:

- *MASS* (wersja 7.3.65) – funkcje pomocnicze estymacji (Venables, Ripley, 2002).

Przetwarzanie i transformacja danych:

- *dplyr* (wersja 1.1.4) – przetwarzanie i transformacja danych (Wickham, François, Henry, Müller, Vaughan, 2023).
- *tidyr* (wersja 1.3.1) – przekształcenia struktury danych (Wickham, Vaughan, Girlich, 2024).

- *readxl* (wersja 1.4.5) – wczytywanie danych wejściowych w formacie *.xlsx* (Wickham, Bryan, 2025).
- *openxlsx* (wersja 4.2.8) – eksport wyników do plików *.xlsx* (Schauberger, Walker, 2025).

Wizualizacje:

- *ggplot2* (wersja 4.0.2) – wizualizacje wyników (Wickham, 2016).
- *gridExtra* (wersja 2.3) – składanie wykresów wielopanelowych (Auguie i Antonov, 2017).
- *grid* (wersja 4.5.2) – grafika bazowa R (R Core Team, 2025).
- *sf* (wersja 1.0.21) – mapy przestrzenne (Pebesma, 2018).
- *rnaturalearth* (wersja 1.2.0) – dane geograficzne do map (Massicotte, South, 2026).

Bibliografia

- Acemoglu, D. i Autor, D. (2011). Skills, tasks and technologies: Implications for employment and earnings. W *Handbook of labor economics* (Tom 4B, strony 1043-1171). Elsevier. doi:10.1016/S0169-7218(11)02410-5
- Adserà, A. (2011). Where are the babies? Labour market conditions and fertility in Europe. *European Journal of Population*, 27(1), 1-32. doi:10.1007/s10680-010-9222-x
- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716-723. doi:10.1109/TAC.1974.1100705
- Akerlof, G. A. (1982). Labor contracts as partial gift exchange. *The Quarterly Journal of Economics*, 97(4), 543-569. doi:10.2307/1885099
- Albanese, A., Cockx, B. i Dejemeppe, M. (2024). Long-term effects of hiring subsidies for low-educated unemployed youths. *Journal of Public Economics*, 235, Article 105137. doi:10.1016/j.jpubeco.2024.105137
- Alexander, W. R. i Belloni, R. (2024). Artificial intelligence and the sustainability of the signaling and human capital roles of higher education. *Sustainability*, 16(20), Article 8802. doi:10.3390/su16208802
- Alexandre, F., Bação, P., Cerejeira, J. i Portela, M. (2017). Exchange rates, employment and labour market rigidity. *The World Economy*, 40(5), 993-1011. doi:10.1111/twec.12376
- Allison, P. D. (2009). *Fixed effects regression models*. SAGE Publications. doi:10.4135/9781412993869
- Anaya Longaric, P., De Sanctis, A., Grynberg, C., Kostakis, V. i Vinci, F. (2024). *Energy shocks, corporate investment and potential implications for future EU competitiveness*. ECB Economic Bulletin, (8).
- Anyanwu, J. (2013). Characteristics and macroeconomic determinants of youth employment in Africa. *African Development Review*, 25(2), 107-129. doi:10.1111/j.1467-8268.2013.12019.x
- Arlot, S. i Celisse, A. (2010). A survey of cross-validation procedures for model selection. *Statistics Surveys*, 4, 40-79. doi:10.1214/09-SS054

- Arnett, J. J. (2000). Emerging adulthood: A theory of development from the late teens through the twenties. *American Psychologist*, 55(5), 469-480. doi:10.1037/0003-066X.55.5.469
- Arrow, K. J. (1973). The theory of discrimination. W *Discrimination in labor markets* (strongy 3-33). Princeton University Press.
- Arundel, R. i Lennartz, C. (2017). Returning to the parental home: Boomerang moves of younger adults and the welfare regime context. *Journal of European Social Policy*, 27(3), 276-294. doi:10.1177/0958928716684315
- Assmann, M. L. i Broschinski, S. (2021). Mapping young NEETs across Europe: Exploring the institutional configurations promoting youth disengagement from education and employment. *Journal of Applied Youth Studies*, 4, 95-117. doi:10.1007/s43151-021-00040-w
- Atoyán, R., Christiansen, L., Dizioli, A., Ebeke, C., Ilahi, N., Ilyina, A., . . . Zakharova, D. (2016). *Emigration and its economic impact on Eastern Europe (IMF Staff Discussion Note No. 16/07)*. International Monetary Fund. doi:10.5089/9781475576368.006
- Auguie, B. i Antonov, A. (2017). gridExtra: Miscellaneous functions for “grid” graphics (Version 2.3) [Pakiet R]. CRAN. doi:10.32614/CRAN.package.gridExtra
- Autor, D. H., Katz, L. F. i Krueger, A. B. (1998). *Computing inequality: Have computers changed the labor market? The Quarterly Journal of Economics*, 113(4), 1169–1213. doi:10.1162/003355398555874
- Avagianou, A., Kapitsinis, N., Papageorgiou, I., Strand, A. i Gialis, S. (2022). Being NEET in youthspaces of the EU South: A post-recession regional perspective. *YOUNG*, 30(5), 425-454. doi:10.1177/11033088221086365
- Ayllón, S. (2015). Youth poverty, employment, and leaving the parental home in Europe. *Review of Income and Wealth*, 61(4), 651-676. doi:10.1111/roiw.12122
- Azariadis, C. (1975). Implicit contracts and underemployment equilibria. *Journal of Political Economy*, 83(6), 1183-1202. doi:10.1086/260388
- Baily, M. N. (1974). Wages and employment under uncertain demand. *The Review of Economic Studies*, 41(1), 37-50. doi:10.2307/2296397

- Balcerowicz-Szkutnik, M. (2012). Problemy starzenia rynku pracy – analiza statystyczno-demograficzna dla wybranych państw UE. W *Statystyczno-dynamiczne modele zarządzania ryzykiem ekonomicznym* (str. 106). Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach.
- Balcerowicz-Szkutnik, M., i Wąsowicz, J. G. (2017). *Pokolenie NEETs na rynku pracy - aktualne problemy*. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach, Article 312, 7-17. Pobrano z lokalizacji <https://www.sbc.org.pl/dlibra/publication/292925/edition/276796/content> [dostęp: 14.05.2026]
- Bal-Domańska, B. (2015). *Identifying Regional Diversification and Spatial Dependence of Employment in EU Regions as One of Social Cohesion Indicators*. 7–28. Pobrano z lokalizacji <https://czasopisma.uni.lodz.pl/foe/article/view/291> [dostęp: 14.05.2026]
- Bal-Domańska, B. (2022). The impact of macroeconomic and structural factors on the unemployment of young women and men. *Economic Change and Restructuring*, 55(2), 1141-1172. doi:10.1007/s10644-021-09341-9
- Bal-Domańska, B. (2024). Reactiveness and inclusiveness as the characteristics of regional labour markets regarding the situation of young people. *Argumenta Oeconomica*, 1(52), 1-17. doi:10.15611/aoe.2024.1.01
- Bal-Domańska, B. i Sobczak, E. (2020). Econometric assessment of the relation between the situation of youth on the labour market and the macroeconomic factors among the EU countries. W *Vision 2025: Education excellence and management of innovations through sustainable economic competitive advantage* (strony 11299-11309). International Business Information Management Association (IBIMA).
- Bal-Domańska, B., Kusideł, E. i Brudz, M. (2025). Equal opportunities: Youth inclusiveness in the Polish labour market in the context of urbanisation. *Economics and Sociology*, 18(2), 206–220. doi:10.14254/2071-789X.2025/18-2/11
- Ball, L., Leigh, D. i Loungani, P. (2017). Okun’s law: Fit at 50? *Journal of Money, Credit and Banking*, 49(7), 1413–1441. doi:10.1111/jmcb.12420
- Baltagi, B. H. (2021). *Econometric analysis of panel data* (wyd. 6th ed.). Springer. doi:10.1007/978-3-030-53953-5

- Banerji, A., Lin, H. i Saksonovs, S. (2015). *Youth unemployment in advanced Europe: Okun's law and beyond (IMF Working Paper No. WP/15/5)*. International Monetary Fund. doi:10.5089/9781498382519.001
- Banerji, A., Saksonovs, S., Lin, H. i Blavy, R. (2014). *Youth unemployment in advanced economies in Europe: Searching for solutions (IMF Staff Discussion Note No. SDN/14/11)*. International Monetary Fund. doi:10.5089/9781498337113.006
- Bassanini, A. i Duval, R. (2006). *Employment patterns in OECD countries: Reassessing the role of policies and institutions (OECD Social, Employment and Migration Working Papers No. 35)*. OECD Publishing. doi:10.1787/702031136412
- Bayrak, R. i Tatli, H. (2018). The determinants of youth unemployment: A panel data analysis of OECD countries. *The European Journal of Comparative Economics*, 15(2), 231-248. doi:10.25428/1824-2979/201802-231-248
- Becker, G. S. (1964). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education* (wyd. 1st ed.). National Bureau of Economic Research. Pobrano z lokalizacji <https://www.nber.org/books-and-chapters/human-capital-theoretical-and-empirical-analysis-special-reference-education-first-edition> [dostęp: 14.05.2026]
- Belke, A. H. i Setzer, R. (2003). Costs of exchange rate volatility for labour markets: Empirical evidence from the CEE economies. *The Economic and Social Review*, 34(3), 267-292. Pobrano z lokalizacji <https://econpapers.repec.org/RePEc:eso:journl:v:34:y:2003:i:3:p:267-292> [dostęp: 14.05.2026]
- Bell, A., Fairbrother, M. i Jones, K. (2019). Fixed and random effects models: Making an informed choice. *Quality & Quantity*, 53(2), 1051-1074. doi:10.1007/s11135-018-0802-x
- Bell, D. N. i Blanchflower, D. G. (2011). Young people and the Great Recession. *Oxford Review of Economic Policy*, 27(2), 241-267. doi:10.1093/oxrep/grr011
- Berson, C., Botelho, V., Dias da Silva, A., Foroni, C., Mohr, M., Schroeder, C. i Weißler, M. (2024). *Explaining the resilience of the euro area labour market between 2022 and 2024*. European Central Bank. Pobrano z lokalizacji <https://www.ecb.europa.eu/press/economic->

- bulletin/articles/2025/html/ecb.ebart202408_02~8e16d5aa2f.en.html [dostęp: 14.05.2026]
- Bertola, G. (1990). Job security, employment and wages. *European Economic Review*, 34(4), 851-879.
- Bertola, G. (2010). Fiscal policy and labor markets at times of public debt. *Nordic Economic Policy Review*, 1, 111–147. Pobrano z lokalizacji <https://ideas.repec.org/p/cpr/ceprdp/8037.html>
- Bhargava, A., Franzini, L. i Narendranathan, W. (1982). Serial correlation and the fixed effects model. *The Review of Economic Studies*, 49(4), 533-549. doi:10.2307/2297285
- Blanchard, O. (2016). *The US Phillips curve: Back to the 60s? (Policy Brief No. PB16-1)*. Peterson Institute for International Economics. Pobrano z lokalizacji <https://www.piie.com/publications/policy-briefs/us-phillips-curve-back-60s> [dostęp: 14.05.2026]
- Blanchard, O. i Katz, L. F. (1992). Regional evolutions. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1992(1), 1-75. doi:10.2307/2534556
- Blanchard, O. i Wolfers, J. (2000). *The role of shocks and institutions in the rise of European unemployment: The aggregate evidence*. *The Economic Journal*, 110(462), C1–C33. doi:10.1111/1468-0297.00518
- Blanchard, O. J. i Summers, L. H. (1986). Hysteresis and the European unemployment problem. Pobrano z lokalizacji <https://www.nber.org/chapters/c4245> [dostęp: 14.05.2026]
- Blanchflower, D. G. i Oswald, A. J. (2013). *Does high home-ownership impair the labor market? (NBER Working Paper No. 19079)*. National Bureau of Economic Research. Pobrano z lokalizacji <https://www.nber.org/papers/w19079> [dostęp: 14.05.2026]
- Bölükbaş, M. i Kwiatkowski, E. (2025). *Macroeconomic determinants of youth unemployment: A comparative analysis of Poland and Türkiye*. *Ekonomista*, (3), 379–403. doi:10.52335/ekon/199762

- Bonam, D., de Haan, J. i van Limbergen, D. (2021). Time-varying wage Phillips curves in the euro area with a new measure for labor market slack. *Economic Modelling*, 96, 157–171. doi:10.1016/j.econmod.2020.12.027
- Borjas, G. J. (1987). Self-selection and the earnings of immigrants. *The American Economic Review*, 77(4), 531-553. Pobrano z lokalizacji <https://econpapers.repec.org/RePEc:aea:aecrev:v:77:y:1987:i:4:p:531-53> [dostęp: 14.05.2026]
- Breen, R. (2005). Explaining cross-national variation in youth unemployment: Market and institutional factors. *European Sociological Review*, 21(2), 125-134. doi:10.1093/esr/jci008
- Breusch, T. (1978). Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17(31), 334-355. doi:10.1111/j.1467-8454.1978.tb00635.x
- Brunello, G. i De Paola, M. (2014). The costs of early school leaving in Europe. *IZA Journal of Labor Policy*, 3(1), Article 22. doi:10.1186/2193-9004-3-22
- Bruno, G. S., Caporale, G. M. i O'Brien, S. (2014). *Youth unemployment in EU countries: A panel data analysis (DIW Discussion Paper No. 1366)*. DIW Berlin.
- Bruno, G. S., Choudhry, M. T., Marelli, E. i Signorelli, M. (2017). The short- and long-run impacts of financial crises on youth unemployment in OECD countries. *Applied Economics*, 49(34), 3372-3394. doi:10.1080/00036846.2016.1259753
- Brzezinski, A. (2017). Synergies in labour market institutions: The nonlinear effect of minimum wages on youth employment. *Atlantic Economic Journal*, 45(2), 251-263. doi:10.1007/s11293-017-9537-7
- Brzinsky-Fay, C. (2007). Lost in transition? Labour market entry sequences of school leavers in Europe. *European Sociological Review*, 23(4), 409-422.
- Büchel, F. i Pollmann-Schult, M. (2004). Overeducation and human capital endowments. *International Journal of Manpower*, 25(2), 150-166. doi:10.1108/01437720410536082
- Caliendo, M. i Schmidl, R. (2016). Youth unemployment and active labour market policies in Europe. *IZA Journal of Labor Policy*, 5(1), Article 1. doi:10.1186/s40173-016-0057-x

- Cameron, A. C. i Miller, D. L. (2015). A practitioner's guide to cluster-robust inference. *Journal of Human Resources*, 50(2), 317-372.
- Cameron, A. i Windmeijer, F. (1997). An R-squared measure of goodness of fit for some common nonlinear regression models. *Journal of Econometrics*, 77(2), 329-342. doi:10.1016/S0304-4076(96)01818-0
- Caporale, G. M. i Gil-Alana, L. A. (2014). Youth unemployment in Europe: Persistence and macroeconomic determinants. *Comparative Economic Studies*, 56(4), 581-591. doi:10.1057/ces.2014.29
- Carcillo, S., Fernández, R., Königs, S. i Minea, A. (2015). *NEET youth in the aftermath of the crisis: Challenges and policies (OECD Social, Employment and Migration Working Papers No. 164)*. OECD Publishing. doi:10.1787/5js6363503f6-en
- Caroleo, F. E. i Pastore, F. (2007). *The youth experience gap: Explaining differences across EU countries (Working Paper)*. Università degli Studi di Napoli Parthenope.
- Caroleo, F. E., Ciociano, E. i Destefanis, S. (2017). Youth labour-market performance, institutions and VET systems: A cross-country analysis. *Italian Economic Journal*, 3(1), 31-57. doi:10.1007/s40797-016-0045-8
- Caroleo, F. E., Rocca, A., Mazzocchi, P. i Quintano, C. (2020). Being NEET in Europe before and after the economic crisis: An analysis of the micro and macro determinants. *Social Indicators Research*, 149(3), 991-1024. doi:10.1007/s11205-020-02270-6
- Caroleo, F. i Pastore, F. (2007). *The youth experience gap: Explaining differences across EU countries*. University of Perugia. Pobrano z lokalizacji <https://ideas.repec.org/p/pia/wpaper/41-2007.html> [dostęp: 14.05.2026]
- Cedefop. (2015). *Skills, qualifications and jobs in the EU: The making of a perfect match? Evidence from Cedefop's European skills and jobs survey*. Publications Office of the European Union. doi:10.2801/606129
- Cevik, S. i Ivanovic, M. (2026). *Fiscal policy and labor market outcomes in Europe: Are the Balkans different?* International Monetary Fund. Pobrano z lokalizacji <https://www.imf.org/en/publications/wp/issues/2026/05/01/fiscal-policy-and-labor-market-outcomes-in-europe-are-the-balkans-different-575336>

- Choudhry, M. T., Marelli, E. i Signorelli, M. (2012). Youth unemployment rate and impact of financial crises. *International Journal of Manpower*, 33(1), 76-95. doi:10.1108/01437721211212538
- Choudhry, M. T., Marelli, E. i Signorelli, M. (2013). Youth and total unemployment rate: The impact of policies and institutions. *Rivista Internazionale di Scienze Sociali*, 121(1), 63-86.
- Cournède, B., Denk, O. i Garda, P. (2016). *Effects of flexibility-enhancing reforms on employment transitions (OECD Economics Department Working Papers No. 1348)*. OECD Publishing. doi:10.1787/bd8e4c1f-en
- Croissant, Y. i Millo, G. (2008). Panel data econometrics in R: The plm package. *Journal of Statistical Software*, 27(2), 1-43. doi:10.18637/jss.v027.i02
- Cvečić, I. i Sokolić, D. (2018). Impact of public expenditure in labour market policies and other selected factors on youth unemployment. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 31(1), 2060-2080. doi:10.1080/1331677X.2018.1480970
- Dańska-Borsiak, B. (2011). *Dynamiczne modele panelowe w badaniach ekonomicznych*. Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego. doi:10.18778/7525-549-2
- De Fraja, G., Lemos, S. i Rockey, J. (2021). The wounds that do not heal: The lifetime scar of youth unemployment. *Economica*, 88(352), 896-941. doi:10.1111/ecca.12384
- De Lange, M., Gesthuizen, M. i Wolbers, M. H. (2014). Youth labour market integration across Europe: The impact of cyclical, structural, and institutional characteristics. *European Societies*, 16(2), 194-212. doi:10.1080/14616696.2013.821621
- De Santis, R. A. (2024). *Supply chain disruption and energy supply shocks: Impact on euro area output and prices (ECB Working Paper No. 2884)*.
- Destefanis, S., Di Serio, M., Fragetta, M. i Quatraro, F. (2023). Investment, innovation activities and employment across European regions. *Structural Change and Economic Dynamics*, 67, 176-189. doi:10.1016/j.strueco.2023.07.010
- Di Addario, S. (2011). Job search in thick markets. *Journal of Urban Economics*, 69(3), 303–318. doi:10.1016/j.jue.2011.01.001

- Dietrich, H. (2013). Youth unemployment in the period 2001–2010 and the European crisis – looking at the empirical evidence. *Transfer: European Review of Labour and Research*, 19(3), 305-324.
- Dietrich, H. i Möller, J. (2016). Youth unemployment in Europe – business cycle and institutional effects. *Comparative Economic Studies*, 58(2), 153-180. doi:10.1057/ces.2016.2
- Dobson, A. i Barnett, A. (2008). *An introduction to generalized linear models* (wyd. 3). Chapman & Hall/CRC.
- Docquier, F. i Rapoport, H. (2012). Globalization, brain drain, and development. *Journal of Economic Literature*, 50(3), 681-730. doi:10.1257/jel.50.3.681
- Doeringer, P. B. i Piore, M. J. (1971). *Internal labor markets and manpower analysis*. Heath Lexington Books.
- Draghi, M. (2024). *The future of European competitiveness: A competitiveness strategy for Europe*. Komisja Europejska. Pobrano z lokalizacji https://commission.europa.eu/document/download/97e481fd-2dc3-412d-be4c-f152a8232961_en [dostęp: 01.06.2026]
- Dunn, P. K. i Smyth, G. K. (2018). *Generalized linear models with examples in R*. Springer.
- Eichhorst, W. i Rinne, U. (2017). Promoting youth employment in Europe: Evidence-based policy lessons. W *Youth labor in transition: Inequalities, mobility, and policies in Europe* (strony 333-367). Oxford University Press.
- Esping-Andersen, G. (2010). *Trzy światy kapitalistycznego państwa dobrobytu*. Difin.
- Eurofound. (2012). *NEETs – Young people not in employment, education or training: Characteristics, costs and policy responses in Europe*. Publications Office of the European Union. doi:10.2806/41578
- Eurofound. (2014). *Mapping youth transitions in Europe*. Publications Office of the European Union.
- Eurofound. (2016). *Exploring the diversity of NEETs*. Publications Office of the European Union. doi:10.2806/15992
- Eurofound. (2021a). *Living, working and COVID-19 – Impact on young people*. Publications Office of the European Union.

- Eurofound. (2021b). *The digital age: Implications of automation, digitisation and platforms for work and employment*. Publications Office of the European Union.
- Eurofound. (2021c). *COVID-19: Implications for employment and working life*. Publications Office of the European Union. doi:10.2806/024695
- Eurofound. (2024). *Youth integration in the EU: Navigating digitalisation and labour shortages – Background paper*. Publications Office of the European Union.
- Eurofound. (2025a). *Foundational challenges: The housing struggles of Europe's youth*. Publications Office of the European Union.
- Eurofound. (2025b). *Housing indicators: For a cross-EU housing conditions dashboard*. Publications Office of the European Union.
- Europejski Bank Centralny. (2016). *The employment-GDP relationship since the crisis*. Europejski Bank Centralny. Pobrano z lokalizacji https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/eb201606_article01.en.pdf [dostęp: 01.06.2026]
- Europejski Bank Odbudowy i Rozwoju. (2024). *Transition report 2024–25: Navigating industrial policy*. Europejski Bank Odbudowy i Rozwoju. Pobrano z lokalizacji <https://www.ebrd.com/publications/transition-report-202425> [dostęp: 01.06.2026]
- Eurostat. (2021). *Glossary: Young people neither in employment nor in education and training (NEET)*. Pobrano z lokalizacji Statistics Explained: [https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Glossary:Young_people_neither_in_employment_nor_in_education_and_training_\(NEET\)](https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Glossary:Young_people_neither_in_employment_nor_in_education_and_training_(NEET)) [dostęp: 14.05.2026]
- Eurostat. (2009). *Youth in Europe: A statistical portrait*. Publications Office of the European Union. doi:10.2785/27720
- Eurostat. (2022). *Being young in Europe today – Labour market and education*. Publications Office of the European Union.
- Eurostat. (2025a). *6% of youth in severe material & social deprivation*. Pobrano z lokalizacji <https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-eurostat-news/w/ddn-20250612-1> [dostęp: 14.05.2026]

- Eurostat. (2025b). *8.2% of EU workers are at risk of poverty*. Pobrano z lokalizacji <https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-eurostat-news/w/ddn-20251103-1> [dostęp: 14.05.2026]
- Eurostat. (2025c). *8% of people live in very low work intensity households*. Pobrano z lokalizacji <https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-eurostat-news/w/ddn-20251126-1> [dostęp: 14.05.2026]
- Eurostat. (2025d). *Educational attainment statistics*. Pobrano z lokalizacji Statistics Explained: https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Educational_attainment_statistics [dostęp: 14.05.2026]
- Eurostat. (2025e). *Population structure and ageing*. Pobrano z lokalizacji Statistics Explained: https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Population_structure_and_ageing [dostęp: 14.05.2026]
- Eurostat. (2025f). *Statistics on young people neither in employment nor in education or training*. Pobrano z lokalizacji Statistics Explained: https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Statistics_on_young_people_neither_in_employment_nor_in_education_or_training [dostęp: 14.05.2026]
- Eurostat. (2025g). *Temporary and permanent employment – statistics*. Pobrano z lokalizacji Statistics Explained: https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Temporary_and_permanent_employment_-_statistics [dostęp: 14.05.2026]
- Eurostat. (2025h). *Young people – housing conditions*. Pobrano z lokalizacji Statistics Explained: https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Young_people_-_housing_conditions [dostęp: 14.05.2026]
- Eurostat. (2026). *Educational attainment level and transition from education to work (based on EU-LFS): Reference metadata in Euro SDMX Metadata Structure (ESMS)*. Pobrano z lokalizacji https://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/en/edat1_esms.htm [dostęp: 03.01.2026]

- Eurydice i Cedefop. (2015). *Tackling early leaving from education and training in Europe: Strategies, policies and measures*. Publications Office of the European Union. doi:10.2766/268807
- Faraway, J. J. (2016). *Extending the linear model with R: Generalized linear, mixed effects and nonparametric regression models* (wyd. 2nd ed.). Chapman & Hall/CRC.
- Ferragina, A. M. i Pastore, F. (2008). Mind the gap: Unemployment in the new EU regions. *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 73-113. doi:10.1111/j.1467-6419.2007.00534.x
- Flisi, S., Goglio, V., Meroni, E., Rodrigues, M. i Vera-Toscano, E. (2014). *Occupational mismatch in Europe: Understanding overeducation and overskilling for policy making (JRC Science and Policy Report No. Publications Office of the European Union*. doi:10.2788/28408
- Fox, J. i Weisberg, S. (2019). *An R companion to applied regression* (wyd. 3rd ed.). SAGE.
- Friedman, J., Hastie, T. i Tibshirani, R. (2010). Regularization paths for generalized linear models via coordinate descent. *Journal of Statistical Software*, 33(1), 1-22. doi:10.18637/jss.v033.i01
- Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *The American Economic Review*, 58(1), 1-17.
- Fu, S. (2023). Labor market agglomeration economies. W K. F. Zimmermann (Red.), *Handbook of labor, human resources and population economics* (strony 1–13). Cham: Springer. doi:10.1007/978-3-319-57365-6_386-2
- Gallie, D. i Paugam, S. (2000). *Welfare regimes and the experience of unemployment in Europe*. Oxford University Press.
- Gangl, M. (2002). Changing labour markets and early career outcomes: Labour market entry in Europe over the past decade. *Work, Employment and Society*, 16(1), 67-90. doi:10.1177/09500170222119254
- Gangl, M. (2006). Scar effects of unemployment: An assessment of institutional complementarities. *American Sociological Review*, 71(6), 986-1013. doi:10.1177/000312240607100606

- García-Posada, M. (2019). Credit constraints, firm investment and employment: Evidence from survey data. *Journal of Banking & Finance*, 99, 121-141.
- Ghoshray, A., Ordóñez, J. i Sala, H. (2016). Euro, crisis and unemployment: Youth patterns, youth policies? *Economic Modelling*, 58, 442–453. doi:10.1016/j.econmod.2016.06.006
- Główny Urząd Statystyczny. (2025). *Osoby młode na rynku pracy w 2024 r.: Wyniki badania modułowego BAEL*. Pobrano z lokalizacji Główny Urząd Statystyczny: <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-bezrobotni-bierni-zawodowo-wg-bael/osoby-mlode-na-ryнку-pracy-w-2024-r-wyniki-badania-modulowego-bael,38,1.html> [dostęp: 14.05.2026]
- Godfrey, L. (1978). Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, 46(6), 1293-1301. doi:10.2307/1913829
- Goos, M., Manning, A. i Salomons, A. (2014). Explaining job polarization: Routine-biased technological change and offshoring. *American Economic Review*, 104(8), 2509-2526. doi:10.1257/aer.104.8.2509
- Gordon, R. J. (1997). The time-varying NAIRU and its implications for economic policy. *Journal of Economic Perspectives*, 11(1), 11-32. doi:10.1257/jep.11.1.11
- Gottfries, N. i Horn, H. (1987). Wage formation and the persistence of unemployment. *Economic Journal*, 97(388), 877-884. doi:10.2307/2233077
- Granger, C. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438. doi:10.2307/1912791
- Gregg, P. i Tominey, E. (2005). The wage scar from male youth unemployment. *Labour Economics*, 12(4), 487-509. doi:10.1016/j.labeco.2005.05.004
- Grömling, M., Koenen, M., Kunath, G., Obst, T. i Parthie, S. (2023). Deindustrialisation: A European assessment. *Intereconomics*, 58(4), 209-214. doi:10.2478/ie-2023-0043
- Gwartney, J., Lawson, R. i Murphy, R. (2025). *Economic freedom of the world: 2025 annual report*. Fraser Institute. Pobrano z lokalizacji <https://www.fraserinstitute.org/studies/economic-freedom-world-2025-annual-report> [dostęp: 14.05.2026]

- Halleröd, B., Ekbrand, H. i Bengtsson, M. (2015). In-work poverty and labour market trajectories: Poverty risks among the working population in 22 European countries. *Journal of European Social Policy*, 25(5), 473-488. doi:10.1177/0958928715608794
- Hamermesh, D. S. (1993). *Labor demand*. Princeton, NJ: Princeton University Press. doi:10.1515/9780691222998
- Hardin, J. W. i Hilbe, J. M. (2018). *Generalized linear models and extensions* (wyd. 4th ed.). Stata Press.
- Hastie, T., Tibshirani, R. i Friedman, J. (2009). *The elements of statistical learning: Data mining, inference, and prediction* (wyd. 2nd ed.). Springer. doi:10.1007/978-0-387-84858-7
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271. doi:10.2307/1913827
- Honaker, J. i King, G. (2010). What to do about missing values in time-series cross-section data. *American Journal of Political Science*, 54(2), 561-581. doi:10.1111/j.1540-5907.2010.00447.x
- Hsiao, C. (2014). *Analysis of panel data* (wyd. 3rd ed.). Cambridge University Press. doi:10.1017/CBO9781139839327
- International Labour Organization. (2017). *Global employment trends for youth 2017: Paths to a better working future*. International Labour Office. Pobrano z lokalizacji <https://www.ilo.org/publications/major-publications/global-employment-trends-youth-2017-paths-better-working-future> [dostęp: 14.05.2026]
- International Labour Organization. (2020). *Global employment trends for youth 2020: Technology and the future of jobs*. Pobrano z lokalizacji <https://www.ilo.org/publications/major-publications/global-employment-trends-youth-2020-technology-and-future-jobs> [dostęp: 14.05.2026]
- Jevons, W. S. (1871). *The theory of political economy*. Macmillan. Pobrano z lokalizacji <https://archive.org/details/theoryofpolitica00jevouoft> [dostęp: 14.05.2026]
- Jianu, I. (2020). *The effect of young people not in employment, education or training, on poverty rate in European Union*. arXiv. doi:10.48550/arXiv.2007.11435

- Jimeno, J. F. i Rodriguez-Palenzuela, D. (2002). *Youth unemployment in the OECD: Demographic shifts, labour market institutions, and macroeconomic shocks (Working Paper Series No. 155)*. European Central Bank. Pobrano z lokalizacji <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp155.pdf> [dostęp: 14.05.2026]
- Kabaj, M. (2010a). *Badanie i ograniczanie bezrobocia młodzieży*. Polityka Społeczna, (7), 1–5.
- Kabaj, M. (2010b). *Uwarunkowania i projekcja bezrobocia na lata 2010–2014 w Polsce*. Polityka Społeczna, (5–6), 1–9.
- Kabaj, M. (2012). *Wpływ systemów kształcenia zawodowego na zatrudnienie i bezrobocie młodzieży: Projekt programu wdrożenia dualnego systemu kształcenia zawodowego w Polsce*. Instytut Pracy i Spraw Socjalnych. Pobrano z lokalizacji <https://www.lodzkie.pl/files/edukacja/ZRP.pdf> [dostęp: 14.05.2026]
- Kabaj, M. (2014). Problemy współczesnego rynku pracy. W *Kryzys jakości życia* (strony 150-174). Komitet Prognoz „Polska 2000 Plus” przy Prezydium PAN. Pobrano z lokalizacji <https://publikacje.pan.pl/chapter/117401/kryzys-jakosci-zycia-2014-kabaj-mieczyslaw-problemy-wspolczesnego-ryнку-pracy> [dostęp: 14.05.2026]
- Kalinowska-Sufinowicz, B. (2023). *Osoby młode na rynku pracy*. Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu. doi:10.18559/978-83-8211-176-7
- Kang, Y. D. (2021). Determinants of youth unemployment: Empirical analysis of OECD and EU member countries in 2000–2017. *Journal of Economic Development*, 46(3), 109-131. doi:10.35866/caujed.2021.44.3.006
- Karabchuk, T. (2020). Job instability and fertility intentions of young adults in Europe. *European Societies*, 22(1), 5-31. doi:10.1080/14616696.2019.1636301
- Kaufmann, D. i Kraay, A. (2025). *Worldwide Governance Indicators, 2025 update* [zbiór danych]. Washington, DC: The World Bank. Pobrano z lokalizacji <http://www.govindicators.org/> [dostęp: 25.05.2026]
- Kawecka, M. (2023a). Evaluation of the labour market situation of young people in EU countries: The multiple regression approach. *Econometrics. Ekonometria. Advances in Applied Data Analysis*, 27(3), 35-58. doi:10.15611/ead.2023.3.03
- Kawecka, M. (2023b). Generalized linear model in the study of determinants of youth unemployment rates in Polish provinces. W *Multidimensional data modelling and*

- risk analysis* (strony 106-124). Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach. doi:10.22367/uekat.9788378758686
- Kawecka, M. (2025). Qualifications and skills versus future competencies of young adult Poles. *Acta Universitatis Lodzianae. Folia Oeconomica*, 1(370), 72-103. doi:10.18778/0208-6018.370.04
- Kawecka, M. i Trzpiot, G. (2024). The impact of sociodemographic factors on unemployment of young people in Poland. *Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician*, 69(7), 22-41.
- Kerr, C. (1977). *Labor markets and wage determination: The balkanization of labor markets and other essays*. University of California Press.
- Kersan-Škabić, I. i Tijanić, L. (2022). The impact of remittances on economic development in the Central and Eastern European countries. *Zbornik Radova Ekonomskog Fakulteta u Rijeci*, 40(2), 281-296.
- Keynes, J. M. (2003). *Ogólna teoria zatrudnienia, procentu i pieniądza*. Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Kokotović, F. (2016). An empirical study of factors influencing total unemployment rate in comparison to youth unemployment rate in selected EU member-states. *Theoretical and Applied Economics*, 23(3), 79-92. Pobrano z lokalizacji <http://store.ectap.ro/articole/1199.pdf> [dostęp: 14.05.2026]
- Komisja Europejska. (2025a). *Early school leaving in the EU: Progress and challenges*. Pobrano z lokalizacji Education Chart of the Month, October 2025: <https://education.ec.europa.eu/resources-and-tools/data-and-analysis-on-education-and-skills/key-trends-in-education/early-school-leaving-in-the-eu> [dostęp: 14.05.2026]
- Komisja Europejska. (2025b). *Education and training monitor 2025: Comparative report*. Publications Office of the European Union. Pobrano z lokalizacji <https://op.europa.eu/webpub/eac/education-and-training-monitor/en/comparative-report/> [dostęp: 02.06.2026]
- Komisja Europejska. (2025c). *Employment and social developments in Europe – Annual review 2025*. Publications Office of the European Union. doi:10.2767/959672

- Komisja Europejska. (2025d). *Labour market and wage developments in Europe – Annual review 2025*. Publications Office of the European Union.
- Komisja Europejska. (2025e). *Proposal for a Joint Employment Report from the Commission and the Council*. Pobrano z lokalizacji <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/?uri=CELEX:52025DC0958> [dostęp: 14.05.2026]
- Komisja Europejska. (2013). *Youth Employment Initiative*. Komisja Europejska. Pobrano z lokalizacji <https://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=COM:2013:0144:FIN:EN:PDF> [dostęp: 14.05.2026]
- Komisja Europejska. (2020). *Wspieranie zatrudnienia ludzi młodych: Pomost do zatrudnienia dla kolejnego pokolenia*. Pobrano z lokalizacji <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/PL/TXT/?uri=CELEX:52020DC0276> [dostęp: 15.04.2024]
- Komisja Europejska. (2026a). *Annual report on intra-EU labour mobility – 2025 edition*. Publications Office of the European Union.
- Komisja Europejska. (2026b). *Migration, mobility and the EU labour market: Recent developments*. Publications Office of the European Union.
- Komisja Europejska. (2026c). *Who are the working poor? An analysis of in-work poverty in the EU*. Publications Office of the European Union.
- Koseła, K. (1999). Młodzież. W H. Domański, A. Kojder, K. Koseła, K. Kowalewicz, H. Kubiak, W. Kwaśniewicz, . . . M. Ziółkowski (Redaktorzy), *Encyklopedia socjologii* (Tomy 2: K–N, strony 137-141). Warszawa: Oficyna Naukowa.
- Kotliński, K. (2017). Zróżnicowanie rynku pracy młodzieży w państwach członkowskich Unii Europejskiej. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 465, 79-86. doi:10.15611/pn.2017.465.08
- Kotlorz, D. (2007). *Ekonomia rynku pracy*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Karola Adamieckiego w Katowicach.
- Kotowska, I. E. i Matysiak, A. (2007). Rynek pracy. W *Statystyka społeczna* (strony 164-205). Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.

- Kozłowski, A. i Szreder, M. (2020). *Informacje spoza próby w badaniach statystycznych*. Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego.
- Król, M. (2024). Przejawy dyskryminacji ze względu na wiek osób młodych na rynku pracy. *Zarządzanie Zasobami Ludzkimi*, 159(5), 52-69. doi:10.5604/01.3001.0054.8735
- Kryńska, E. (1996). *Segmentacja rynku pracy*. Instytut Pracy i Spraw Socjalnych.
- Kryńska, E. (2000). *Mobilność zasobów pracy: Analiza i metody stymulacji*. Instytut Pracy i Spraw Socjalnych.
- Kryńska, E. (2008). Młodzi ludzie a rynek pracy i edukacja. W *Rynek pracy a edukacja* (strony 38-58). Wydawnictwo Uniwersytetu Białostockiego.
- Kryńska, E. i Arendt, Ł. (2011). *Rynek pracy i kierunki wzrostu aktywności zawodowej ludności na obszarze zachodnich województw Polski w kontekście prowadzonej polityki regionalnej [Ekspertyza]*. Ministerstwo Rozwoju Regionalnego.
- Kryńska, E., Poliwczak, I. i Sobocka-Szczapa, H. (1999). *Młodzież na rynku pracy województwa łódzkiego*. Instytut Pracy i Spraw Socjalnych.
- Kwiatkowski, E. (2002). *Bezrobocie*. Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Kwiatkowski, E. i Krzętowska, A. (2024). Unemployment in the countries of Central and Eastern Europe: Stagnant or dynamic? *Journal of International Scientific Publications: Economy & Business*, 18, 129-144. doi:10.62991/EB1996493169
- Layard, R., Nickell, S. i Jackman, R. (1991). *Unemployment: Macroeconomic performance and the labour market*. Oxford University Press. doi:10.1093/acprof:oso/9780199279166.001.0001
- Lewis, P. i Heyes, J. (2020). The changing face of youth employment in Europe. *Economic and Industrial Democracy*, 41(2), 457-480. doi:10.1177/0143831X17720017
- Lindbeck, A. i Snower, D. J. (1988). *The insider-outsider theory of employment and unemployment*. MIT Press.
- Lindbeck, A. i Snower, D. J. (2001). *The insider-outsider theory: A survey*. IZA Institute of Labor Economics.

- Liotti, G. (2020). Labour market flexibility, economic crisis and youth unemployment in Italy. *Structural Change and Economic Dynamics*, 54, 150-162. doi:10.1016/j.strueco.2020.04.009
- Liotti, G. (2021). Labour market flexibility and youth unemployment in the EU-28. *Italian Economic Journal*, 7(1), 1-28. doi:10.1007/s40797-021-00154-3
- Liotti, G. (2022). Labour market regulation and youth unemployment in the EU-28. *Journal of Policy Modeling*, 44(3), 675-692. doi:10.1016/j.jpolmod.2022.01.003
- Little, R. J. i Rubin, D. B. (2019). *Statistical analysis with missing data* (wyd. 3rd ed.). Wiley.
- Loretto, W., Duncan, C. i White, P. (2000). Ageism and employment: Controversies, ambiguities and younger people's perceptions. *Ageing and Society*, 20(3), 279-302. doi:10.1017/S0144686X00007741
- Loughlin, C. i Barling, J. (2001). Young workers' work values, attitudes, and behaviours. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 74(4), 543-558. doi:10.1348/096317901167514
- MacKinnon, J. i White, H. (1985). Some heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimators with improved finite sample properties. *Journal of Econometrics*, 29(3), 305-325. doi:10.1016/0304-4076(85)90158-7
- Majchrowska, A., Broniatowska, P. i Żółkiewski, Z. (2016). Minimum wage in Poland and youth employment in regional labor markets. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(9), 2178-2194. doi:10.1080/1540496X.2015.1068611
- Marelli, E., Bruno, G. S. i Signorelli, M. (2014). Youth unemployment: Key determinants and the impact of crises. W *Disadvantaged workers* (strony 103-138). Springer. doi:10.1007/978-3-319-04376-0_7
- Marelli, E., Signorelli, M. i Tyrowicz, J. (2008). *Youth labour market performance in European regions*. Università di Brescia. Pobrano z lokalizacji <https://ideas.repec.org/p/bre/wpaper/0801.html> [dostęp: 14.05.2026]
- Martín-González, M., González-Betancor, S. i Pérez-Esparrells, C. (2024). Early school leaving in Spain: A longitudinal analysis by gender. *Longitudinal and Life Course Studies*, 15(3), 322-347. doi:10.1332/17579597Y2024D000000023

- Mascherini, M. (2018). Origins and future of the concept of NEETs in the European policy agenda. W *Youth labor in transition: Inequalities, mobility, and policies in Europe* (strongy 503-529). Oxford University Press.
- Massicotte, P. i South, A. (2026). rnaturalearth: World map data from Natural Earth. CRAN. doi:10.32614/CRAN.package.rnaturalearth
- Matysiak, A., Sobotka, T. i Vignoli, D. (2021). The Great Recession and fertility in Europe: A sub-national analysis. *European Journal of Population*, 37(1), 29-64. doi:10.1007/s10680-020-09556-y
- Maynou, L., Saez, M., Bacaria, J. i Garcia-Almirall, P. (2022). Analysis of determinants of NEET youth in European regions. *Journal of Youth Studies*, 25(4), 498-516. doi:10.1080/13676261.2021.1884661
- McCullagh, P. i Nelder, J. A. (1989). *Generalized linear models* (wyd. 2nd ed.). Chapman & Hall.
- McFadden, D. (1974). Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. W *Frontiers in econometrics* (strongy 105-142). Academic Press.
- Millo, G. (2017). Robust standard error estimators for panel models: A unifying approach. *Journal of Statistical Software*, 82(3), 1-27. doi:10.18637/jss.v082.i03
- Mincer, J. (1974). *Schooling, experience, and earnings*. National Bureau of Economic Research.
- Monacelli, T., Perotti, R. i Trigari, A. (2010). Unemployment fiscal multipliers. *Journal of Monetary Economics*, 57(5), 531-553. doi:10.1016/j.jmoneco.2010.05.009
- Moretti, L., Onorante, L. i Zakipour-Saber, S. (2020). The Phillips curve at the ECB. *The Manchester School*, 88(1), 50-85.
- Moritz, S. i Bartz-Beielstein, T. (2017). imputeTS: Time series missing value imputation in R. *The R Journal*, 9(1), 207-218. doi:10.32614/RJ-2017-009
- Mundlak, Y. (1978). On the pooling of time series and cross section data. *Econometrica*, 46(1), 69-85.
- Nelder, J. A. i Wedderburn, R. W. (1972). Generalized linear models. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (General)*, 135(3), 370-384.

- Obrębalski, M. i Walesiak, M. (2019). Ocena sytuacji młodzieży na rynku pracy w rejonach przygranicznych – podejście hybrydowe. *Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician*, 64(7–8), 5-26.
- OECD. (2021). *Education at a glance 2021: OECD indicators*. OECD Publishing. doi:10.1787/b35a14e5-en
- OECD. (2025). *Education at a glance 2025: OECD indicators*. OECD Publishing. doi:10.1787/1c0d9c79-en
- OECD. (2000). *From initial education to working life: Making transitions work*. OECD Publishing. doi:10.1787/9789264181816-en
- OECD. (2010). *Off to a good start? Jobs for youth*. OECD Publishing. doi:10.1787/9789264096127-en
- OECD. (2013). *How difficult is it to move from school to work? (Education Indicators in Focus No. 13)*. OECD Publishing. doi:10.1787/5k44zcplv70q-en
- OECD. (2016). *Society at a glance 2016: OECD social indicators*. OECD Publishing. doi:10.1787/9789264261488-en
- OECD. (2017). *Transition from school to work: How hard is it across different age groups? (Education Indicators in Focus No. 54)*. OECD Publishing. doi:10.1787/1e604198-en
- OECD. (2024). *Education at a glance 2024: OECD indicators*. OECD Publishing. doi:10.1787/c00cad36-en
- O'Reilly, J., Eichhorst, W., Gábos, A., Hadjivassiliou, K., Lain, D., Leschke, J., . . . Villa, P. (2015). Five characteristics of youth unemployment in Europe: Flexibility, education, migration, family legacies, and EU policy. *SAGE Open*, 5(1), 1-19. doi:10.1177/2158244015574962
- Papke, L. i Wooldridge, J. (1996). Econometric methods for fractional response variables with an application to 401(k) plan participation rates. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 619-632. doi:10.1002/(SICI)1099-1255(199611)11:6<619::AID-JAE418>3.0.CO;2-1

- Papke, L. i Wooldridge, J. (2008). Panel data methods for fractional response variables with an application to test pass rates. *Journal of Econometrics*, 145(1-2), 121-133. doi:10.1016/j.jeconom.2008.05.009
- Pebesma, E. (2018). Simple features for R: Standardized support for spatial vector data. *The R Journal*, 10(1), 439-446. doi:10.32614/RJ-2018-009
- Pennoni, F. i Bal-Domańska, B. (2022). NEETs and youth unemployment: A longitudinal comparison across European countries. *Social Indicators Research*, 162(2), 739-761. doi:10.1007/s11205-021-02813-5
- Perło, D., Piekutowska, A. i Poniatowicz, M. (2025). Determinants of the position of young people in the labour market in European Union countries: A PLS-SEM model and intervention strategies. *Economics and Environment*, 94(3), Article 1253. doi:10.34659/eis.2025.94.3.1253
- Perugini, C. i Signorelli, M. (2010). Youth labour market performance in European regions. *Economic Change and Restructuring*, 43(2), 151-185. doi:10.1007/s10644-010-9084-8
- Pesaran, M. H. (2004). *General diagnostic tests for cross section dependence in panels (CESifo Working Paper No. CESifo. Pobrano z lokalizacji <https://www.cesifo.org/en/publications/2004/working-paper/general-diagnostic-tests-cross-section-dependence-panels> [dostęp: 14.05.2026]*
- Pesaran, M. H. (2021). General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels. *Empirical Economics*, 60(1), 13-50. doi:10.1007/s00181-020-01875-7
- Phelps, E. S. (1968). Money-wage dynamics and labor-market equilibrium. *Journal of Political Economy*, 76(4), 678-711. doi:10.1086/259438
- Phillips, A. W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861–1957. *Economica*, 25(100), 283-299. doi:10.1111/j.1468-0335.1958.tb00003.x
- Piróg, D. (2013). *Absolwenci szkół wyższych na rynku pracy w warunkach kryzysu. Przedsiębiorczość – Edukacja*, (9), 302–316. doi:10.24917/20833296.9.20
- Pokropek, A. (2018). Wybrane statystyczne metody radzenia sobie z brakami danych. *Polskie Forum Psychologiczne*, 23(2), 291-310. doi:10.14656/PFP20180205

- Pompei, F. i Selezneva, E. (2021). Unemployment and education mismatch in the EU before and after the financial crisis. *Journal of Policy Modeling*, 43(2), 448-473. doi:10.1016/j.jpolmod.2019.09.009
- Ptak-Chmielewska, A. (2013). *Uogólnione modele liniowe*. Oficyna Wydawnicza Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie.
- Quintini, G. i Martin, S. (2006). *Starting well or losing their way? The position of youth in the labour market in OECD countries (OECD Social, Employment and Migration Working Papers No. 39)*. OECD Publishing. doi:10.1787/881871678885
- Quintini, G., Martin, J. P. i Martin, S. (2007). *The changing nature of the school-to-work transition process in OECD countries*. Universität St. Gallen (WDA-HSG). doi:10.2139/ssrn.1884070
- R Core Team. (2025). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing. Pobrano z lokalizacji <https://www.R-project.org/> [dostęp: 12.02.2026]
- Rada Unii Europejskiej. (2013). *Zalecenie Rady z dnia 22 kwietnia 2013 r. w sprawie ustanowienia gwarancji dla młodzieży*. Pobrano z lokalizacji [https://eur-lex.europa.eu/legal-content/PL/TXT/?uri=CELEX:32013H0426\(01\)](https://eur-lex.europa.eu/legal-content/PL/TXT/?uri=CELEX:32013H0426(01)) [dostęp: 14.05.2026]
- Ramey, V. A. (2013). Government spending and private activity. W *Fiscal policy after the financial crisis* (strony 19-55). University of Chicago Press.
- Rice, P. (1999). The impact of local labour markets on investment in further education: Evidence from the England and Wales youth cohort studies. *Journal of Population Economics*, 12(2), 287–312. doi:10.1007/s001480050100
- Rudakov, V. i Muehleck, K. (2026). Student employment in Europe and subsequent labour market outcomes. *Higher Education*. doi:10.1007/s10734-026-01652-y
- Rueda-Cantuche, J. M., Piñero, P. i Kutlina-Dimitrova, Z. (2021). *EU exports to the world: Effects on employment*. Publications Office of the European Union. doi:10.2760/556206
- Ryan, P. (2001). The school-to-work transition: A cross-national perspective. *Journal of Economic Literature*, 39(1), 34-92.

- Sahnoun, M. i Abdennadher, C. (2019). Causality between inflation, economic growth and unemployment in North African countries. *Economic Alternatives*(1), 77-92. Pobrano z lokalizacji <https://ideas.repec.org/a/nwe/eajour/y2019i1p77-92.html> [dostęp: 14.05.2026]
- Salgado, C. M., Azevedo, C., Proença, H. i Vieira, S. M. (2016). Missing data. W *Secondary analysis of electronic health records* (strony 143-162). Springer.
- Samuelson, P. A. i Solow, R. M. (1960). Analytical aspects of anti-inflation policy. *The American Economic Review*, 50(2), 177-194.
- Scarpetta, S., Sonnet, A. i Manfredi, T. (2010). *Rising youth unemployment during the crisis: How to prevent negative long-term consequences on a generation (OECD Social, Employment and Migration Working Papers No. OECD Publishing*. doi:10.1787/5kmh79zb2mmv-en
- Schauberger, P. i Walker, A. (2025). openxlsx: Read, write and edit xlsx files. CRAN. doi:10.32614/CRAN.package.openxlsx
- Schmillen, A. i Umkehrer, M. (2017). The scars of youth: Effects of early-career unemployment on future unemployment experience. *International Labour Review*, 156(3–4), 465-494. doi:10.1111/ilr.12079
- Schuffels, J., Kool, C., Lieb, L. i van Veen, T. (2024). Is the slope of the euro area Phillips curve steeper than it seems? Heterogeneity and identification. *Journal of International Money and Finance*, 148, Article 103158. doi:10.1016/j.jimonfin.2024.103158
- Schwanitz, K. (2017). The transition to adulthood and pathways out of the parental home: A cross-national analysis. *European Sociological Review*, 33(3), 325-341. doi:10.1093/esr/jcw050
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, 6(2), 461-464. doi:10.1214/aos/1176344136
- Searle, S. (1987). *Linear models for unbalanced data*. Wiley.
- Sevencan, A. (2023). Remittances, unemployment, growth and development: A panel cointegration approach. *Applied Economics Letters*, 30(5), 663-668. doi:10.1080/13504851.2021.2009755

- Shapiro, C. i Stiglitz, J. E. (1984). Equilibrium unemployment as a worker discipline device. *The American Economic Review*, 74(3), 433-444.
- Skórska, A. (2004). *Młodzież na rynku pracy w Polsce i Unii Europejskiej*. Wydawnictwo Wyższej Szkoły Bankowej w Poznaniu.
- Skórska, A. (2016a). Przestrzenne zróżnicowanie sytuacji młodzieży z grupy NEET na rynku pracy Unii Europejskiej. *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, 289, 153-163.
- Skórska, A. (2016b). *Rynek pracy*. Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach.
- Solow, R. M. (1979). Another possible source of wage stickiness. *Journal of Macroeconomics*, 1(1), 79-82. doi:10.1016/0164-0704(79)90022-3
- Sompolska-Rzechuła, A. i Kurdyś-Kujawska, A. (2022). *Young adults living with parents in EU countries: Are there similarities between countries? Sustainability*, 14(3), Article 1173. doi:10.3390/su14031173
- Sosnowska, M. (2014). Europejski model monitorowania sytuacji osób młodych na rynku pracy w dobie przemian społeczno-gospodarczych. *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, 180(1), 181-194.
- Spence, M. (1973). Job market signaling. *The Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355-374. doi:10.2307/1882010
- Stone, M. (1974). Cross-validators choice and assessment of statistical predictions. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 36(2), 111-147. doi:10.1111/j.2517-6161.1974.tb00994.x
- Szymańska, A. (2013). *Instytucjonalne uwarunkowania elastyczności rynku pracy w krajach OECD*. Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego.
- The Royal Swedish Academy of Sciences. (2010, 10 11). *The Prize in Economic Sciences 2010 – Press release*. Pobrano z lokalizacji NobelPrize.org: <https://www.nobelprize.org/prizes/economic-sciences/2010/press-release/> [dostęp: 14.05.2026]

- Tibshirani, R. (1996). Regression shrinkage and selection via the lasso. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 58(1), 267-288. doi:10.1111/j.2517-6161.1996.tb02080.x
- Tomić, I. (2018). What drives youth unemployment in Europe? Economic vs non-economic determinants. *International Labour Review*, 157(3), 379-408. doi:10.1111/ilr.12078
- Transparency International. (2025). *Corruption Perceptions Index 2024*. Pobrano z lokalizacji <https://www.transparency.org/en/cpi/2024> [dostęp: 14.05.2026]
- Trapletti, A. i Hornik, K. (2026). tseries: Time series analysis and computational finance. CRAN. doi:10.32614/CRAN.package.tseries
- Trzpiot, G. i Kawecka, M. (2021a). Description of the labour market status of young people in selected countries of the European Union – the taxonomic approach. *Econometrics. Ekonometria. Advances in Applied Data Analysis*, 25(4), 17-39. doi:10.15611/eada.2021.4.02
- Trzpiot, G. i Kawecka, M. (2021b). Evaluation of the labor market status of young people in selected countries of the European Union – the multiple regression approach. W *Modeling of complex data sets and risk analysis* (strony 46-73). Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach. Pobrano z lokalizacji <https://economicus.ue.katowice.pl/info/article/UEKT84794a4d08874e1fbdca94d2428403d6> [dostęp: 14.05.2026]
- Turner, D., Chalaux, T., Guillemette, Y. i Rusticelli, E. (2019). *Insights from OECD Phillips curve equations on recent inflation outcomes (OECD Economics Department Working Papers No. 1579)*. OECD Publishing. doi:10.1787/d1e97b18-en
- United Nations. (2013). *World youth report: Youth and migration*. Pobrano z lokalizacji <https://www.un.org/esa/socdev/unyin/wyr/2013/report.pdf> [dostęp: 14.05.2026]
- Vandeweyer, M. i Verhagen, A. (2020). *The changing labour market for graduates from medium-level vocational education and training*. OECD Publishing. doi:10.1787/503bcecb-en

- Varsik, S. (2025). *Transitions through education and into the labour market: Exploring educational outcomes and equity gaps using international surveys (OECD Education Working Papers No. OECD Publishing*. doi:10.1787/18be3c52-en
- Venables, W. N. i Ripley, B. D. (2002). *Modern applied statistics with S* (wyd. 4th ed.). Springer. doi:10.1007/978-0-387-21706-2
- Verhaest, D. i Omey, E. (2006). The impact of overeducation and its measurement. *Social Indicators Research*, 77(3), 419-448. doi:10.1007/s11205-005-4276-6
- Verhaest, D. i Van der Velden, R. (2013). Cross-country differences in graduate overeducation. *European Sociological Review*, 29(3), 642-653. doi:10.1093/esr/jcs044
- Wallace, T. i Hussain, A. (1969). The use of error components models in combining cross section with time series data. *Econometrica*, 37(1), 55-72.
- Ward-Warmedinger, M. i Macchiarelli, C. (2014). Transitions in labour market status in EU labour markets. *IZA Journal of European Labor Studies*, 3, Article 17. doi:10.1186/2193-9012-3-17
- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817-838. doi:10.2307/1912934
- Wickham, H. (2016). *ggplot2: Elegant graphics for data analysis*. Springer. doi:10.1007/978-3-319-24277-4
- Wickham, H. i Bryan, J. (2025). *readxl: Read Excel files*. CRAN. doi:10.32614/CRAN.package.readxl
- Wickham, H., François, R., Henry, L., Müller, K. i Vaughan, D. (2023). *dplyr: A grammar of data manipulation*. CRAN. doi:10.32614/CRAN.package.dplyr
- Wickham, H., Vaughan, D. i Girlich, M. (2024). *tidyr: Tidy messy data*. CRAN. doi:10.32614/CRAN.package.tidyr
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data* (wyd. 2nd ed.). MIT Press.
- Yellen, J. L. (1984). Efficiency wage models of unemployment. *The American Economic Review*, 74(2), 200-205.

- Zeileis, A. (2004). Econometric computing with HC and HAC covariance matrix estimators. *Journal of Statistical Software*, 11(10), 1-17. doi:10.18637/jss.v011.i10
- Zeileis, A. (2006). Object-oriented computation of sandwich estimators. *Journal of Statistical Software*, 16(9), 1-16. doi:10.18637/jss.v016.i09
- Zeileis, A. i Grothendieck, G. (2005). zoo: S3 infrastructure for regular and irregular time series. *Journal of Statistical Software*, 14(6), 1-27. doi:10.18637/jss.v014.i06
- Zeileis, A. i Hothorn, T. (2002). Diagnostic checking in regression relationships. *R News*, 2(3), 7-10.
- Zeileis, A., Köll, S. i Graham, N. (2020). Various versatile variances: An object-oriented implementation of clustered covariances in R. *Journal of Statistical Software*, 95(1), 1-36. doi:10.18637/jss.v095.i01
- Zieliński, M. (2012). *Rynek pracy w teoriach ekonomicznych*. CeDeWu.

Spis tabel

Tabela 3.1. Roczne zróżnicowanie stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 w latach 2014–2024	66
Tabela 3.2. Zróżnicowanie stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat według kraju – UE-27 w latach 2014–2024	68
Tabela 3.3. Dekompozycja zmienności stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w latach 2014–2024 – składniki międzykrajowe i wewnątrz krajowy	73
Tabela 3.4. Wyjściowy zbiór zmiennych objaśniających rozważanych w analizie bezrobocia osób w wieku 20–29 lat (M = 36)	76
Tabela 3.5. Statystyki opisowe zmiennych objaśniających – dane przekrojowo-czasowe, UE-27 w latach 2014–2024	79
Tabela 3.6. Zmienne objaśniające uwzględnione w analizie stopy bezrobocia osób w wieku 20–29 lat – przegląd obszarów tematycznych po wykluczeniach merytorycznych	81
Tabela 3.7. Współczynniki korelacji Pearsona zmiennych objaśniających ze stopą bezrobocia osób w wieku 20–29 lat (UE-27, 2014–2024)	88
Tabela 3.8. Wyniki wyboru zmiennych metodą LASSO – współczynniki regularyzacji i status wyboru	95
Tabela 3.9. Porównanie wariantów konstrukcyjnych modelu GLM – miary dopasowania	97
Tabela 3.10. Współczynniki modelu GLM bez wskaźnika NEET	99
Tabela 3.11. Miary dopasowania i testy diagnostyczne	102
Tabela 3.12. Test ilorazu wiarygodności Typu I	103
Tabela 3.13. Wyniki testu ilorazu wiarygodności Typu III	104
Tabela 3.14. Współczynniki przy zmiennych wskaźnikowych krajów w modelu GLM bez NEET – kategoria referencyjna: Austria	105
Tabela 3.15. Współczynniki modelu GLM z uwzględnieniem wskaźnika NEET – analiza wrażliwości	106
Tabela 3.16. Miary dopasowania i testy diagnostyczne modelu GLM z wskaźnikiem NEET	107
Tabela 3.17. Porównanie miar dopasowania modeli GLM – wariant z NEET i bez NEET	108
Tabela 3.18. Współczynniki modelu efektów stałych bez wskaźnika NEET – specyfikacja podstawowa	113
Tabela 3.19. Współczynniki modelu efektów stałych z wskaźnikiem NEET – analiza wrażliwości	116
Tabela 3.20. Miary dopasowania i testy diagnostyczne modelu efektów stałych	117
Tabela 3.21. Współczynniki modelu Mundlaka bez wskaźnika NEET – specyfikacja podstawowa	121
Tabela 3.22. Miary dopasowania i testy diagnostyczne modelu Mundlaka	124
Tabela 3.23. Porównanie miar dopasowania trzech podejść modelowych – specyfikacja bez wskaźnika NEET	127
Tabela 3.24. Porównanie kierunków i istotności współczynników w trzech podejściach modelowych – specyfikacja bez wskaźnika NEET	127
Tabela 4.1. Roczne zróżnicowanie wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 w latach 2014–2024	134
Tabela 4.2. Zróżnicowanie wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat według kraju – UE-27 w latach 2014–2024	136

Tabela 4.3. Dekompozycja zmienności wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w latach 2014–2024	138
Tabela 4.4. Wyjściowy zbiór zmiennych objaśniających rozważanych w analizie wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat (M = 35)	142
Tabela 4.5. Statystyki opisowe zmiennych objaśniających – dane przekrojowo-czasowe, UE-27, 2014–2024 (M = 35)	143
Tabela 4.6. Wyjściowe zmienne objaśniające wykluczone z dalszej analizy – przegląd przesłanek merytorycznych	144
Tabela 4.7. Zmienne objaśniające uwzględnione w analizie wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat	145
Tabela 4.8. Korelacje Pearsona zmiennych objaśniających ze wskaźnikiem zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat (UE-27, 2014–2024)	150
Tabela 4.9. Porównanie wariantów konstrukcyjnych modelu GLM – miary dopasowania	152
Tabela 4.10. Współczynniki modelu GLM	153
Tabela 4.11. Miary dopasowania i testy diagnostyczne modelu GLM	153
Tabela 4.12. Test ilorazu wiarygodności Typu I	154
Tabela 4.13. Wyniki testu ilorazu wiarygodności Typu III	154
Tabela 4.14. Współczynniki przy zmiennych wskaźnikowych krajów w modelu GLM – kategoria referencyjna: Austria	155
Tabela 4.15. Współczynniki modelu efektów stałych	158
Tabela 4.16. Miary dopasowania i testy diagnostyczne modelu efektów stałych	159
Tabela 4.17. Współczynniki modelu Mundlaka	161
Tabela 4.18. Miary dopasowania i testy diagnostyczne modelu Mundlaka	162
Tabela 4.19. Porównanie miar dopasowania i wyników testów diagnostycznych modeli GLM, FE i Mundlaka	165
Tabela 4.20. Porównanie kierunków i istotności współczynników zmiennych objaśniających w modelach GLM, FE i Mundlaka	165
Tabela Z.1. Macierz korelacji Pearsona zmiennych objaśniających – dane łączone, UE-27, 2014–2024p	177
Tabela Z.3. Macierz korelacji Pearsona zmiennych objaśniających modelu zatrudnienia – dane łączone, UE-27, 2014–2024	188

Spis rysunków

Rysunek 2.1. Schemat procedury badawczej.....	47
Rysunek 3.1. Stopa bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 w latach 2014–2024.....	67
Rysunek 3.2a. Rozkład stóp bezrobocia osób w wieku 20–29 lat według krajów UE-27 w latach 2014–2024.....	69
Rysunek 3.3. Przekrojowy współczynnik zmienności stopy bezrobocia między krajami UE-27 w latach 2014–2024.....	73
Rysunek 3.4. Średnia stopa bezrobocia osób w wieku 20–29 lat a CV wewnątrz krajowy – kraje UE-27 w latach 2014–2024.....	74
Rysunek 3.5a. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika wskaźnika NEET według krajów (15–29 lat) (UE-27, 2014–2024).....	82
Rysunek 3.5b. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika wskaźnika NEET według lat (15–29 lat) (UE-27, 2014–2024).....	82
Rysunek 3.6a. Rozkład stóp bezrobocia osób w wieku 20–29 lat według krajów (UE-27, 2014–2024).....	83
Rysunek 3.6b. Rozkład stóp bezrobocia osób w wieku 20–29 lat według lat (UE-27, 2014–2024).....	84
Rysunek 3.7a. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika indeksu wolności regulacyjnej według krajów (UE-27, 2014–2024).....	84
Rysunek 3.7b. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika indeksu wolności regulacyjnej według lat (UE-27, 2014–2024).....	85
Rysunek 3.8a. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika odsetka osób z wyższym wykształceniem (20–29 lat) według krajów (UE-27, 2014–2024).....	85
Rysunek 3.8b. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika odsetka osób z wyższym wykształceniem (20–29 lat) według krajów (UE-27, 2014–2024).....	86
Rysunek 3.9. Walidacja krzyżowa LASSO – błąd średniokwadratowy (MSE) w funkcji parametru regularyzacji $\log(\lambda)$	92
Rysunek 3.10. Ścieżka współczynników LASSO w funkcji parametru regularyzacji $\log(\lambda)$	93
Rysunek 3.11. Ranking 20 zmiennych według bezwzględnej wartości współczynnika LASSO.....	93
Rysunek 3.12. Diagnostyka modelu GLM bez NEET – panel podstawowy.....	110
Rysunek 3.13. Diagnostyka modelu GLM bez NEET – panel dodatkowy.....	111
Rysunek 3.14. Diagnostyka modelu efektów stałych bez wskaźnika NEET – panel podstawowy.....	118
Rysunek 3.15. Diagnostyka modelu efektów stałych bez wskaźnika NEET – panel dodatkowy.....	119
Rysunek 3.16. Diagnostyka modelu Mundlaka bez wskaźnika NEET – panel podstawowy.....	125
Rysunek 3.17. Diagnostyka modelu Mundlaka bez wskaźnika NEET – panel dodatkowy.....	125
Rysunek 4.1. Wskaźnik zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 w latach 2014–2024.....	135
Rysunek 4.2. Przekrojowy współczynnik zmienności wskaźnika zatrudnienia między krajami UE-27 w latach 2014–2024.....	139

Rysunek 4.3. Średni wskaźnik zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat a CV wewnątrz krajowy – kraje UE-27 w latach 2014–2024.....	140
Rysunek 4.4a. Zróżnicowanie wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat według krajów (UE-27, 2014–2024)	146
Rysunek 4.4b. Zróżnicowanie wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat według lat (UE-27, 2014–2024)	146
Rysunek 4.5a. Zróżnicowanie międzykrajowe długu publicznego w relacji do PKB według krajów (UE-27, 2014–2024)	147
Rysunek 4.5b. Zróżnicowanie międzykrajowe długu publicznego w relacji do PKB według lat (UE-27, 2014–2024)	147
Rysunek 4.6a. Zróżnicowanie międzykrajowe udziału przemysłu w WDB według krajów (UE-27, 2014–2024)	148
Rysunek 4.6b. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika udziału przemysłu w WDB według lat (UE-27, 2014–2024)	149
Rysunek 4.7. Diagnostyka modelu GLM – panel podstawowy.....	156
Rysunek 4.8. Diagnostyka modelu GLM – panel dodatkowy	157
Rysunek 4.10. Diagnostyka modelu Mundlaka – panel podstawowy	163
Rysunek 4.11. Diagnostyka modelu Mundlaka – panel dodatkowy.....	164
Rysunek Z.1. Korelacje wskaźnika NEET i zmiennych edukacyjnych – dane łączone..	174
Rysunek Z.2. Korelacje NEET i zmiennych edukacyjnych – ujęcie międzykrajowe	174
Rysunek Z.3. Korelacje NEET i zmiennych edukacyjnych – ujęcie wewnątrz krajowe ..	175
Rysunek Z.4. Korelacje zmiennych objaśniających ze stopą bezrobocia – ujęcie pooled	175
Rysunek Z.5. Korelacje zmiennych objaśniających ze stopą bezrobocia – ujęcie międzykrajowe.....	176
Rysunek Z.6. Korelacje zmiennych objaśniających ze stopą bezrobocia – ujęcie wewnątrz krajowe	176
Rysunek Z.7. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika udziału osób w wieku 20–29 lat zamieszkujących z rodzicami (UE-27, 2014–2024)	178
Rysunek Z.8. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika mediany dochodu ekwiwalentnego (UE-27, 2014–2024).....	178
Rysunek Z.9. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika mediany wieku (UE-27, 2014–2024)	179
Rysunek Z.10. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika średniego wieku urodzenia pierwszego dziecka (UE-27, 2014–2024).....	179
Rysunek Z.11. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika salda migracji na 1000 mieszkańców (UE-27, 2014–2024)	179
Rysunek Z.12. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika gęstości zaludnienia (UE-27, 2014–2024)	180
Rysunek Z.13. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika długu publicznego (UE-27, 2014–2024)	180
Rysunek Z.14. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika pułapki bezrobocia (UE-27, 2014–2024)	180
Rysunek Z.15. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika udziału osób w wieku 20–29 lat z niskim poziomem wykształcenia (UE-27, 2014–2024)	181
Rysunek Z.16. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika wczesnego kończenia nauki osób w wieku 18–24 lata (UE-27, 2014–2024)	181
Rysunek Z.17. Zróżnicowanie międzykrajowe i dynamika liczby absolwentów kierunków STEM na 1000 mieszkańców (UE-27, 2014–2024)	181

Rysunek Z.18. Zróźnicowanie międzykrajowe i dynamika uczestnictwa osób w wieku 20–29 lat w kształceniu formalnym lub nieformalnym (UE-27, 2014–2024).....	182
Rysunek Z.19. Zróźnicowanie międzykrajowe i dynamika nadmiernego obciążenia kosztami mieszkaniowymi osób w wieku 20–29 lat (UE-27, 2014–2024)	182
Rysunek Z.20. Zróźnicowanie międzykrajowe i dynamika niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych osób w wieku 20–29 lat (UE-27, 2014–2024).....	182
Rysunek Z.21. Zróźnicowanie międzykrajowe i dynamika zagrożenia ubóstwem osób pracujących w wieku 20–29 lat (UE-27, 2014–2024)	183
Rysunek Z.22. Zróźnicowanie międzykrajowe i dynamika deprywacji materialnej i społecznej osób w wieku 20–29 lat (UE-27, 2014–2024).....	183
Rysunek Z.23. Zróźnicowanie międzykrajowe i dynamika luki zatrudnienia osób z niepełnosprawnością (UE-27, 2014–2024).....	183
Rysunek Z.24. Zróźnicowanie międzykrajowe i dynamika udziału osób w wieku 16–29 lat ze znaczną niepełnosprawnością (UE-27, 2014–2024)	184
Rysunek Z.25. Macierz współczynników korelacji Pearsona finalnego zestawu zmiennych objaśniających – dane łączone	184
Rysunek Z.26. Macierz współczynników korelacji Pearsona finalnego zestawu zmiennych objaśniających – ujęcie międzykrajowe.....	185
Rysunek Z.27. Macierz współczynników korelacji Pearsona finalnego zestawu zmiennych objaśniających – ujęcie wewnątrz krajowe.....	186
Rysunek Z.28. Korelacje zmiennych objaśniających ze wskaźnikiem zatrudnienia – dane łączone	187
Rysunek Z.29. Korelacje zmiennych objaśniających ze wskaźnikiem zatrudnienia – ujęcie międzykrajowe.....	187
Rysunek Z. 30. Korelacje zmiennych objaśniających ze wskaźnikiem zatrudnienia – ujęcie wewnątrz krajowe	188
Rysunek Z. 31. Zróźnicowanie międzykrajowe i dynamika eksportu towarów i usług jako odsetka PKB (UE-27, 2014–2024)	189
Rysunek Z.32. Zróźnicowanie międzykrajowe i dynamika wzrostu produktu krajowego brutto (UE-27, 2014–2024).....	189
Rysunek Z.33. Zróźnicowanie międzykrajowe i dynamika nakładów brutto na środki trwałe jako odsetka PKB (UE-27, 2014–2024)	189
Rysunek Z.34. Zróźnicowanie międzykrajowe i dynamika spożycia publicznego per capita (UE-27 = 100) (UE-27, 2014–2024).....	190
Rysunek Z.35. Zróźnicowanie międzykrajowe i dynamika wartości dodanej brutto w przemyśle jako odsetka PKB (UE-27, 2014–2024).....	190
Rysunek Z.36. Zróźnicowanie międzykrajowe i dynamika inflacji HICP (UE-27, 2014–2024)	190
Rysunek Z.37. Zróźnicowanie międzykrajowe i dynamika realnej wydajności pracy (indeks, 2015 = 100) (UE-27, 2014–2024).....	191
Rysunek Z.38. Zróźnicowanie międzykrajowe i dynamika transferów od pracujących za granicą jako odsetka PKB (UE-27, 2014–2024).....	191

Spis map

Mapa 3.1. Średnia stopa bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 w latach 2014–2024.....	70
Mapa 3.2. Stopa bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 – rok 2014.....	71
Mapa 3.3. Stopa bezrobocia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 – rok 2024.....	72
Mapa 4.1. Średnia wartość wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 w latach 2014–2024	137
Mapa 4.2. Wskaźnik zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 – rok 2014	137
Mapa 4.3. Wskaźnik zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 – rok 2024	138
Mapa 4.4. Wewnątrz krajowy współczynnik zmienności wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20–29 lat w krajach UE-27 w latach 2014–2024	141