



Unia Europejska
Fundusz Spójności



Praca badawcza pt.
„Pomiar ubóstwa na poziomie
powiatów (LAU 1) – etap II”

RAPORT KOŃCOWY

Praca powstała w ramach projektu współfinansowanego ze środków Unii Europejskiej w ramach Programu Operacyjnego Pomoc Techniczna 2014-2020 i została zrealizowana na podstawie umowy nr 21/BR- POPT/CB i ES/2014 zawartej dnia 5 grudnia 2015 r. pomiędzy Głównym Urzędem Statystycznym z siedzibą w Warszawie a Centrum Badań i Edukacji Statystycznej GUS z siedzibą w Jachrance.

Jachranka, październik 2015 r.



Wykonawca:

*Centrum Badań i Edukacji Statystycznej GUS
Dyrektor Mariusz Kraj*

Kierownik Projektu:

Marcin Szymkowiak

Koordynator Projektu:

Marcin Szymkowiak

Opracował zespół badawczy:

Maciej Beręsewicz, Anna Bieńkuńska, Piotr Jastrzębski, Małgorzata Jaworska, Tomasz Józefowski, Tomasz Klimanek, Jacek Kowalewski, Piotr Łysoń, Andrzej Młodak, Tomasz Panek, Tomasz Piasecki, Michał Pietrzak, Alicja Skrzypczak, Łukasz Wawrowski, Anna Włodarczyk

Spis treści

Wstęp	6
1 Ubóstwo: od koncepcji do pomiaru	12
1.1. Wprowadzenie	12
1.2. Ubóstwo: dylematy definicji i pomiaru	14
1.2.1. Definicja ubóstwa	14
1.2.2. Sposób pojmowania ubóstwa	18
1.2.3. Sposób pomiaru ubóstwa	19
1.2.4. Kryteria ubóstwa	20
1.3. Metody identyfikacji ubogich i wykluczonych społecznie	21
1.3.1. Metody wyznaczania granicy ubóstwa w ujęciu jednowymiarowym	22
1.3.2. Identyfikacja ubogich w ujęciu wielowymiarowym	27
1.4. Skale ekwiwalentności	28
1.4.1. Normatywne skale ekwiwalentności	31
1.4.2. Subiektywne skale ekwiwalentności	32
1.5. Pomiar ubóstwa	33
1.5.1. Pomiar ubóstwa w podejściu jednowymiarowym. Ubóstwo monetarne	33
1.5.2. Pomiar ubóstwa w podejściu wielowymiarowym	36
1.5.3. Pomiar ubóstwa, czyli współwystępowania ubó- stwa monetarnego i ubóstwa niemonetarnego (de- prywacji materialnej)	40
2 Estymatory klasy SMO	43
2.1. Estymator bezpośredni	43

2.2.	Modele obszarowe w badaniach wielookresowych . . .	44
2.2.1.	Model Rao i Yu (1994)	44
2.2.2.	Model Fay i Diallo (2012)	46
2.3.	Metoda EB	48
2.3.1.	Liniowy model regresji z zagnieżdżonym błędem	51
2.3.2.	Estymacja MSE z wykorzystaniem parametrycznej metody bootstrap	53
3	Analiza taksonomiczna ubóstwa w Polsce w latach 2005, 2008 i 2011	56
3.1.	Podstawowe zasady konstrukcji miernika kompleksowego	57
3.2.	Rezultaty obliczeń mierników i ich właściwości	67
3.3.	Grupowanie powiatów względem wartości miernika . .	73
4	Estymacja stopy ubóstwa w Polsce w przekroju powiatów	84
4.1.	Analiza próby	85
4.1.1.	Wprowadzenie	85
4.1.2.	Powiaty niereprezentowane	85
4.1.3.	Reprezentacja osób ubogich w próbie	86
4.1.4.	Liczebność próby w wybranych powiatach	87
4.1.5.	Jakość estymacji bezpośredniej	91
4.2.	Analiza wyników modeli obszarowych	96
4.2.1.	Opis procesu modelowania	96
4.2.2.	Wyniki estymacji modelu Rao i Yu [52]	102
4.2.3.	Wyniki estymacji modelu Fay i Diallo [19]	104
4.2.4.	Porównanie modeli Rao i Yu [52] oraz Fay'a i Diallo [19]	106
4.3.	Analiza wyników modelu jednostkowego	112
4.3.1.	Opis procesu modelowania	112
4.3.2.	Opis wyników	114
4.4.	Analiza porównawcza uzyskanych wyników	118
4.4.1.	Analiza stopnia zgodności oszacowań dla metody EB z miernikiem taksonomicznym	118
4.4.2.	Analiza stopnia zgodności oszacowań dla modeli dynamicznych z miernikiem taksonomicznym . .	122
4.4.3.	Analiza porównawcza estymacji dla modeli dynamicznych i metody EB	136

Zakończenie	141
Bibliografia	148
Spis tabel	155
Spis rysunków	157
Załączniki	160

Wstęp

Poznanie poziomu i skali ubóstwa w celu eliminowania jego przyczyn oraz przeciwdziałanie jego negatywnym skutkom stanowi istotne wyzwanie polityki społecznej w każdym kraju. Dotyczy to również Polski, dla której problem ubóstwa jest szczególnie ważny z punktu widzenia prawidłowego realizowania polityki spójności. Jeden z głównych celów tej polityki polega na wspieraniu włączania społecznego i walce z ubóstwem. Niezwykle ważne jest ponadto zagadnienie monitorowania tego zjawiska, co jest podkreślane przez wiele instytucji międzynarodowych, w tym Komisję Europejską, która m.in. ogłosiła rok 2010 Europejskim Rokiem Walki z Ubóstwem i Wykluczeniem Społecznym. W konsekwencji spowodowało to uruchomienie wielu inicjatyw związanych z analizą tego zjawiska, jego pomiarem oraz opracowywaniem metod ograniczających jego ujemne skutki. Kompleksowe zbadanie ubóstwa, jego terytorialnego zasięgu i rozmieszczenia jest zatem niezwykle ważne z punktu widzenia prowadzenia właściwej polityki społecznej i podejmowania przez różne instytucje odpowiednich decyzji w tym zakresie. Wymaga to jednak posiadania informacji na możliwie najniższym poziomie agregacji przestrzennej.

W Polsce podjęto już pierwsze tego typu działania o charakterze naukowo-badawczym. Przykładowo, w wyniku współpracy podjętej przez Departament Badań Społecznych i Warunków Życia Głównego Urzędu Statystycznego, Ośrodek Statystyki Małych Obszarów Urzędu Statystycznego w Poznaniu oraz Bank Światowy, stworzono mapę ubóstwa dla wszystkich podregionów w Polsce dla 2011 roku¹.

¹Raport z przeprowadzonej pracy badawczej można znaleźć na stronie internetnej

Był to istotny krok naprzód, gdyż Główny Urząd Statystyczny publikuje jedynie dane na temat przestrzennego zróżnicowania stopy ubóstwa², z wykorzystaniem danych pochodzących z badania EU-SILC, na poziomie całego kraju, regionów oraz w układzie wojewódzkim. Uzyskanie oszacowań stopy ubóstwa na poziomie podregionów, ze względu na małe liczebności próby w odpowiednich przekrojach w EU-SILC, możliwe było dzięki zastosowaniu metod jakie oferuje statystyka małych obszarów (model Faya-Herriota na poziomie obszaru). Skorzystanie z estymacji bezpośredniej (estymator Horwitza-Thompsona) obarczone byłoby mianowicie zbyt dużym błędem i charakteryzowałoby się niską precyzją oszacowań. Niezbędne jest jednak prowadzenie prac z tego zakresu na niższych poziomach agregacji przestrzennej, takich jak powiat czy nawet gmina. Dla władz samorządowych istotna jest bowiem informacja o skali ubóstwa w ich regionie. Informacja dla większych agregatów, takich jak województwo czy podregion, może nie dawać poglądu na temat zjawiska ubóstwa i nie będzie stanowić istotnej przesłanki do podejmowania kluczowych decyzji przeciwdziałających negatywnym skutkom tego zjawiska w ujęciu lokalnym.

Poniższa praca badawcza wychodzi w pewnym zakresie naprzeciw oczekiwaniom odbiorców danych statystycznych na temat zasięgu ubóstwa w Polsce na niskich poziomach agregacji przestrzennej. Na potrzeby realizacji głównego celu, którym była estymacja stopy ubóstwa w przekroju powiatów, wykorzystano wybrane metody jakie oferuje statystyka małych obszarów (SMO). Z jednej strony na całym świecie obserwowany jest od kilkadziesiąt lat intensywny rozwój metodologii statystyki małych obszarów i odpowiedniego oprogramowania, przez co możliwe staje się dokonywanie szacunków z wykorzystaniem zaawansowanych metod estymacji pośredniej. Z drugiej strony wskazuje się, że statystyka małych obszarów może stanowić remedium na pojawiające się rosnące zapotrzebowanie informacyjne na niskich poziomach agregacji przestrzennej, a także umożliwia redukcję kosztów badań i obciążeń respondentów. Dzięki swoim własnościom estymatory wykorzystywane w statystyce małych obszarów umożliwiają uzyskiwanie wiarygodnych szacunków dla bar-

towej [www.http://stat.gov.pl/z-prac-studialnych/](http://stat.gov.pl/z-prac-studialnych/).

²Określenie stopa ubóstwa stosowane jest w opracowaniu wymiennie ze wskaźnikiem zasięgu ubóstwa, wskaźnikiem zagrożenia ubóstwem oraz wskaźnikiem ARPR (ang. *at risk of poverty rate*).

dziej szczegółowych domen, dla których klasyczne metody estymacji charakteryzują się zbyt dużą wariancją estymatorów.

Wraz z intensywnym rozwojem teorii w zakresie statystyki małych obszarów nastąpił rozwój jej zastosowań. Wystarczy wspomnieć o takich obszarach jak rynek pracy, rolnictwo, demografia czy statystyka przedsiębiorstw, w których istnieje szereg praktycznych rozwiązań i aplikacji. Dotyczy to w sposób szczególny także ubóstwa, gdzie różnego rodzaju wskaźniki (na przykład stopa ubóstwa) możliwe są do oszacowania na niskich szczeblach podziału terytorialnego jedynie z wykorzystaniem metodologii statystyki małych obszarów. Praktyczne zastosowania, akceptowalne przez odbiorców informacji statystycznej, wymagają jednak posiadania odpowiedniej jakości zmiennych pomocniczych. Zmienne takie mogą pochodzić z wielu źródeł statystycznych takich jak spisy, rejestry czy badania reprezentacyjne. „Pożyczanie mocy”, które stanowi fundament statystyki małych obszarów w produkcji rzetelnych, wiarygodnych i akceptowalnych społecznie szacunków na poziomie lokalnym, stanowi zatem wyzwanie dla współczesnej statystyki publicznej.

Realizacja głównego celu, jakim była estymacja stopy ubóstwa w Polsce w przekroju powiatów, w ramach prezentowanej pracy badawczej, podzielona była na dwa zasadnicze etapy.

W pierwszym etapie badania opracowana została kompleksowa metodologia ujmująca problem mierzenia ubóstwa na poziomie lokalnym (LAU 1). W opracowanym raporcie pt. „Pomiar ubóstwa na poziomie powiatów (LAU 1) - etap I” opisano ubóstwo w świetle literatury z zakresu statystyki małych obszarów (SMO), podano przykłady zastosowań estymacji pośredniej na potrzeby szacowania stopy ubóstwa w różnych państwach, wskazano najważniejsze źródła danych oraz potencjalne zmienne pomocnicze, które można wykorzystać w budowie odpowiednich modeli statystycznych, a także dokonano przeglądu estymatorów klasy SMO oraz narzędzi informacyjnych, które wykorzystano w II etapie pracy badawczej, której wyniki stanowią przedmiot rozważań w niniejszym raporcie. Zrozumienie treści prezentowanych w poniższym raporcie nie wymaga kompleksowego zapoznania się z raportem wypracowanym w etapie I. Jednakże ze względu na pewne odwołania się w prezentowanym raporcie do treści zawartych w raporcie z I etapu badań zainteresowanemu czytelnikowi zaleca się również lekturę raportu z pierwszej fazy prac badawczych.

Jak to zostało już podkreślone, głównym celem badania jest oszacowanie stopy ubóstwa w Polsce na poziomie LAU 1 (powiatów) z wykorzystaniem metodologii statystyki małych obszarów. Proces estymacji tego wskaźnika, zgodnie z przedmiotem zamówienia, dotyczył lat 2005, 2008 oraz 2011. Wybór trzech okresów referencyjnych ma na celu wypracowanie trwałego produktu rozumianego jako kompleksowy zestaw metod umożliwiających prezentowanie zasięgu ubóstwa w kraju.

Osiągnięcie głównego celu II etapu pracy badawczej, wymagało realizacji celów szczegółowych, do których zaliczono:

- ocenę terytorialnego zróżnicowania stopy ubóstwa na poziomie powiatów (LAU 1),
- wytypowanie obszarów najbardziej i najmniej dotkniętym ubóstwem,
- statystyczną ocenę jakości zastosowanych estymatorów z punktu widzenia precyzji szacunku,
- merytoryczną ocenę uzyskanych wyników,
- prezentację na mapach tematycznych zjawiska ubóstwa,
- sformułowanie wytycznych i rekomendacji w zakresie możliwości przyszłego cyklicznego wykorzystania zaproponowanej metodologii.

Realizacja tak sformułowanego celu głównego i celów szczegółowych miała wpływ na kształt prezentowanego raportu, który składa się z czterech zasadniczych rozdziałów.

W rozdziale pierwszym dokonano przeglądu najważniejszych zagadnień związanych z tematyką ubóstwa. Przedstawiono definicję tego zjawiska, sposób jego pojmowania oraz pomiaru, a także opisano sposób identyfikacji osób ubogich w ujęciu jedno- i wielowymiarowym. Omówiono w nim również normatywne i subiektywne skale ekwiwalentności. Rozdział ten ma charakter wprowadzający i ma umożliwić zainteresowanemu czytelnikowi zapoznanie się z istotnymi aspektami problematyki ubóstwa.

Rozdział drugi poświęcony jest teoretycznym aspektom estymacji pośredniej. Opisano w nim wykorzystane w niniejszej pracy badawczej estymatory statystyki małych obszarów tj. bezpośredni, dyna-

miczny model Rao i Yu, dynamiczny model Fay'a i Diallo oraz estymator EB. Estymatory dynamiczne opisane w tym rozdziale należą do klasy tzw. modeli obszarowych (ang. area-level model), a estymator EB do grupy modeli jednostkowych (ang. unit-level model). Przedstawione tutaj estymatory nie wyczerpują całego bogactwa podejść w estymacji pośredniej. Kompleksowy przegląd estymatorów można znaleźć w monografii Rao [53]. Opis najważniejszych estymatorów klasy SMO można również znaleźć w rozdziale piątym w raporcie wienńczącym pierwszy etap badań.

W rozdziale trzecim dokonano analizy zjawiska ubóstwa w Polsce w przekroju powiatów z wykorzystaniem podejścia taksonomicznego. Skonstruowano, bazując na zmiennych diagnostycznych z zakresu demografii, rynku pracy, gospodarki mieszkaniowej i komunalnej oraz warunków życia, taksonomiczny miernik rozwoju umożliwiający uszeregowanie powiatów od najmniej do najbardziej dotkniętych ubóstwem. Następnie z wykorzystaniem metody trzech median i progowej przedstawiono klasyfikację powiatów w Polsce ze względu na to zjawisko. Zróżnicowanie powiatów względem wartości tak skonstruowanej zmiennej kompleksowej stanowiło dobry fundament porównania grupowań otrzymanych na jej podstawie z klasyfikacją uzyskaną w oparciu o szacunki dokonane w rozdziale 4 przy użyciu odpowiednich estymatorów dla małych obszarów (w wersji obszarowej i jednostkowej).

Ostatni, czwarty rozdział pracy badawczej, zawiera wyniki estymacji stopy ubóstwa w Polsce w przekroju powiatów w latach 2005, 2008 i 2011. Oszacowania stopy ubóstwa dla lat 2005, 2008 i 2011 dokonano z wykorzystaniem dynamicznych modeli obszarowych Rao i Yu oraz Fay'a i Diallo, które operują się na koncepcji „pożyczania mocy w czasie”. W tym celu posłużono się danymi z badania EU-SILC oraz Banku Danych Lokalnych za lata 2005–2011 celem konstrukcji odpowiednich szeregów czasowych. Dla roku 2011 dokonano również estymacji stopy ubóstwa z wykorzystaniem danych pochodzących z NSP 2011 bazując na jednostkowym modelu EB, co było niezbędne z punktu widzenia przedmiotu zamówienia. W rozdziale tym przedstawiono szczegółowo zmienne, które wykorzystano w procesie budowy odpowiednich modeli, a także dokonano ich statystycznej oceny również z uwzględnieniem precyzji otrzymanych oszacowań. Rozdział kończy analiza zgodności uzyskanych szacunków dla modelu jednostkowego EB i dynamicznych modeli obszarowych z takso-

nomicznym miernikiem rozwoju, który szczegółowo został opisany w rozdziale 3. Porównano również oszacowania dla 2011 roku pomiędzy wynikami estymacji dla wszystkich rozpatrywanych modeli, tj. Rao i Yu, Fay'a-Diallo i EB.

Integralną częścią raportu jest bibliografia obejmująca wykaz wszystkich pozycji, na które powoływano się w trakcie jego przygotowania. Zainteresowany czytelnik znajdzie tam opracowania, artykuły i książki, w których wiele kwestii poruszonych jedynie w raporcie, zostało tam szczegółowo omówionych. Dotyczy to zarówno zagadnień związanych z problematyką ubóstwa, analizy taksonomicznej, jak i statystyki małych obszarów.

W załączniku przedstawiono z kolei wykaz najważniejszych tabel z oszacowaniami stopy ubóstwa z wykorzystaniem omówionych w rozdziale 2 estymatorów klasy SMO. Wyniki estymacji wraz z ich precyzją, jak również wartości skonstruowanego miernika taksonomicznego zawarto także w pliku Excela.

Ubóstwo: od koncepcji do pomiaru

W rozdziale tym opisana została problematyka ubóstwa, ze szczególnym uwzględnieniem zagadnienia właściwego zdefiniowania tego zjawiska, sposobów jego pomiaru, metod identyfikacji ubogich w ujęciu jedno- i wielowymiarowym. Poruszono również kwestie związane ze skalami ekwiwalentności. Rozważania na temat ubóstwa mają ułatwić analizę bardziej technicznych rozdziałów 2–4, w których przedstawiono metody estymacji stopy ubóstwa od strony teoretycznej z wykorzystaniem zaawansowanego aparatu matematycznego, przestrzenne zróżnicowanie powiatów w Polsce ze względu na to zjawisko, bazując na podejściu wielowymiarowym oraz ocenę estymacji stopy ubóstwa z uwzględnieniem metod, jakie oferuje statystyka małych obszarów.

1.1. Wprowadzenie

Jednym z podstawowych celów polityki społecznej Unii Europejskiej (UE) i krajów członkowskich jest walka z ubóstwem i wykluczeniem społecznym (Traktat z Maastricht). Działania mające na celu ograniczenie ubóstwa i wykluczenia społecznego stanowią, obok działań nakierowanych na wspieranie zrównoważonego rozwoju gospodarczego i zatrudnienia, jeden z głównych obszarów zainteresowania i zarazem wsparcia Komisji Europejskiej oraz były jednym z głównych filarów strategii Lizbońskiej. Także w zrewidowanej wersji strategii Lizbońskiej obszar ten, związany z procesem integracji społecznej, pozostaje ważnym elementem działań strategicznych Unii Europejskiej. W 2010 r. Rada Europy ustaliła 5 głównych celów strategii Europa 2020. Jeden z nich dotyczył promocji integracji społecznej,

1.1. Wprowadzenie

w szczególności poprzez redukcję ubóstwa. Jednocześnie UE jako podstawowy cel swojej strategii w obszarze integracji społecznej postawiła sobie „wyjście” z ubóstwa 20 milionów osób w krajach członkowskich do 2020 r. [9].

Proces integracji społecznej w ramach UE, a w tym zwalczanie ubóstwa i wykluczenia społecznego, realizowany jest od 2000 r. za pomocą tzw. Otwartej Metody Koordynacji (*Open Method of Coordination* – OMC). Metoda ta zakłada, że państwa członkowskie UE mają dużą swobodę zarówno przy doborze środków i sposobów zwalczania ubóstwa i wykluczenia społecznego, jak i wyborze priorytetów, na których skupiają swoje działania. Jednocześnie kraje członkowskie wymieniają swoje doświadczenia w zakresie osiągnięcia postępów w procesie integracji społecznej, w tym w obszarze zwalczania ubóstwa i wykluczenia społecznego, najlepszych praktyk w tym obszarze oraz monitoringu i ocenie efektywności prowadzonych działań. Dzięki zdecentralizowanemu charakterowi Metody Otwartej Koordynacji może być ona z powodzeniem realizowana w ramach całej UE pomimo dużych różnic w poziomie rozwoju ekonomicznego oraz różnic kulturowo-społecznych członków UE [7, 23].

Pomimo pozostawienia znacznej swobody krajom członkowskim w zakresie sposobów i środków zwalczania ubóstwa i wykluczenia społecznego Komisja Europejska przywiązuje dużą wagę do porównywalności międzynarodowej rezultatów polityk poszczególnych krajów w tym obszarze. W celu monitorowania rezultatów tych polityk została stworzona w 2001 r., wspólna dla wszystkich krajów, lista 18 podstawowych wskaźników ubóstwa i wykluczenia społecznego [2]. Lista ta ulega stałym modyfikacjom i uzupełnieniom¹. Znajdują się na niej zarówno wskaźniki umożliwiające analizę ubóstwa bazującą na wartościach dochodów uzyskiwanych przez gospodarstwa domowe (wskaźniki wyrażane w formie monetarnej), jak i na symptomach ubóstwa (wskaźniki wyrażane w formie niemonetarnej). Jednocześnie uruchomiono nowe - Europejskie Badanie Dochodów i Warunków Życia (*EU Statistics on Income and Living Conditions* – EU-SILC), które dostarcza porównywalnych dla krajów członkow-

¹Lista ta jest rozwijana przez Podgrupę Wskaźnikową (*Indicators Sub-Group*) Komitetu ds. Zabezpieczenia Społecznego (*Social Protection Committee* – SPC). Uaktualniona lista wskaźników przyjęta we wrześniu 2009 r. przez SPC znajduje się na stronie internetowej Komisji Europejskiej: <http://ec.europa.eu/social/main.jsp?catId=756&langId=en>.

skich UE danych dotyczących warunków życia ludności, w tym ubóstwa i wykluczenia społecznego [74]. Na podstawie wyników badania EU-SILC obliczane są wartości podstawowych wskaźników ubóstwa i wykluczenia społecznego, a w oparciu o nie prowadzony jest monitoring oraz analizy porównawcze ubóstwa i wykluczenia społecznego w ramach UE. Zakres i sposób prowadzenia tych analiz ulegają stałym modyfikacjom prowadzącym do ciągłego doskonalenia narzędzi pomiaru.

1.2. Ubóstwo: dylematy definicji i pomiaru

1.2.1. Definicja ubóstwa

Pierwszym i zarazem kluczowym krokiem na drodze pomiaru ubóstwa jest zdefiniowanie samej kategorii ubóstwa. Wybór konkretnej definicji ubóstwa ma podstawowe znaczenie dla uzyskiwanych wyników tego pomiaru [27]. W zależności od tej definicji różne grupy społeczeństwa, a w analizach regionalnych różne regiony, mogą zostać uznane za najbardziej dotknięte ubóstwem. Jednocześnie sposób zdefiniowania ubóstwa i metody jego pomiaru wpływają zarówno na regionalną alokację funduszy UE, jak i na sposób tworzenia programów, formułowanych przez politykę społeczną, nakierowanych na ograniczanie ubóstwa.

Występujące w praktyce rozbieżności w wynikach analiz ubóstwa, a w następstwie rozbieżności co do koncepcji walki z ubóstwem, są spowodowane niekiedy różnym rozumieniem przez badaczy definicji tego zjawiska. Ponadto kategoria ta jest zmienna w czasie i zróżnicowana terytorialnie. Sytuacja materialna gospodarstw domowych, która obecnie kwalifikuje je do sfery ubóstwa na pewno nie powodowałaby takiej oceny kilkadziesiąt lat temu. Jednocześnie ci, którzy uważani są za ubogich w krajach Europy Zachodniej posiadają wielokrotnie lepszy status materialny od przeciętnego statusu materialnego np. mieszkańca Indii.

We wszystkich definicjach występujących w literaturze przedmiotu ubóstwo wiązane jest z faktem niezaspokojenia pewnych potrzeb na pożądanym poziomie [16]. Formułowane definicje ubóstwa mają jednocześnie na tyle ogólny charakter, że nie powinny wzbudzać większych sporów i są w zasadzie powszechnie akceptowane. Akcepta-

1.2. Ubóstwo: dylematy definicji i pomiaru

cja ta wynika jednak z faktu, że pozostawiają one otwartymi podstawowe kwestie będące przedmiotem wielu kontrowersji, a mianowicie które potrzeby należy traktować jako podstawowe oraz jaki poziom ich zaspokojenia należy uznać za pożądany.

Do końca lat sześćdziesiątych dominującym rozwiązaniem przyjmowanym w analizach ubóstwa stanowiło podejście potrzeb podstawowych (*basic needs approach*). Zapewnienie ich zaspokojenia było w zasadzie jednoznaczne z zapewnieniem możliwości przeżycia. Do potrzeb podstawowych zaliczano przede wszystkim żywność, mieszkanie i odzież. Ubóstwo w tym podejściu utożsamiane jest z poziomem zbyt niskich dochodów, które nie są wystarczające do zaspokojenia tych potrzeb, czy też innymi słowy nie wystarczają na osiągnięcie poziomu życia uznanego za godny w danym kraju. Przytoczona koncepcja definicji ubóstwa bazowała na pracach Materialnej Szkoły Dobrobytu [31, 37], która utożsamiała dobrobyt (zamożność) z poziomem dochodów. Stąd też koncepcja ta nazywana jest ubóstwem dochodowym lub też monetarnym.

Stopniowo zakres potrzeb podstawowych objętych kategorią ubóstwa ulegał rozszerzeniu. Wraz z rozszerzaniem zakresu potrzeb podstawowych objętych kategorią ubóstwa postępowała krytyka traktowania ubóstwa wyłącznie w kategoriach monetarnych, zapoczątkowana empirycznymi pracami socjologów [1]. Towarzyszyło jej jednocześnie przechodzenie od koncepcji rozumienia ubóstwa jedynie jako braku środków finansowych (zasobów ekonomicznych) do zaspokojenia podstawowych potrzeb w kierunku braku możliwości wypełniania funkcji życiowych, wynikających nie tylko z braku zasobów ekonomicznych, ale także z uwarunkowań społecznych i osobistych, niezbędnych do prowadzenia wartościowego życia (*capabilities approach*).

Według A. Sena [60, 61], twórcy podejścia możliwości zaspokojenia potrzeb, dla stworzenia możliwości realizowania funkcji życiowych jednostek kluczowe znaczenie mają nie same dobra (towary i usługi) lecz ich właściwości umożliwiające określone sposoby funkcjonowania (*functioning*) poszczególnych jednostek. Sposoby funkcjonowania mogą mieć różnorodny charakter, zaczynając od najbardziej podstawowych takich, jak właściwe odżywianie się czy też życie w zdrowiu, po złożone czynności i stany jak np. możliwość uczestniczenia w życiu społecznym czy poczucie godności własnej. Zbiór tych sposobów funkcjonowania tworzy wyjściową przestrzeń funkcyjno-

wania. Kombinacje rozmaitych sposobów funkcjonowania (podzbiory przestrzeni wyjściowej) tworzą zbiory możliwości (*capabilities sets*), z których może wybierać jednostka. Zróżnicowanie warunków życia jednostek, zależne zarówno od etapów rozwoju, jak i zwyczajów społeczeństw, w których żyją, oraz ich indywidualnych cech charakterologicznych i umiejętności korzystania z dóbr, powoduje że do zapewnienia tych samych możliwości jednostek niezbędne są różne wiązki dóbr. Ubóstwo według A. Sena oznacza nie tylko brak wystarczających środków finansowych, lecz także brak możliwości przekształcenia dostępnych dóbr w celu osiągnięcia takich sposobów funkcjonowania jednostki, które pozwalają na prowadzenie przez nią odpowiadającego jej stylu życia. Ten brak możliwości osiągnięcia pożądanых przez jednostki sposobów funkcjonowania może wynikać zarówno z niewystarczających środków finansowych, jak i innych ograniczeń, np. braku odpowiednich kwalifikacji, dyskryminacji czy też barier infrastrukturalnych. Ponadto ubóstwo utożsamiane jest przez A. Sena nie tylko z brakiem dostępu do dóbr i usług, lecz także z brakiem możliwości uczestnictwa w podejmowaniu decyzji oraz w życiu obywatelskim, społecznym i kulturalnym.

Przykładem ewolucji definicji ubóstwa może być tzw. operacyjna definicja ubóstwa, przyjęta przez Radę Ministrów EWG w 1975 roku, która jest podstawą pomiaru tego zjawiska w krajach Wspólnoty. Ubóstwo, według tej definicji, „odnosi się do osób, rodzin, lub grup osób, których zasoby są ograniczone w takim stopniu, że poziom ich życia obniża się poza akceptowane minimum w kraju zamieszkania” [32]. Przez zasoby początkowo rozumiano dobra, dochód pieniężny oraz usługi uzyskiwane zarówno ze źródeł prywatnych jak i publicznych [11]. W późniejszym okresie zakres zasobów rozszerzono o zasoby kulturowe i społeczne [12].

Poszerzanie koncepcji ubóstwa doprowadziło do niefortunnego używania zamiennie pojęć ubóstwa (*poverty*) i wykluczenia społecznego (*social exclusion*)², a nawet dobrobytu ekonomicznego (*economic well-being*) [58, 73]. Termin „wykluczenie społeczne” został po raz pierwszy użyty przez francuskiego ministra ds. Dobrobytu Społecznego R. Lenoir’a [36]. W oficjalnym dokumencie Komisji Europejskiej pojawił się on po raz pierwszy w programie walki z ubóstwem

²Przegląd podstawowych koncepcji wykluczenia społecznego zawiera m. in. opracowanie [62].

w 1990 r. [8].

W większości definicji wykluczenie społeczne jest określane w kategoriach niemożności uczestniczenia w istotnych aspektach życia społecznego, gospodarczego, politycznego i kulturalnego danego społeczeństwa. Ponadto nieuczestniczenie to nie stanowi wyniku wyboru jednostki, lecz przeszkód, jakie ona napotyka. Poszczególne wymiary wykluczenia społecznego często nakładają się na siebie pogłębiając tym samym marginalizację jednostek.

Kategoria wykluczenia społecznego znacząco wychodzi poza brak środków pieniężnych oraz zasobów materialnych, odnosząc się także do innych ograniczeń, które nie pozwalają jednostce (osobie, rodzinie, gospodarstwu domowemu, grupie społecznej) żyć na poziomie akceptowalnym w danym kraju. Utożsamianie ubóstwa z wykluczeniem społecznym skutkuje rozpatrywaniem tego zjawiska w kategoriach niemożności dostępu do czegoś nie tylko z przyczyn finansowych, nie ograniczając się przy tym wyłącznie do dostępności do towarów i usług zaspokajających podstawowe potrzeby. Kategoria wykluczenia społecznego jest tym samym podobna do koncepcji ubóstwa A. Sena.

Wykluczenie społeczne nie powinno być traktowane jako synonim ubóstwa. Brak możliwości zaspokojenia podstawowych potrzeb może być utożsamiany z ubóstwem wyłącznie wtedy, gdy jest on wynikiem braku odpowiednich zasobów finansowych. Z drugiej strony ubóstwo nie jest przyczyną każdego wykluczenia społecznego. Ubóstwo powinno być tym samym traktowane jako finansowy wymiar wykluczenia społecznego.

W przypadku analiz zjawiska ubóstwa najbardziej właściwa jest tzw. ekonomiczna (finansowa) definicja ubóstwa. Według tej definicji ubóstwem określana jest sytuacja, w której jednostka (osoba, rodzina, gospodarstwo domowe) nie dysponuje wystarczającymi środkami finansowymi (zarówno środkami pieniężnymi w postaci dochodów bieżących i dochodów z poprzednich okresów, jak i w formie nagromadzonych zasobów materialnych) pozwalającymi na zaspokojenie jej podstawowych potrzeb³, na akceptowalnym poziomie.

³Przyjęta definicja ma charakter absolutny, podczas gdy w UE preferowany jest relatywny sposób pojmowania ubóstwa.

1.2.2. Sposób pojmowania ubóstwa

Największe kontrowersje przy pomiarze ubóstwa związane są ze sposobem określania poziomu zaspokojenia potrzeb uznanego za pożądany, czyli sposobem pojmowania ubóstwa. Ubóstwo można pojmować w sposób absolutny lub względny⁴. Kategoria ubóstwa w ujęciu absolutnym opiera się na pojęciu stopnia zaspokojenia potrzeb, zdefiniowanych w konkretnych kategoriach ilościowych i wartościowych. Jednostki (osoby, rodziny, gospodarstwa domowe) określane są jako ubogie, kiedy ich potrzeby nie są zaspokojone w sposób wystarczający [16]. Poziom zaspokojenia ich potrzeb nie jest przy tym odnoszony do poziomu zaspokojenia potrzeb innych członków społeczeństwa. Problem ubóstwa według zwolenników podejścia absolutnego zostaje rozwiązany, gdy wszystkim członkom społeczeństwa zostanie zapewnione zaspokojenie ich podstawowych potrzeb. Ubóstwo w sensie absolutnym może tym samym zostać całkowicie wyeliminowane poprzez wzrost ekonomiczny. Należy zauważyć, że podejście absolutne zawsze nosi w sobie pewną dozę relatywizmu. Ustalenie zbioru podstawowych potrzeb oraz minimalnego poziomu ich zaspokojenia zależy zawsze od poziomu rozwoju społeczno-ekonomicznego kraju, dla którego przeprowadzana jest analiza.

Podejście absolutne stosowane jest m. in. przez Bank Światowy [66] oraz UNDP [68]. Funkcjonujące w Polsce definicje ubóstwa w ujęciu absolutnym wiążą się przede wszystkim z kategoriami minimum egzystencji i minimum socjalnego, szacowanymi przez Instytut Pracy i Spraw Socjalnych. Pomiar ubóstwa według ujęcia absolutnego jest w naszym kraju systematycznie przeprowadzany przez Główny Urząd Statystyczny [26, 64] oraz Radę Monitoringu Społecznego [54].

Kategoria ubóstwa w ujęciu względnym (relatywnym) opiera się na odniesieniu poziomu zaspokojenia potrzeb jednostek (osób, rodzin, gospodarstw domowych) do poziomu zaspokojenia tych potrzeb przez innych członków społeczeństwa. Ubóstwo jest tutaj utożsamiane z nadmiernymi rozpiętościami w poziomie zaspokojenia potrzeb w społeczeństwie. Ubóstwo w tym sensie nie może zostać w praktyce całkowicie wyeliminowane lecz tylko zmniejszone, poprzez zmniejszenie nierównomierności w poziomie zaspokojenia potrzeb. Podejście relatywne jest preferowane przede wszystkim przez Unię Europejską

⁴Szeroki przegląd absolutnej i relatywnej koncepcji podejścia do sposobu pojmowania ubóstwa można znaleźć np. w opracowaniu [59].

[17]. W Polsce jest ono stosowane w praktyce przez Główny Urząd Statystyczny [64].

Oba podejścia do sposobu pojmowania ubóstwa mają swoje zalety i wady [22, 63]. Krytycy podejścia relatywnego wskazują, że nie pozwala ono na ustalenie stałego punktu odniesienia dla porównań zmian ubóstwa w czasie i w przestrzeni, a tym samym utrudnia ocenę efektywności polityk nakierowanych na walkę z ubóstwem. Ponadto uzyskanie w ujęciu relatywnym oceny wskazującej, że nastąpił wzrost poziomu zaspokojenia potrzeb może być wynikiem nie tyle faktycznego wzrostu ich zaspokojenia, ile zmniejszenia nierówności w poziomie zaspokojenia tych potrzeb w badanej populacji. Z kolei podejście absolutne stwarza problemy zarówno natury pojęciowej, jak i metodycznej związane z ustaleniem zestawu podstawowych potrzeb objętych kategorią ubóstwa, określeniem minimalnego poziomu ich zaspokojenia oraz ich wyceną. Ponadto definicja ubóstwa zawsze zależy od specyfiki badanej społeczności związanej ze strukturą społeczną i kulturalną, klimatem oraz zmienia się w czasie nawet dla tej samej społeczności wraz z jej rozwojem.

1.2.3. Sposób pomiaru ubóstwa

Wybór wariantu sposobu pojmowania ubóstwa stanowi wstępny etap przy podejmowaniu decyzji co do sposobu jego pomiaru oraz kryteriów jego identyfikacji. Podjęcie decyzji co do sposobu pomiaru ubóstwa wiąże się z wyborem pomiędzy rozpatrywaniem ubóstwa w sposób obiektywny lub też w sposób subiektywny [27]. Każdy z tych sposobów pomiaru może być stosowany zarówno w podejściu absolutnym, jak i w podejściu relatywnym. Określenie „obiektywny” oraz „subiektywny” nie należy przy tym wiązać ze stopniem arbitralizmu stosowanego przy pomiarze ubóstwa. W każdym z tych ujęć pomiarowych występują pewne ustalenia o charakterze arbitralnym.

W przypadku ujęcia obiektywnego ocena poziomu zaspokojenia potrzeb badanych jednostek (osób, rodzin, gospodarstw domowych) jest dokonywana niezależnie od ich osobistych wartościowań w tym zakresie. Najczęściej oceny takiej dokonują eksperci. W ujęciu subiektywnym ocena poziomu zaspokojenia potrzeb odbywa się przez same badane jednostki (osoby, rodziny, gospodarstwa domowe).

Do najbardziej znanych metod pomiaru ubóstwa opartych na ujęciu subiektywnym należą metody opracowane przez zespół naukowy

kierowany przez B.M.S. Van Praaga [24]. Analizy ubóstwa oparte na podejściu subiektywnym były wielokrotnie stosowane w praktyce, m.in. w badaniach porównawczych krajów Wspólnoty Europejskiej [69, 70]. W Polsce podejście subiektywne do pomiaru ubóstwa było stosowane w badaniach prowadzonych przez Główny Urząd Statystyczny [64] oraz Radę Monitoringu Społecznego [54].

Podstawową wadą podejścia subiektywnego jest różny sposób określania minimalnych standardów poziomu życia przez respondentów. Ponadto różne zestawy towarów i usług są przez nich brane pod uwagę, gdy odpowiadają na pytania dotyczące pożądaných dochodów. Prowadzi to zarówno do nieoczekiwanych zmian ocen ubóstwa w czasie w badaniach krajowych, jak i zaskakujących wyników porównań międzynarodowych [2].

1.2.4. Kryteria ubóstwa

Kolejną decyzją, równie trudną i kontrowersyjną, jak wybór pomiędzy absolutnym i względnym sposobem pojmowania ubóstwa oraz subiektywnym i obiektywnym sposobem pomiaru ubóstwa, jest ustalenie kryteriów ubóstwa. W badaniach zjawiska ubóstwa prowadzonych do lat siedemdziesiątych dominowało podejście jednowymiarowe bazujące wyłącznie na wskaźnikach monetarnych. W podejściu tym ocena poziomu zaspokojenia potrzeb odbywała się wyłącznie przez pryzmat dochodów (wydatków) wyrażanych w formie monetarnej. Stopniowo jednak coraz więcej zwolenników zaczął zyskiwać pogląd, że identyfikacja ubogich w oparciu jedynie o mierniki monetarne (poziom uzyskiwanych dochodów lub wydatków) jest dalece niewystarczająca. Nie chodziło tutaj przy tym wyłącznie o fakt niedoszacowywania dochodów deklarowanych przez osoby i rodziny (gospodarstwa domowe) biorące udział w badaniach empirycznych. O wiele istotniejsze było przekonanie, że ubóstwo jest zjawiskiem wielowymiarowym i przy jego identyfikacji należałoby uwzględnić także czynniki pozamonetarne. Ponadto, co jest niezwykle istotne w badaniach ubóstwa, podejście jednowymiarowe przy ocenie wielkości środków finansowych, jakimi dysponuje jednostka, bierze pod uwagę wyłącznie jej dochody bieżące (strumienie) pomijając dochody i zasoby materialne nagromadzone w poprzednich okresach (zasoby).

Konieczność wielowymiarowego traktowania ubóstwa postulowało wielu badaczy. Na niedoskonałość identyfikacji ubóstwa wyłącz-

nie na podstawie poziomu uzyskiwanych dochodów wskazywał m. in. P. Townsend [67]. Proponował on uwzględniać przy analizach ubóstwa także warunki mieszkaniowe, zasobność, edukację oraz zasoby zawodowe i finansowe. Szersze spojrzenie na problem ubóstwa niż wyłącznie przez pryzmat bieżących dochodów (wydatków) prezentowało w swoich pracach teoretycznych, jak i stosowało w praktyce wielu badaczy [46, 48]. Na wielowymiarowość pojęcia ubóstwa wskazują m. in. autorzy raportu zawierającego rekomendacje dla Unii Europejskiej - dotyczące wskaźników ubóstwa i wykluczenia społecznego [2].

1.3. Metody identyfikacji ubogich i wykluczonych społecznie

Analiza ubóstwa zależy m.in., jak już wspomniano, od sposobu jego pojmowania (podejście absolutne, podejście relatywne), sposobu pomiaru ubóstwa (podejście obiektywne, podejście subiektywne) oraz przyjętych kryteriów ubóstwa (jednowymiarowe, w którym ocena poziomu zaspokojenia potrzeb odbywa się wyłącznie przez pryzmat poziomu dochodów (wydatków) wyrażanych w formie monetarnej oraz podejście wielowymiarowe, w którym przy identyfikacji ubóstwa uwzględnia się obok poziomu dochodów wyrażanych w formie monetarnej także możliwość zaspokojenia potrzeb na podstawie uzyskiwanych dochodów i posiadanych zasobów materialnych, oceniana w formie niemonetarnej). Różnorodne sposoby pojmowania ubóstwa oraz uwzględnianie rozmaitych kryteriów ubóstwa, a także różne podejścia do samego pomiaru ubóstwa (podejście obiektywne oraz podejście subiektywne) prowadzą do odmiennych metod identyfikacji gospodarstw ubogich.

W przypadku podejścia jednowymiarowego dla wyodrębnienia podpopulacji ubogich wyznaczany jest pewien krytyczny poziom dochodów lub wydatków zwany granicą ubóstwa, poniżej którego zaspokojenie podstawowych potrzeb nie jest możliwe. W przypadku podejścia wielowymiarowego dla identyfikacji subpopulacji ubogich możliwe są różne rozwiązania [3].

1.3.1. Metody wyznaczania granicy ubóstwa w ujęciu jednowymiarowym

W podejściu jednowymiarowym identyfikacja ubogich dokonywana jest w oparciu o pewien krytyczny poziom dochodów lub wydatków gospodarstw domowych zwanych granicą (linią) ubóstwa. Dane gospodarstwo domowe uznawane jest za ubogie, gdy jego poziom dochodów lub wydatków jest niższy od przyjętej granicy ubóstwa. Obie miary poziomu zamożności gospodarstw domowych mają swoje wady i zalety. Z punktu widzenia przyjętej definicji kategorii ubóstwa wydatki lepiej odzwierciedlają finansowe możliwości gospodarstw domowych zaspokojenia swoich potrzeb niż bieżące dochody. Do podstawowych wad dochodu - jako miernika zamożności gospodarstw domowych - należy zaliczyć zjawisko zaniżania rzeczywistych dochodów przez gospodarstwa domowe, wynikające przede wszystkim z nieujawniania dochodów z tzw. szarej strefy gospodarczej oraz podleganie dochodu znacznie silniejszym niż konsumpcja wahaniom sezonowym, szczególnie w przypadku gospodarstw domowych rolników. Natomiast najważniejszym mankamentem kategorii konsumpcji, jako miernika zamożności, jest zaniżanie w deklaracjach gospodarstw domowych niektórych wydatków, w tym radykalnie w przypadku wydatków na alkohol i wyroby tytoniowe. Decyzja czy przy wyznaczaniu granicy ubóstwa opierać się na kategorii dochodu czy też kategorii wydatków (konsumpcji) w praktyce przede wszystkim zależy od jakości posiadanych danych [65].

W badaniach ubóstwa prowadzonych przez organizacje międzynarodowe przyjmowane są różne rozwiązania. Przykładowo Bank Światowy preferuje szacowanie granicy ubóstwa w oparciu o konsumpcję [10, 29], a Unia Europejska o dochody gospodarstw domowych [17, 26]. W Polsce Główny Urząd Statystyczny do końca lat dziewięćdziesiątych szacował wartości wskaźników ubóstwa na podstawie wydatków konsumpcyjnych gospodarstw domowych. Obecnie, zgodnie z praktyką Eurostatu, analizy ubóstwa przeprowadzane przez GUS opierają się na dochodach gospodarstw domowych. Również Rada Monitoringu Społecznego, prowadząca w sposób systematyczny badania warunków i jakości życia polskich gospodarstw domowych [54], w analizach ubóstwa opiera się na dochodach gospodarstw domowych.

W ramach podejścia jednowymiarowego możemy wyróżnić trzy

podstawowe typy granic ubóstwa, a mianowicie: granice absolutne, granice relatywne oraz granice subiektywne. Ponadto w wielu krajach, w tym także w Polsce funkcjonują - tzw. "urzędowe granice ubóstwa", ustalane za pomocą różnych metod, które stanowią podstawę do ubiegania się przez gospodarstwa domowe o pomoc społeczną.

1.3.1.1. Absolutne granice ubóstwa

Absolutne granice ubóstwa wskazują wartość środków finansowych niezbędnych do osiągnięcia minimalnego, akceptowalnego poziomu zamożności jednostki (gospodarstwa domowego, osoby). Najstarszą i jednocześnie najczęściej stosowaną metodą wyznaczania granicy ubóstwa jest metoda potrzeb podstawowych [44, 56]. W metodzie tej ustala się zestaw towarów i usług, zwany koszykiem, pozwalający na zaspokojenie potrzeb podstawowych gospodarstwa domowego na minimalnym poziomie. Za granicę ubóstwa przyjmuje się pieniężną wartość tego koszyka. Tym samym gospodarstwo domowe (oraz wszystkie osoby wchodzące w jego skład) uznaje się za ubogie, jeżeli jego dochody nie pozwalają na zakup ustalonego koszyka towarów i usług⁵.

Przy ustalaniu zawartości koszyka towarów i usług zabezpieczających minimalne potrzeby gospodarstw domowych wykorzystywana jest wiedza z różnych dziedzin. W zakresie potrzeb żywnościowych stosowane są przede wszystkim normy fizjologiczne. W obszarze potrzeb nieżywnościowych wykorzystywana jest wiedza ekspertów oraz wyniki analiz wydatków i spożycia prowadzone w ramach badań budżetów gospodarstw domowych.

Podstawową zaletą granicy ubóstwa wyznaczonej za pomocą metody potrzeb podstawowych jest jej przejrzystość, zrozumiała dla ogółu społeczeństwa. Natomiast największe kontrowersje w praktyce stosowania metody potrzeb podstawowych wzbudza zakres potrzeb wyróżnionych w koszyku oraz określenie minimalnego poziomu ich zaspokojenia, tym bardziej, że na zawartość koszyka znaczący wpływ ma aktualny poziom zamożności społeczeństwa i jego styl życia. Ozna-

⁵Potrzeby poszczególnych gospodarstw domowych zależą w dużym stopniu od ich liczebności i składu demograficznego, stąd też ustalanie linii ubóstwa musi się odbywać niezależnie dla różnych typów gospodarstw domowych. Sposób ten jest jednak bardzo pracochłonny i niewygodny. Rozwiązaniem jest zastosowanie tzw. skal ekwiwalentności, którymi są parametry pozwalające na porównywalność potrzeb gospodarstw domowych o różnym składzie, por. podrozdział 1.4.

cza to, że zawartość koszyka jest zmienna w czasie i wraz ze wzrostem ogólnego poziomu zamożności społeczeństwa zakres koszyka potrzeb podstawowych także wzrasta.

Metoda potrzeb podstawowych jest wykorzystywana od dawna w Polsce do szacowania tzw. minimum socjalnego i minimum egzystencji oraz m. in. w Niemczech, Danii, Holandii, Belgii, Francji, Wielkiej Brytanii oraz Stanach Zjednoczonych⁶. Kategorie minimum socjalnego oraz minimum egzystencji wyznaczają różne standardy poziomu zaspokojenia potrzeb życiowych i są szacowane przy odmiennych założeniach metodycznych [34]. Obie kategorie, pomimo różnych założeń metodycznych, bazują na normatywnych modelach zaspokajania podstawowych potrzeb gospodarstw domowych. W oparciu o normy odpowiadające grupom potrzeb objętych tymi kategoriami konstruowane są koszyki towarów i usług, które zapewniają zaspokojenie tych potrzeb. Koszyki te są następnie wyrażane w formie wartościowej. Tym samym wartości minimum socjalnego oraz minimum egzystencji stanowią sumę wydatków niezbędnych do nabycia koszyków dóbr uznawanych za minimum.

Zawartość koszyka stanowiąca podstawę ustalania minimum socjalnego powinna zapewnić takie warunki bytowe gospodarstwa domowego, które umożliwiają nie tylko reprodukcję jego sił życiowych oraz posiadanie i wychowanie dzieci, ale również utrzymanie więzi ze społeczeństwem. W ramach koszyka minimum socjalnego uwzględnione są trzy grupy potrzeb [34]:

- bytowo-konsumpcyjne (wyżywienie, mieszkanie, odzież, higiena i ochrona zdrowia, transport i łączność),
- edukacyjno-kulturalne (wychowanie, edukacja, kultura),
- rekreacyjno-wypoczynkowe (wypoczynek, sport, turystyka).

Kategoria minimum egzystencji, często traktowana w praktyce jako granica skrajnego ubóstwa, została stworzona w celu określenia jaki poziom dochodów (także dla ściśle określonych, wybranych typów

⁶Stosowana w USA [38] granica ubóstwa, bazująca na propozycji M. Orshansky, nie jest granicą o charakterze czysto absolutnym. Jest ona ustalana jako iloraz wartości koszyka dóbr żywnościowych oraz indeksu Engla (udziału wydatków na żywność w wydatkach ogółem). Wielkość tego indeksu zależy od struktury wydatków badanego społeczeństwa, a tym samym indeks Engla ma charakter relatywny.

gospodarstw domowych) jest niezbędny w celu zapewnienia „prze-trwania” w zdrowiu i zdolności do pracy. Obejmuje ona jedynie ta-kie grupy wydatków, jak: żywność, mieszkanie i jego utrzymanie, ochrona zdrowia i higiena, odzież i obuwie oraz ich naprawy, edu-kacja dzieci.

Absolutne granice ubóstwa stosowane są także w porównaniach międzykrajowych. Ze względu na różne minimalne koszyki towarów i usług przyjmowane w różnych krajach, wynikające przede wszystkim z różnych poziomów zamożności i zwyczajów konsumpcyjnych w tych krajach, Bank Światowy stosuje w porównaniach międzyna-rodowych stałą linię ubóstwa równą 1.25 dolarów USA dziennie na osobę [29]. Natomiast Komisja Europejska w analizach ubóstwa kra-jów UE stosowała w swoich analizach absolutną linię ubóstwa (tzw. granicę niskich dochodów) wynoszącą 10 euro na osobę dziennie⁷ (por. np. [17]).

1.3.1.2. Relatywne granice ubóstwa

Relatywne linie ubóstwa opierają się na pozycjonowaniu zamożności każdej jednostki (gospodarstwa domowego, osoby) w relacji do za-możności innych badanych jednostek. W metodzie tej gospodarstwo domowe traktowane jest jako ubogie, gdy jego dochód jest mniejszy od pewnej stałej części mediany lub średniej arytmetycznej rozkładu dochodów całej populacji gospodarstw domowych. Przyjmując, że przeciętny poziom dochodu gospodarstwa domowego jest określony za pomocą mediany rozkładu dochodu gospodarstw domowych $M(y)$, granicę ubóstwa przy ustalonej arbitralnie wartości krytycznej τ^* ($0 < \tau^* < 1$) można wyznaczyć na podstawie równania:

$$y^*(\tau^*) = \tau^* M(y). \quad (1.1)$$

Ze względu na fakt, że uzyskanie tego samego poziomu zaspoko-żenia potrzeb gospodarstw o różnym składzie demograficznym wy-maga różnego poziomu dochodów podstawą do wyznaczania granicy ubóstwa za pomocą omawianej metody nie może być rozkład dochodu na gospodarstwo lub osobę. Wykorzystywany jest tutaj rozkład do-chodów ekwiwalentnych⁸, porównywalnych pomiędzy gospodarstwa-

⁷Była ona korygowana dla poszczególnych krajów za pomocą wskaźników siły nabywczej ich walut.

⁸Por. podrozdział 1.4.

mi domowymi o różnych charakterystykach demograficznych.

W metodzie stałej części mediany (średniej arytmetycznej) ubóstwo traktuje się jako kategorię całkowicie względną. Granica ubóstwa wzrasta proporcjonalnie do wzrostu wartości mediany (średniej arytmetycznej) rozkładu dochodów. Procent gospodarstw domowych ubogich zmienia się wyłącznie na skutek zmian rozkładu dochodów. Można wyobrazić sobie nawet taką paradoksalną sytuację, że pomimo wzrostu dochodów wszystkich gospodarstw domowych zasięg ubóstwa (procent gospodarstw domowych ubogich) wzrasta. Niektórzy badacze wręcz kwestionują w ogóle zasadność traktowania odsetka średniej arytmetycznej lub mediany rozkładu dochodów jako granicy ubóstwa, uważając je za mierniki nierówności ekonomicznej [72].

Pomimo tej niewątpliwej wady metoda stałej części średniej arytmetycznej dochodu (mediany) stosowana była w praktyce na przykład przez Komisję Wspólnoty Europejskiej w badaniach porównawczych dla krajów europejskich w latach osiemdziesiątych. Jest ona także rekomendowana przez Eurostat dla prowadzonych obecnie badań ubóstwa [2], przy czym proponuje się przyjęcie jako podstawowej granicy ubóstwa wartości 60% mediany rozkładu dochodów. Aktualnie stosowana jest ona w podstawowym badaniu społecznym, standaryzowanym i prowadzonym we wszystkich krajach Unii Europejskiej, a mianowicie Europejskim Badaniu Dochodów i Warunków Życia (*Survey on Income and Living Conditions, EU-SILC*; [17]). W badaniu tym uczestniczy także od 2005 r. Polska [26]. Ponadto Główny Urząd Statystyczny w ramach analiz ubóstwa na podstawie wyników badań budżetów gospodarstw domowych przyjmuje jako granicę ubóstwa 50% średnich miesięcznych wydatków gospodarstw domowych. Powszechne stosowanie powyższej metody jest niewątpliwie wynikiem jej prostoty.

1.3.1.3. Subiektywne granice ubóstwa

W subiektywnych metodach wyznaczania granic ubóstwa wykorzystywane są oceny swoich dochodów formułowane przez gospodarstwa domowe. Jedną z metod najczęściej stosowanych w praktyce do wyznaczania granicy ubóstwa według podejścia subiektywnego jest tzw. metoda subiektywnej linii ubóstwa [24, 50]. W metodzie tej gospodarstwa domowe wskazują najniższe poziomy dochodów nie-

zbędnych do „związania końca z końcem”, które jednocześnie określają minimalne potrzeby gospodarstw domowych i tym samym traktowane są jako ich granice ubóstwa. W praktyce polskich badań ubóstwa pytanie to formułowano następująco: „Jaki jest najniższy dochód netto potrzebny do powiązania końca z końcem przez Państwa gospodarstwo domowe?”

Oceny te formułowane przez poszczególne gospodarstwa zależą przede wszystkim od ich wielkości (liczby osób w gospodarstwie) oraz ich rzeczywistego dochodu.

Jeżeli w dalszych rozwiązaniach ograniczy się wyłącznie do liczby osób w gospodarstwie (L) to zależność tę można przedstawić w postaci następującego równania regresji:

$$\ln y_{min} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln L + \alpha_2 \ln y, \quad (1.2)$$

gdzie:

y_{min} — najniższy poziom dochodu potrzebny do powiązania końca z końcem, deklarowany przez gospodarstwo domowe.

Parametry powyższej funkcji regresji, które mogą być obliczane np. na podstawie metody najmniejszych kwadratów, stanowią podstawę do szacowania granic ubóstwa gospodarstw domowych zróżnicowanych ze względu na ich wybrane charakterystyki (na przykład ze względu na liczbę osób w gospodarstwie domowym). Otrzymujemy je jako wartości dochodów y^* , które podstawione w miejsce y_{min} oraz y spełniają równanie 1.2. Ostatecznie wartości granicy ubóstwa (y^*) zależne od liczby osób w gospodarstwie domowym wyznacza się na podstawie wzoru:

$$y^*(L) = \exp \left(\frac{\alpha_0 + \alpha_1 \ln L}{1 - \alpha_2} \right). \quad (1.3)$$

Metoda subiektywnej linii ubóstwa stosowana jest w badaniu Diagnoza Społeczna przeprowadzonym przez Radę Monitoringu Społecznego [54].

1.3.2. Identyfikacja ubogich w ujęciu wielowymiarowym

Ubóstwo w ujęciu wielowymiarowym utożsamia się nie tylko z poziomem bieżących dochodów gospodarstw domowych ujmowanym

w formie monetarnej, ale również z brakiem możliwości zaspokojenia podstawowych potrzeb wynikających zarówno z niewystarczających dochodów bieżących jak i dochodów z poprzednich okresów oraz zasobów materialnych (np. dobra trwałego użytku, mieszkanie itd.) ocenianych w formie niemonetarnej.

W ramach podejścia wielowymiarowego można rozróżnić, przy uwzględnianiu wielu wymiarów ubóstwa naraz, cztery zasadnicze podejścia do identyfikacji ubogich [3]. W pierwszym z podejść dokonuje się agregacji wskaźników ubóstwa oszacowanych dla poszczególnych jego wymiarów w jeden wskaźnik agregatowy. W wyniku takiej agregacji traci się jednak informację dotyczącą ocen ubóstwa w poszczególnych jego wymiarach. Powinno się zatem zawsze oceniać wielkość agregatowego wskaźnika ubóstwa przez pryzmat wielkości wskaźników ubóstwa dla poszczególnych jego wymiarów. W drugim podejściu jednostkę uznaje się za ubogą na poziomie wielowymiarowym, gdy została uznana za ubogą przynajmniej w jednym wymiarze (tzw. *union approach*). Takie rozwiązanie może prowadzić do przeszacowania ocen ubóstwa. W trzecim z podejść tylko jednostki określone za ubogie jednocześnie we wszystkich wymiarach są uważane za ubogie na poziomie wielowymiarowym (tzw. *intersection approach*). Metoda ta prowadzi z kolei do niedoszacowywania ocen ubóstwa. Ostatnie z podejść łączy ze sobą dwa poprzednie podejścia. Przy ocenach ubóstwa bierze ono pod uwagę zarówno stopień ubóstwa w poszczególnych jego wymiarach, jak i liczbę wymiarów, w których jednostka została uznana za ubogą.

1.4. Skale ekwiwalentności

Ustalenie wartości granicy ubóstwa pozwala, w podejściu jednowymiarowym, jednoznacznie stwierdzić, czy dane gospodarstwo domowe można uznać za ubogie. Analiza ubóstwa w skali kraju lub wyróżnionych populacji gospodarstw domowych czyni koniecznym agregację pojedynczych ocen w pewne miary syntetyczne, które stanowią ocenę przeciętnego poziomu tego zjawiska za pomocą jednej liczby⁹.

Prawie zawsze badane populacje gospodarstw domowych składają się z gospodarstw domowych o różnej liczebności i składzie demograficznym, niejednorodnych pod względem potrzeb konsumpcyj-

⁹Por. podrozdział 1.5.

cyjnych. Tym samym, aby dochód (wydatki) gospodarstwa domowego prawidłowo spełniał rolę miernika możliwości zaspokojenia potrzeb porównywalnego dla gospodarstw domowych niejednorodnych pod względem potrzeb konsumpcyjnych, powinien on zostać skorygowany ze względu na poziom ich potrzeb.

Najbardziej prawidłowe jest korygowanie dochodów gospodarstw domowych przy wykorzystaniu tzw. skal ekwiwalentności. Skale ekwiwalentności są parametrami pozwalającymi na pomiar wpływu wielkości i charakterystyk demograficznych gospodarstw domowych na poziom ich potrzeb, a tym samym na różnice w wielkości dochodów (wydatków) niezbędnych do osiągnięcia tego samego poziomu zaspokojenia potrzeb przez te gospodarstwa domowe. Skala ekwiwalentności dla gospodarstwa domowego danego typu mówi, ile razy należałoby zmniejszyć lub zwiększyć jego dochód, aby osiągnęło ono ten sam poziom zaspokojenia potrzeb, co gospodarstwo standardowe stanowiące punkt odniesienia porównań. Najczęściej takim standardowym gospodarstwem domowym, o skali ekwiwalentności równej 1, jest gospodarstwo jednoosobowe. Cechą, którą przede wszystkim należy uwzględnić przy szacowaniu skal ekwiwalentności jest liczba osób w gospodarstwie domowym. Zwiększanie liczby kryteriów (np. wiek i płeć osób, miejsce zamieszkania gospodarstwa domowego) przy szacunku skali ekwiwalentności pozwala uwzględnić dodatkowe czynniki różnicujące zakres i poziom potrzeb, a tym samym koszty utrzymania gospodarstw domowych o różnym składzie. Jednocześnie jednak znacznie rosną trudności w szacunku tych skal.

Skalę ekwiwalentności można w sposób ogólny zdefiniować jako stosunek funkcji wydatków dla gospodarstw domowych o danych charakterystykach do wydatków gospodarstwa domowego standardowego [13]¹⁰:

$$m_i = \frac{C(\mathbf{P}, u, \mathbf{X}_i)}{C(\mathbf{P}, u, \mathbf{X}_i^*)}, \quad (1.4)$$

gdzie:

$C(\cdot)$ — neoklasyczna funkcja wydatków,

\mathbf{P} — wektor cen dóbr,

¹⁰Oszacowania tych skal zależą od poziomu użyteczności, przy którym przeprowadza się porównania. Tym samym przedstawione równanie definiuje całą klasę skal ekwiwalentności różniących się od siebie poziomami użyteczności. Dla uzyskania oszacowań skal ekwiwalentności niezależnie od poziomu użyteczności przyjmowane są restrykcyjne założenia identyfikacyjne, których jednak nie spełnia większość modeli popytu, por. np. [15, 33].

u — poziom użyteczności (miernik poziomu konsumpcji) odpowiadający dochodom (wydatkom) pozwalającym osiągnąć pożądany poziom zaspokojenia potrzeb,

$\mathbf{X}_i, \mathbf{X}_{i'}$ — wektory charakterystyk i -tego i i' -tego gospodarstwa domowego stanowiącego punkt odniesienia.

Nie ma powszechnie akceptowanej metody szacunku skal ekwiwalentności. Jednocześnie wybór skali ekwiwalentności ma bardzo duży wpływ na oceny ubóstwa i nierówności [35]. Można wyróżnić dwa zasadnicze podejścia do wyznaczania skal ekwiwalentności, a mianowicie obiektywne i subiektywne [57]. W ramach podejścia obiektywnego metody wyznaczania skal ekwiwalentności można podzielić na normatywne oraz empiryczne [65].

W podejściu obiektywnym szacunek skal ekwiwalentności odbywa się bez odnoszenia się do wartościowań swoich dochodów przez gospodarstwa domowe. W metodach normatywnych wysokość skal ekwiwalentności ustalają eksperci. Natomiast w metodach empirycznych skale są wyznaczone na podstawie zachowań konsumpcyjnych gospodarstw domowych (ich rzeczywistych wydatków) w oparciu o modele ekonometryczne. W podejściu subiektywnym ustalanie skal ekwiwalentności dokonywane jest w oparciu o subiektywne granice ubóstwa, wyznaczone przy wykorzystaniu osobistych wartościowań dochodów przez gospodarstwa domowe.

Wszystkie z powyższych metod wyznaczania skal ekwiwalentności mają swoje zalety i wady. W przypadku skal normatywnych ich podstawową zaletą jest prostota wyznaczania oraz łatwość zastosowania w porównaniach międzynarodowych. Ich zasadniczą wadą jest natomiast arbitralność powodująca w efekcie, że nie odzwierciedlają one rzeczywistej struktury konsumpcji gospodarstw domowych o różnym składzie, a tym samym rzeczywistych relacji ich dochodów pozwalających na zaspokojenie ich potrzeb na tym samym poziomie. Podstawową zaletą skal empirycznych jest ich dostosowanie do rzeczywistej struktury konsumpcji gospodarstw domowych o różnym składzie oraz mniejszy stopień arbitralności niż w przypadku skal normatywnych, chociaż ich szacunek także wymaga przyjęcia pewnych arbitralnych założeń. Wady skal empirycznych wynikają natomiast z konieczności stosowania skomplikowanych modeli ekonometrycznych, co powoduje obciążenie uzyskanych oszacowań wielkości skal błędami estymacji i specyfikacji. Zasadniczą wadą subiektywnych skal ekwiwalentności jest różny sposób określania przez re-

spondentów standardów poziomu życia. Jednocześnie różne zestawy towarów i usług są przez nich brane pod uwagę, gdy odpowiadają na pytania dotyczące pożądaných dochodów.

1.4.1. Normatywne skale ekwiwalentności

Skale normatywne określają zmiany dochodów potrzebnych do zaspokojenia potrzeb gospodarstw domowych przy zwiększaniu się liczby osób w gospodarstwie oraz zmian ich charakterystyk demograficznych. Do najczęściej stosowanych w praktyce krajów Unii Europejskiej skal normatywnych należą dwuparametrowe skale opracowane przez Organizację Współpracy Gospodarczej i Rozwoju (*Organization for Economic Cooperation and Development* — OECD).

Parametrami uwzględnianymi w szacunku skal OECD są liczba dorosłych oraz liczba dzieci¹¹. Sposób konstrukcji skal OECD jest bardzo prosty. Dla pierwszej osoby dorosłej w gospodarstwie przyjmuje ona wartość 1, co oznacza że gospodarstwem standardowym, stanowiącym punkt odniesienia, jest gospodarstwo domowe jednoosobowe. Kolejnym osobom dorosłym w gospodarstwie domowym przyporządkowuje się wartość 1 przemnożoną przez współczynnik mniejszy od jedności. Każdemu dziecku przyporządkowuje się wartość 1 przemnożoną przez współczynnik niższy niż dla osób dorosłych.

Od strony formalnej wzór na skale OECD można przedstawić następująco:

$$m^{OECD} = 1 + \alpha(L^A - 1) + \beta L^C, \quad (1.5)$$

gdzie:

L^A, L^C — odpowiednio liczba osób dorosłych oraz liczba dzieci,

α, β — ustalane arbitralnie parametry.

Pierwsza ze skal OECD, tzw. oryginalna skala OECD, została zaproponowana przez ekspertów tej organizacji na przełomie lat czterdziestych i pięćdziesiątych ubiegłego wieku dla badań porównawczych rozkładów dochodów oraz poziomu zamożności krajów zrzeszonych w OECD [5, 46]. W skali tej przyjęto wartość parametru $\alpha = 0,7$ oraz parametru $\beta = 0,5$. Oznacza to, że każdej następnej osobie dorosłej w gospodarstwie domowym przypisuje się wartość równą 0,7, a każdemu dziecku 0,5. Wartości skal oryginalnych OECD są aktualnie odpowiednie dla krajów o zbliżonym poziomie rozwoju do współcze-

¹¹Za dzieci uznawane są osoby poniżej 14 lat.

snej Polski. Znaczące zmiany w strukturze konsumpcji krajów wyżej rozwiniętych w UE, jakie zaszły od momentu stworzenia skal oryginalnych OECD, przede wszystkim związane ze znacznie niższym udziałem wydatków na żywność w budżetach gospodarstw domowych tych krajów, spowodowały modyfikację ich parametrów [28]. W zmodyfikowanej skali OECD współczynnik α przyjmuje wartość $\alpha = 0,5$, a współczynnik $\beta = 0,3$. Zmodyfikowana skala OECD stosowana jest aktualnie w analizach porównawczych krajów UE. Natomiast na potrzeby analiz krajowych w Polsce stosowana jest skala oryginalna OECD [64].

1.4.2. Subiektywne skale ekwiwalentności

Podstawą obliczeń subiektywnych skal ekwiwalentności są subiektywne granice ubóstwa wyznaczone w oparciu o faktyczne dochody gospodarstw domowych oraz oceny dochodów gospodarstw domowych formułowane przez same gospodarstwa. Przy ich szacunku mogą być uwzględniane obok liczby osób w gospodarstwie domowym inne charakterystyki gospodarstw domowych i ich członków [50]. Gdy ograniczy się przy wyznaczaniu subiektywnych granic ubóstwa wyłącznie do liczby osób w gospodarstwie domowym wartość skali ekwiwalentności dla gospodarstwa L -osobowego uzyska się dzieląc wartość jego granicy ubóstwa przez wartość granicy ubóstwa dla gospodarstwa stanowiącego punkt odniesienia, o skali ekwiwalentności równej 1. Gdy jako gospodarstwo domowe standardowe przyjmie się gospodarstwo jednoosobowe to skalę ekwiwalentności dla gospodarstwa domowego L -osobowego oblicza się według wzoru:

$$m^S = \frac{y^*(L)}{y^*(1)} \quad (1.6)$$

Subiektywne skale ekwiwalentności stosowane były m. in. do porównań ubóstwa w krajach europejskich [69]. W Polsce skale te były stosowane w analizach ubóstwa przez Główny Urząd Statystyczny [14] oraz Radę Monitoringu Społecznego [54].

1.5. Pomiar ubóstwa

1.5.1. Pomiar ubóstwa w podejściu jednowymiarowym. Ubóstwo monetarne

W ujęciu jednowymiarowym (monetarnym), uwzględniającym wyłącznie bieżące dochody gospodarstw domowych, dysponując dochodami ekwiwalentnymi gospodarstw domowych (porównywalnymi miernikami zamożności pojedynczych gospodarstw domowych różnych typów) oraz granicą ubóstwa można skoncentrować się na ocenie samego zjawiska ubóstwa.

Najszerze zastosowanie w analizach zjawiska ubóstwa mają agregatywne indeksy ubóstwa [46, 47]. Są to formuły statystyczne agregujące indywidualne mierniki ubóstwa (dotyczące pojedynczych gospodarstw domowych, czy też osób) umożliwiające oceny tego zjawiska w skali kraju, w przekrojach terytorialnych czy też dla grup typologicznych gospodarstw domowych (osób). Ze względu na fakt, że nie istnieje jedna uniwersalna formuła w tym zakresie, w badaniach powinny być stosowane różne formuły indeksów agregatywnych dostarczające informacji o różnych aspektach ubóstwa.

Ze względu na fakt, że w wielowymiarowym podejściu do pomiaru ubóstwa dokonuje się zarówno pomiaru ubóstwa monetarnego jak i ubóstwa niemonetarnego (deprywacji materialnej) indeksy ubóstwa oceniające ubóstwo monetarne będą nazywane indeksami ubóstwa monetarnego. Najpopularniejszym indeksem oceniającym zasięg ubóstwa monetarnego (*monetary poverty incidence*) jest stopa ubóstwa monetarnego (*headcount monetary poverty ratio*), czyli odsetek jednostek (osób, gospodarstw domowych) o dochodach poniżej granicy ubóstwa:

$$H^{um} = \frac{n_{um}}{n}, \quad (1.7)$$

gdzie:

n — liczba jednostek w badanej zbiorowości,

n_{um} — liczba jednostek ubogich monetarnie w badanej zbiorowości.

Indeks ten przyjmuje wartość 0 przy braku ubogich i wartość 1, gdy wszystkie badane jednostki posiadają dochody ekwiwalentne niższe niż granica ubóstwa.

Odsetek ubogich nie mówi nic o innych aspektach ubóstwa. Przykładowo nie dostarcza on żadnych informacji o głębokości ubóstwa,

gdyż przyjmuje taką samą wartość niezależnie od tego, czy ubodzy mają dochody ekwiwalentne zbliżone do granicy ubóstwa, czy też bliskie zeru. W prezentowanym badaniu zaproponowano rozszerzenie analizy ubóstwa monetarnego o trzy pozostałe, poza zasięgiem, aspekty ubóstwa.

Podstawową miarą oceniającą głębokość ubóstwa monetarnego (*monetary poverty depth*) jest indeks luki dochodowej ubogich (*monetary poverty gap index*) definiowany jako:

$$I^{um} = \frac{1}{n_{um}} \sum_{i=1}^{n_{nm}} \left(\frac{y^* - y_i^e}{y^*} \right), \quad (1.8)$$

gdzie:

y^* — granica ubóstwa monetarnego,

y_i^e — dochód ekwiwalentny i -tej jednostki.

Indeks luki dochodowej ubogich jest tym samym równy nieważonej średniej z indywidualnych (dla każdego ubogiego) indeksów głębokości ubóstwa. Oznacza to, że wszystkie badane jednostki mają w nim taką samą wagę. Mierzy on przeciętny dystans między dochodami ekwiwalentnymi ubogich oraz granicą ubóstwa, a tym samym mówi jak bardzo ubogie są jednostki należące do populacji ubogich. Indeks przyjmuje wartość 0, jeżeli w badanej populacji nie ma ubogich oraz wartość 1, gdy dochody wszystkich jednostek ubogich wynoszą zero.

Kolejnym aspektem ubóstwa monetarnego jest jego intensywność (*monetary poverty intensity*). Najczęściej stosowanym w praktyce indeksem oceniającym intensywność ubóstwa jest indeks luki dochodowej (*income gap index*):

$$IT^{um} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n_{nm}} \left(\frac{y^* - y_i^e}{y^*} \right). \quad (1.9)$$

Może być on także przedstawiony jako iloczyn stopy ubóstwa monetarnego oraz luki dochodowej ubogich, czyli opisuje dwie charakterystyki ubóstwa łącznie oceniając zarówno zasięg ubóstwa monetarnego, jak i głębokość ubóstwa monetarnego:

$$IT^{um} = H^{um} I^{um} \quad (1.10)$$

Miernik ten różni się od indeksu luki dochodowej ubogich tym, że dotyczy całej badanej populacji, a nie tylko ubogich. Suma luk dochodowych jednostek (luki nieubogich jednostek są oczywiście równe 0)

dzielona jest tutaj przez liczbę wszystkich badanych jednostek. Indeks luki dochodowej jest miarą kosztów eliminacji ubóstwa monetarnego (w relacji do granicy ubóstwa), gdyż wskazuje, jaką wielkość dochodów ekwiwalentnych (mierzonych jako odsetek granicy ubóstwa) należy przetransferować przeciętnie do każdego ubogiego, aby dochody wszystkich badanych jednostek były nie mniejsze niż granica ubóstwa. Indeks ten przyjmuje, podobnie jak indeks luki dochodowej ubogich, wartości z przedziału [0,1]. Indeks uzyskuje wartość 0, jeżeli w badanej populacji nie ma ubogich oraz wartość 1, gdy wszystkie badane jednostki mają dochody równe zero.

Czwartą grupę indeksów stanowią indeksy dotkliwości ubóstwa monetarnego (*monetary poverty severity*), oceniające nie tylko zasięg ubóstwa monetarnego, dystans dochodowy gospodarstw domowych ubogich od granicy ubóstwa (głębokość ubóstwa monetarnego), lecz także nierówności dochodowe między ubogimi.

Podstawowym indeksem dotkliwości ubóstwa monetarnego, najszerszej stosowanym w praktyce, jest kwadrat luki dochodowej (*squared income gap index*):

$$SE^{um} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{num} \left(\frac{y^* - Y_i^e}{y^*} \right)^2. \quad (1.11)$$

Można go także przedstawić w postaci wskazującej na wpływ poszczególnych aspektów ubóstwa na badane zjawisko:

$$SE^{um} = H \left(\frac{y^* - \bar{y}_i^{eum}}{y^*} \right)^2 + \frac{S^2(y_i^{eum})}{(y^*)^2}, \quad (1.12)$$

gdzie:

\bar{y}_i^{eum} — średni dochód ekwiwalentny ubogich monetarnie,

$S^2(y_i^{eum})$ — wariancja dochodu ekwiwalentnego w populacji ubogich monetarnie.

W przeciwieństwie do indeksu luki dochodowej nadaje on tym większe wagi ubogim, im ich dochód ekwiwalentny jest bardziej oddległy od dochodu wyznaczającego granicę ubóstwa. Tym samym dotkliwość ubóstwa monetarnego ubogich i równocześnie wartość indeksu rośnie wraz ze wzrostem dystansu ich dochodu ekwiwalentnego od granicy ubóstwa monetarnego. Wagi nadawane badanym jednostkom są wprost proporcjonalne do wielkości ich luk dochodowych. Przykładowo, jeżeli luka dochodowa danej jednostki stanowi 10 procent granicy ubóstwa, otrzymuje ono wagę stanowiącą

10 procent sumy wag wszystkich badanych jednostek. Indeks przyjmuje wartość 0, gdy w badanej populacji nie ma ubogich. Wartość indeksu rośnie wraz ze wzrostem liczby ubogich, ich luk dochodowych oraz nierówności dochodowych pomiędzy ubogimi. Wartość maksymalną równą 1 indeks przyjmuje, gdy w badanej populacji wszystkie badane jednostki mają dochody równe zero.

1.5.2. Pomiar ubóstwa w podejściu wielowymiarowym

Podejście wielowymiarowe do analizy ubóstwa pozwala zidentyfikować jednostki ubogie (gospodarstwa domowe, osoby) zgodnie z przyjętą definicją ubóstwa, tj. te jednostki, które są jednocześnie ubogie monetarnie (nie dysponują wystarczającymi dochodami bieżącymi pozwalającymi na zaspokojenie ich podstawowych potrzeb) i ubogie niemonetarne (nie dysponują także dochodami z poprzednich okresów i nagromadzonymi zasobami, które pozwalałyby na zaspokojenie potrzeb, gdy nie wystarczają na ich zaspokojenie bieżące dochody). Oznacza to konieczność włączenia do analizy ubóstwa - obok analiz bieżących dochodów jednostek (ubóstwa monetarnego) - także ocen ich ubóstwa niemonetarne.

Najwszechstronniejszym podejściem do wielowymiarowej oceny ubóstwa jest jednoczesne uwzględnianie w tej ocenie zarówno stopnia ubóstwa w poszczególnych jego wymiarach, jak i liczby wymiarów ubóstwa. Przedstawiona w opracowaniu propozycja pomiaru ubóstwa w ujęciu wielowymiarowym umożliwia właśnie taką wszechstronną analizę tego zjawiska [47].

1.5.2.1. Ubóstwo niemonetarne (deprywacja materialna)

Punktem wyjścia dla pomiaru ubóstwa niemonetarne jest definiowanie jego niemonetarnych wymiarów ściśle powiązanych z grupami potrzeb badanych jednostek (osób, gospodarstw domowych), a następnie wybór zmiennych będących symptomami ubóstwa niemonetarne w poszczególnych jego wymiarach¹².

¹²Możliwe jest oczywiście także, jak jest to rekomendowane przez Radę ds. Zatrudnienia, Polityki Społecznej, Zdrowia i Ochrony Konsumentów UE [6] w ramach analiz porównawczych ubóstwa w ramach Unii Europejskiej, nie wyodrębnianie wymiarów deprywacji materialnej lecz jej analizowanie dla wszystkich wymiarów łącznie. Symptomy deprywacji ustalane są wtedy dla całej deprywacji łącznie, bez

Symptomy deprivacji materialnej mierzone są najczęściej na skali nominalnej i mają charakter binarny. W efekcie możemy wyłącznie określać występowanie lub niewystępowanie danego symptomu ubóstwa w badanej jednostce (w gospodarstwie domowym), czyli ustalić czy badana jednostka podlega, czy też nie podlega deprivacji ze względu na dany symptom. W sytuacji gdy pomiar symptomu ubóstwa jest możliwy na skalach mocniejszych, tj. na przynajmniej skalach porządkowych, można dodatkowo mierzyć głębokość, intensywność i dotkliwość deprivacji danego gospodarstwa domowego ze względu na dany symptom deprivacji.

Przedstawione w punkcie 1.5.1 miary różnych aspektów ubóstwa monetarnego mogą zostać wykorzystane, po ich odpowiedniej modyfikacji, do analiz ubóstwa niemonetarnego (deprivacji materialnej), na poziomie poszczególnych symptomów deprivacji materialnej, wymiarów deprivacji materialnej oraz wszystkich wymiarów ubóstwa niematerialnego łącznie. Miarą oceniającą zasięg deprivacji materialnej jednostek (osób, gospodarstw domowych) ze względu na j -ty symptom deprivacji w h -tym jej wymiarze, będącą odpowiednikiem stopy ubóstwa materialnego jest stopa deprivacji, czyli odsetek jednostek podlegających deprivacji ze względu na j -ty symptom w h -tym wymiarze:

$$H_{hj}^{dm} = \frac{n_{hj}^{dm}}{n}, \quad (1.13)$$

gdzie:

n_{hj}^{dm} — liczba jednostek podlegających deprivacji, w badanej zbiorowości, ze względu na j -ty symptom w h -tym wymiarze.

W przypadku gdy symptom deprivacji mierzony jest na skali binarnej, dana jednostka podlega deprivacji, gdy charakteryzuje się tym symptomem. W sytuacji gdy symptom deprivacji mierzony jest na skali mocniejszej (przynajmniej porządkowej), jednostka podlega deprivacji ze względu na ten symptom, gdy wartość tego symptomu w danej jednostce przekracza ustaloną wartość progową. W tej drugiej z przedstawionych sytuacji można oceniać dodatkowo pozostałe aspekty deprivacji badanych jednostek ze względu na dany symptom deprivacji.

Wstępnie porządkuje się wartości jakie może przyjmować dany symptom deprivacji według rosnącego stopnia zagrożenia deprivacji przyporządkowywania do poszczególnych wymiarów deprivacji. Podejście takie zubaża jednak analizę ubóstwa.

cją. Miarą oceniającą głębokość deprywacji materialnej, ze względu na j -ty symptom deprywacji w h -tym wymiarze deprywacji materialnej, jest indeks luki deprywacji jednostek podlegających deprywacji ze względu na dany symptom o postaci:

$$I_{hj}^{dm} = \frac{1}{n_{hj}^{dm}} \sum_{i=1}^{n_{hj}^{dm}} \left(\frac{z_{hj}^* - z_{i,hj}}{z_{hj}^*} \right), \quad (1.14)$$

gdzie:

z_{hj}^* — wartość progowa j -tego symptomu deprywacji w h -tym wymiarze, czyli wartość j -tego symptomu deprywacji w h -tym wymiarze, powyżej której dana jednostka nie podlega już deprywacji ze względu na ten symptom¹³,

$z_{i,hj}$ — poziom deprywacji i -tego gospodarstwa domowego ze względu na j -ty symptom deprywacji w h -tym wymiarze.

Pomiar intensywności deprywacji materialnej ze względu na j -ty symptom deprywacji w h -tym wymiarze dokonywany jest za pomocą indeksu luki deprywacji ze względu na dany symptom deprywacji:

$$II_{hj}^{dm} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n_{hj}^{dm}} \left(\frac{z_{hj}^* - z_{i,hj}}{z_{hj}^*} \right). \quad (1.15)$$

Do pomiaru dotkliwości deprywacji materialnej ze względu na j -ty symptom deprywacji w h -tym wymiarze stosujemy indeks będący kwadratem luki deprywacji ze względu na dany symptom:

$$SE_{hj}^{dm} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n_{hj}^{dm}} \left(\frac{z_{hj}^* - z_{i,hj}}{z_{hj}^*} \right)^2. \quad (1.16)$$

W celu oceny różnych aspektów deprywacji w poszczególnych jej wymiarach przyjmuje się, że zagrożenie deprywacją jednostki (osoby, gospodarstwa domowego) rośnie wraz ze wzrostem liczby występujących w nim symptomów deprywacji w tych wymiarach. Następnie definiuje się, dla każdego wymiaru deprywacji, zmienne przyjmujące wartości równe liczbom wyróżnionych w tych wymiarach symptomów deprywacji ($z_h=0,1,2,\dots,k_h$). Indeks mierzącym zasięg deprywacji materialnej w h -tym wymiarze jest stopa deprywacji w tym wymiarze, czyli odsetek jednostek podlegających deprywacji w h -tym wymiarze:

$$H_h^{dm} = \frac{n_h^{dm}}{n} \quad (1.17)$$

¹³Jest to odpowiednik granicy ubóstwa przy pomiarze ubóstwa monetarnego.

gdzie:

n_h^{dm} — liczba jednostek podlegających deprivacji materialnej w h -tym wymiarze, czyli liczba jednostek charakteryzujących się przynajmniej taką liczbą symptomów deprivacji, przy której uważa się, że podlega ona deprivacji w h -tym wymiarze.

Ocenę głębokości deprivacji materialnej w h -tym jej wymiarze stanowi indeks luki deprivacji materialnej jednostek podlegających deprivacji w h -tym wymiarze definiowany następująco:

$$I_h^{dm} = \frac{1}{n_h^{dm}} \sum_{i=1}^{n_h^{dm}} \left(\frac{z_h^* - z_{i,h}}{z_h^*} \right), \quad (1.18)$$

gdzie:

$z_{i,h}$ — liczba symptomów deprivacji materialnej w h -tym wymiarze u i -tej jednostki,

z_h^* — granica deprivacji materialnej w h -tym wymiarze, czyli dolna granica liczby symptomów deprivacji, przy której jednostka już podlega deprivacji.

Pomiaru intensywności deprivacji materialnej w h -tym wymiarze dokonujemy za pomocą indeksu luki deprivacji materialnej w h -tym wymiarze:

$$II_h^{dm} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n_h^{dm}} \left(\frac{z_h^* - z_{i,h}}{z_h^*} \right)^2. \quad (1.19)$$

Dotkliwość deprivacji materialnej w h -tym wymiarze oceniamy za pomocą indeksu będącego kwadratem luki deprivacji materialnej w h -tym wymiarze:

$$SE_h^{dm} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n_h^{dm}} \left(\frac{z_h^* - z_{i,h}}{z_h^*} \right)^2. \quad (1.20)$$

Ogólna ocena deprivacji materialnej (we wszystkich jej wymiarach łącznie) wymaga analizy liczby wymiarów deprivacji, w których badane jednostki podlegają deprivacji.

W celu konstrukcji indeksów agregatowych oceniających różne aspekty deprivacji materialnej we wszystkich wyróżnionych jej wymiarach łącznie definiuje się zmienną przyjmującą wartości równe liczbie wyróżnionych wymiarów deprivacji ($z=0,1,2,\dots,h$). Następnie należy ustalić wartość granicy deprivacji materialnej, czyli dolną granicę liczby wymiarów deprivacji, przy której jednostka podlega deprivacji.

Indeksem oceniającym zasięg deprivacji materialnej (*material deprivation incidence*), będącym odpowiednikiem stopy ubóstwa monetarnego przy ocenie zasięgu ubóstwa monetarnego, jest stopa deprivacji, czyli odsetek jednostek (osób, gospodarstw domowych) podlegających deprivacji materialnej:

$$H^{dm} = \frac{n^{dm}}{n}, \quad (1.21)$$

gdzie:

n^{dm} — liczba jednostek podlegających deprivacji materialnej w badanej zbiorowości.

Miarą oceniającą głębokość deprivacji materialnej (*material deprivation depth*) jest indeks luki deprivacji materialnej jednostek podlegających deprivacji (*deprived individuals material deprivation gap index*), który definiuje się następująco:

$$I^{dm} = \frac{1}{n^{dm}} \sum_{i=1}^{n^{dm}} \left(\frac{z^* - z_i}{z^*} \right), \quad (1.22)$$

gdzie:

z_i — liczba wymiarów deprivacji materialnej u i -tej jednostki,

z^* — granica deprivacji materialnej.

Pomiar intensywności deprivacji materialnej (*material deprivation intensity*) dokonywany jest za pomocą indeksu luki deprivacji materialnej (*material deprivation gap index*):

$$II^{dm} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n^{dm}} \left(\frac{z^* - z_i}{z^*} \right). \quad (1.23)$$

Miarą oceniającą dotkliwość deprivacji materialnej (*material deprivation severity*) jest indeks będący kwadratem luki deprivacji materialnej (*squared material deprivation gap index*):

$$SE^{dm} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n^{dm}} \left(\frac{z^* - z_i}{z^*} \right)^2. \quad (1.24)$$

1.5.3. Pomiar ubóstwa, czyli współwystępowania ubóstwa monetarnego i ubóstwa niemonetarnego (deprivacji materialnej)

Końcowym etapem wielowymiarowej analizy sfery ubóstwa jest ocena współwystępowania ubóstwa monetarnego i ubóstwa niemonetar-

nego. Kumulacja występowania ubóstwa monetarnego i deprivacji materialnej w zasadniczy sposób pogłębia dolegliwości tego zjawiska. Gdy gospodarstwo domowe zarówno nie osiąga bieżących dochodów co najmniej równych granicy ubóstwa monetarnego jak i podlega deprivacji materialnej oznacza to, że jego środki finansowe, obejmujące nie tylko dochody bieżące, ale także dochody z poprzednich okresów oraz nagromadzone zasoby materialne nie pozwalają na zaspokojenie jego podstawowych potrzeb na minimalnym, akceptowalnym poziomie. Ubóstwo takie będzie się nazywało ubóstwem oczywistym (*manifest poverty*).

Do oceny różnych aspektów skumulowanego ubóstwa monetarnego i ubóstwa niemonetarnego zostaną wykorzystane indeksy tzw. ubóstwa oczywistego. Miarę zasięgu ubóstwa monetarnego i niemonetarnego łącznie, czyli ubóstwa oczywistego (*manifest poverty incidence*) stanowi odsetek jednostek podlegających jednocześnie ubóstwu monetarnemu i deprivacji materialnej, czyli stopa ubóstwa oczywistego (*manifest poverty headcount ratio*) definiowana następująco:

$$H^{uo} = \frac{\sum_{i=1}^{n_u} n_i | x_i \in X^{dm}}{n}, \quad (1.25)$$

gdzie:

X^{dm} — zbiór jednostek podlegających deprivacji materialnej,
 $x_i \in X^{dm}$ — i -ta jednostka należąca do zbioru jednostek podlegających deprivacji materialnej.

Miarą mierzącą głębokość ubóstwa oczywistego (*manifest poverty depth*) jest indeks luki ubóstwa oczywistego jednostek podlegających ubóstwu oczywistemu (*manifestly poor individuals manifest poverty gap index*) tzn. ubogich monetarnie i podlegających deprivacji łącznie:

$$I^{uo} = \frac{1}{2n^{um}} \sum_{i=1}^{n^{um}} \left(\frac{y^* - y_i^e}{y^*} \right) | x_i \in X^{dm} + \frac{1}{2n^{dm}} \sum_{i=1}^{n^{dm}} \left(\frac{z^* - z_i}{z^*} \right) | x_i \in X^{um}, \quad (1.26)$$

gdzie:

X^{um} — zbiór jednostek ubogich monetarnie,
 $x_i \in X^{um}$ — i -ta jednostka należąca do zbioru ubogich monetarnie.

Indeksem mierzącym intensywność ubóstwa oczywistego (*manifest poverty intensity*) jest indeks luki ubóstwa oczywistego (*manifest*

poverty gap index):

$$IT^{uo} = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^{n^{um}} \left(\frac{y^* - y_i^e}{y^*} \right) |_{X_i \in X^{dm}} + \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^{n^{dm}} \left(\frac{z^* - z_i}{z^*} \right) |_{X_i \in X^{um}}. \quad (1.27)$$

Miarą oceniającą dotkliwość ubóstwa oczywistego (*textitmanifest poverty severity*) jest indeks kwadratów luki dochodowej i deprywacji materialnej łącznie (*squared manifest poverty gap index*):

$$SE^{uo} = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^{n^{um}} \left(\frac{y^* - y_i^e}{y^*} \right)^2 |_{X_i \in X^{dm}} + \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^{n^{dm}} \left(\frac{z^* - z_i}{z^*} \right)^2 |_{X_i \in X^{um}}. \quad (1.28)$$

Estymatory klasy SMO

W rozdziale tym opisane zostały estymatory klasy SMO (statystyki małych obszarów), które wykorzystano w procesie estymacji stopy ubóstwa w Polsce w przekroju powiatów. W szczególności przedstawiono estymator bezpośredni, pełniący rolę estymatora referencyjnego w wielu pracach badawczych, w których wykorzystywane są metody statystyki małych obszarów. W rozdziale tym omówiono również teoretyczne podstawy dynamicznych modeli obszarowych zaproponowanych przez Rao-Yu oraz Fay'a i Diallo. Przedstawiono także w kompleksowy sposób estymator EB, który wykorzystany został na potrzeby estymacji stopy ubóstwa z wykorzystaniem danych jednostkowych pochodzących z NSP 2011. Empiryczna egzemplifikacja opisanych tutaj estymatorów przedstawiona zostanie w rozdziale 4 niniejszej pracy badawczej.

2.1. Estymator bezpośredni

Rozważa się skończoną populację o rozmiarze N podzieloną na D domen o liczebnościach N_1, \dots, N_D . Niech E_{dj} oznacza dochód jednostki j w domenie d , a z stałą granicą ubóstwa — taką poniżej której jednostka o dochodzie E_{dj} będzie uważana za ubogą. Wówczas rodzina wskaźników ubóstwa FGT¹ dla każdej domeny d jest zdefiniowana jako średnia:

$$F_{ad} = \frac{1}{N_d} \sum_{j=1}^{N_d} F_{adj}, \quad d=1, \dots, D, \quad (2.1)$$

¹Skrót FGT pochodzi od nazwisk twórców wskaźnika Foster–Greer–Thorbecke.

gdzie wartość F_{adj} jest określona jako:

$$F_{adj} = \left(\frac{z - E_{dj}}{z} \right)^\alpha I(E_{dj} < z), \quad j=1, \dots, N_d, \alpha = 0, 1, 2, \quad (2.2)$$

gdzie $I(E_{dj} < z) = 1$ jeśli $E_{dj} < z$ (jednostka uboga) oraz $I(E_{dj} < z) = 0$ w przypadku $E_{dj} \geq z$ (jednostka poza sferą ubóstwa).

Dla $\alpha = 0$ otrzymuje się wskaźnik zasięgu ubóstwa (stopa ubóstwa) w domenie d , $\alpha = 1$ to głębokość ubóstwa (luka dochodowa), a $\alpha = 2$ to intensywność ubóstwa. Wszystkie te miary zostały szerzej opisane w rozdziale 1.

Warto zauważyć, że dla $\alpha = 0$ wyrażenie (2.1) redukuje się do:

$$F_{0d} = \frac{1}{N_d} \sum_{j=1}^{N_d} I(E_{dj} < z), \quad d=1, \dots, D. \quad (2.3)$$

Dana jest próba losowa o rozmiarze $n < N$ wylosowana z populacji z wykorzystaniem pewnego schematu losowania. Niech Ω oznacza zbiór wszystkich jednostek populacji, a $s \subset \Omega$ jest zbiorem jednostek w próbie, natomiast $r = \Omega - s$ zbiorem jednostek nie wylosowanych do próby (o rozmiarze $N - n$). Podzbiór jednostek ze zbiorów Ω, s, n w domenie d będzie oznaczany przez Ω_d, s_d, n_d , gdzie $n = n_1 + \dots + n_D$. Należy zauważyć, że $n_d = 0$ w przypadku, gdy domena d nie jest reprezentowana.

Jak wiadomo, estymator bezpośredni wykorzystuje informacje wyłącznie z próby. Niech w_{dj} oznacza wagę z próby dla jednostki j w domenie d . Wówczas estymator parametru F_{ad} jest średnią ważoną:

$$\hat{F}_{ad}^w = \frac{1}{\hat{N}_d} \sum_{j \in s_d} w_{dj} F_{adj}, \quad j=1, \dots, N_d, \alpha = 0, 1, 2, \quad (2.4)$$

gdzie $\hat{N}_d = \sum_{j \in s_d} w_{dj}$ jest estymatorem liczebności populacji N_d dla domeny d .

2.2. Modele obszarowe w badaniach wielo- okresowych

2.2.1. Model Rao i Yu (1994)

Rao i Yu [52] w 1994 roku zaproponowali rozszerzenie klasycznego modelu Fay'a Herriot'a [18] uwzględniając badania przekrojowe oraz

2.2. Modele obszarowe w badaniach wielookresowych

wielookresowe. Zaproponowany model zakładał dwa efekty losowe – domeny, który jest stały w czasie oraz autokorelacji efektów losowych w czasie. Autorzy założyli dodatkowo, że autokorelacja w czasie jest taka sama dla wszystkich domen. Rao i Yu [52] przyjęli ponadto, że w pierwszym etapie model ma tzw. postać próbkową (ang. sampling model):

$$\bar{y}_{dt} = \mu_{dt} + e_{dt}, \quad (2.5)$$

gdzie $e_{dt} \stackrel{ind.}{\sim} N(0, \psi_{dt})$, ψ_{dt} jest znaną wariancją losową. Natomiast w drugim etapie, tzw. model łączący (ang. linking model) zakłada, że μ_{dt} może być opisane liniowym modelem mieszanym określonym następująco:

$$\mu_{dt} = X'_{dt}\beta + u_{1d} + u_{2dt} \quad (2.6)$$

gdzie X_{dt} oznacza efekty stałe (ang. fixed effects), $u_{1d} \stackrel{ind.}{\sim} N(0, \sigma_1^2)$ oznacza efekt losowy dla domeny $t = 1$ i jest stały w czasie $u_{1d} = u_{1d,t=1} = u_{1d,t=2} = \dots = u_{1d,T}$. Drugi efekt losowy oznaczony u_{2dt} określony jest procesem autoregresyjnym pierwszego rzędu $AR(1)$ z σ_2^2 oraz ρ , i ma następującą postać

$$u_{2dt} = \rho u_{2d,t-1} + \varepsilon_{2dt}, \quad (2.7)$$

gdzie, założono $|\rho| < 1$ oraz $\varepsilon_{2dt} \stackrel{ind.}{\sim} N(0, \sigma_2^2)$. Dodatkowo, niech $\theta = (\sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)'$ będzie wektorem nieznanych parametrów określających strukturę wariancji modelu (2.6). Ostatecznie, estymator BLUP \bar{y}_{dt} wyprowadzony przez Rao i Yu [52] metodą momentów dany jest następującym wzorem:

$$\mu_{dt} = X'_{dt}\tilde{\beta} + (\sigma_1^2 \mathbf{1}'_T + \sigma_2^2 \gamma'_T)(\Sigma_d + \sigma_2^2 \Gamma + \sigma_1^2 \mathbf{1}_T \mathbf{1}'_T)^{-1}(\mathbf{y}_d - X_d \tilde{\beta}), \quad (2.8)$$

gdzie, dla uproszczenia, $u_{1d} = u1$ oraz $u_{2dt} = u2$,

- Γ_{u1} jest macierzą symetryczną o wymiarach $T \times T$ gdzie $\Gamma_{u1(1,j)} = 0$ oraz $\Gamma_{u1(i,j)} = \rho^{(j-i)} \sum_{i'-1}^{i-1} \rho^{(2i'-2)}$ dla $1 < i \leq j$,
- Γ_{u2} jest macierzą symetryczną o wymiarach $T \times T$ o elementach ρ^{i+j-2} ,
- $V_d = \Sigma_d + \sigma_1^2 \Gamma_{u1} + \sigma_2^2 \Gamma_{u2} = Cov(\mathbf{y}_d)$,

- $V = \text{diag}(V_d) = \text{Cov}(y)$,
- $\tilde{\beta} = (X'V^{-1}X)^{-1}X'V^{-1}y$,
- $\gamma_{T,u1}$ jest T kolumną macierzy Γ_{u1} ,
- $\gamma_{T,u2}$ jest T kolumną macierzy Γ_{u2} .

Gdy $\hat{\theta} = (\hat{\sigma}_1^2, \hat{\sigma}_2^2, \hat{\rho})$ jest znany, EBLUP jest określony następująco:

$$\hat{\mu}_{dt} = X'_{dt}\tilde{\beta} + (\hat{\sigma}_1^2\mathbf{1}'_T + \hat{\sigma}_2^2\hat{\gamma}'_T)(\hat{\Sigma}_d + \hat{\sigma}_2^2\hat{\Gamma} + \hat{\sigma}_1^2\mathbf{1}_T\mathbf{1}'_T)^{-1}(y_d - X_d\tilde{\beta}). \quad (2.9)$$

Zapis estymatora EBLUP Rao i Yu (2.9) może być uproszczony, jeśli wykorzystana się zapis modelu łączącego (2.6) i ma postać określoną (2.10). Dodatkowo, taka postać modelu umożliwia porównanie z innymi, znanymi z literatury estymatorami, oraz wskazuje inne sposoby estymacji np. zaproponowane przez Hendersona (1975) [30].

$$\hat{\mu}_{dt} = X'_{dt}\beta + \hat{u}_{1d} + \hat{u}_{2dt}. \quad (2.10)$$

Estymacja błędu średniokwadratowego (MSE) dla modelu zaproponowanego przez Rao i Yu [52] opiera się na wykorzystaniu przybliżenia zaproponowanego w pracy Prasad i Rao [51]. Ze względu na skomplikowany proces estymacji MSE jego opis został w niniejszej pracy badawczej pominięty. Natomiast szczegóły można znaleźć w pracy [52].

2.2.2. Model Fay i Diallo (2012)

Kolejne rozszerzenie klasycznego modelu Fay'a Herriot'a [18] zaproponowali Fay i Diallo [19] oraz Fay, Planty i Diallo [21]. Fay i Diallo [19] zaproponowali jednowymiarowy, natomiast Fay, Planty i Diallo [21] przedstawili wielowymiarowy dynamiczny model obszarowy dla badań wielookresowych, który bierze pod uwagę autokorelację efektów losowych. Model Fay i Diallo [19] dodatkowo rozszerza podejście zaproponowane przez Rao i Yu [52] zakładając niestacjonarność efektu dla domeny. Fay i Diallo [19] w pierwszym etapie zakładają następujący model próbkowy:

$$\bar{y}_{dt} = \mu_{dt} + e_{dt} \quad (2.11)$$

2.2. Modele obszarowe w badaniach wielookresowych

gdzie, $e_{dt} \stackrel{ind.}{\sim} N(0, \psi_{dt})$, a ψ_{dt} jest znaną wariancją dla domeny związanej ze schematem losowania. W drugim etapie zakładają, że model łączący ma postać liniowego modelu mieszanego określonego następująco:

$$\mu_{dt} = X'_{dt}\beta + u_{1dt} + u_{2dt} \quad (2.12)$$

gdzie $u_{1dt} = \rho^{t-1}u_{1d}$ oraz $u_{1d} \stackrel{ind.}{\sim} N(0, \sigma_1^2)$ jest efektem losowym dla d -tej domeny w czasie $t = 1$. Efekt losowy u_{1d} jest przeskalowany z uwzględnieniem współczynnika ρ , co oznacza współczynnik autokorelacji dla drugiego efektu losowego u_{2dt} . Fay i Diallo [19] zakładają, podobnie jak Rao i Yu [52], że u_{2dt} opisany jest procesem autoregresyjnym rzędu pierwszego AR(1).

$$u_{2dt} = \rho u_{2d,t-1} + \varepsilon_{2dt}, \quad (2.13)$$

gdzie ρ jest współczynnikiem autokorelacji procesu AR(1), natomiast $\varepsilon_{2dt} \stackrel{ind.}{\sim} N(0, \sigma_2^2)$. Główną różnicą między modelem Fay'a i Diallo [19], a Rao i Yu [52] jest brak ograniczenia dla ρ oraz nieciągłości w $\rho = 1$. Kiedy $\rho_2 > 1$ obserwowana jest dywergencja domen. Niech $\theta = (\sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)'$ będzie wektorem nieznanych parametrów określających strukturę wariancji modelu (2.12). Estymator BLUP dla μ_{dt} ma zbliżoną postać do modelu Rao i Yu [52]:

$$\mu_{dt} = x'_{dt}\tilde{\beta} + (\sigma_1^2\gamma_{T,u1} + \sigma_2^2\gamma_{T,u2})V_d^{-1}(y_d - X_d\tilde{\beta}), \quad (2.14)$$

gdzie, dla uproszczenia $u_1 = u_{1d}$ oraz $u_2 = u_{2dt}$, a poszczególne elementy określone są następująco:

- Γ_{u1} jest macierzą symetryczną o wymiarach $T \times T$ gdzie $\Gamma_{u1(1,j)} = 0$ oraz $\Gamma_{u1(i,j)} = \rho^{(j-i)} \sum_{i'-1}^{i-1} \rho^{(2i'-2)}$ dla $1 < i \leq j$,
- Γ_{u2} jest macierzą symetryczną o wymiarach $T \times T$ o elementach ρ^{i+j-2} ,
- $V_d = \Sigma_d + \sigma_1^2\Gamma_{u1} + \sigma_2^2\Gamma_{u2} = Cov(y_d)$,
- $V = diag(V_d) = Cov(y)$,
- $\tilde{\beta} = (X'V^{-1}X)^{-1}X'V^{-1}y$,

- $\gamma_{T,u1}$ jest T kolumną macierzy Γ_{u1} ,
- $\gamma_{T,u2}$ jest T kolumną macierzy Γ_{u2} .

Gdy znane są parametry $\hat{\theta} = (\hat{\sigma}_1^2, \hat{\sigma}_2^2, \hat{\rho})'$ EBLUP μ_{dt} w modelu Fay'a i Diallo [19] określony jest następująco

$$\hat{\mu}_{dt} = X'_{dt}\tilde{\beta} + (\hat{\sigma}_1^2\hat{\gamma}_{T,u1} + \hat{\sigma}_2^2\hat{\gamma}_{T,u2})\hat{V}_d^{-1}(\mathbf{y}_d - X_d\tilde{\beta}). \quad (2.15)$$

Model (2.15) może być również określony w następujący sposób:

$$\hat{\mu}_{dt} = X'_{dt}\beta + \hat{u}_{1dt} + \hat{u}_{2dt}, \quad (2.16)$$

gdzie $\hat{u}_{1dt} = \hat{\rho}^{t-1}\hat{u}_{1d}$. Szczegółowy opis modelu oraz jego wyznaczenia można znaleźć w [19].

Estymacja błędu średniokwadratowego (MSE) dla modelu zaproponowanego przez Fay i Planty [19] opiera się na wykorzystaniu przybliżenia zaproponowanego w pracy Prasad i Rao [51]. Ze względu na skomplikowany proces estymacji MSE został w niniejszej pracy badawczej pominięty. Natomiast szczegóły można znaleźć w pracy [19].

2.3. Metoda EB

Metoda EB zaproponowana przez Molina i Rao [43] bazuje na przeprowadzeniu symulacji Monte Carlo z wykorzystaniem jednostkowych danych z badania reprezentacyjnego (EU-SILC) oraz spisu powszechnego/rejestru. Należy jednak zauważyć, że metoda ta wymaga jedynie znajomości wartości globalnych z dodatkowego źródła informacji.

Dany jest wektor $\mathbf{y} = (Y_1, \dots, Y_N)'$ zawierający wartości zmiennej losowej powiązanej z N jednostkami skończonej populacji. Niech y_s będzie fragmentem wektora \mathbf{y} zawierającym informacje z wylosowanej próby s , a y_r wektorem elementów spoza próby. Po uporządkowaniu elementów można zapisać $\mathbf{y} = (y'_s, y'_r)$. Celem jest oszacowanie prawdziwej wartości funkcji $\delta = h(\mathbf{y})$ zmiennej losowej \mathbf{y} z wykorzystaniem danych z próby y_s . Dla estymatora $\hat{\delta}$ błąd średniokwadratowy (MSE) jest dany wzorem:

$$\text{MSE}(\hat{\delta}) = E_y\{(\hat{\delta} - \delta)^2\}, \quad (2.17)$$

2.3. Metoda EB

gdzie E_y oznacza wartość oczekiwaną z uwzględnieniem łącznego rozkładu wektora y . Najlepszym estymatorem (best predictor, BP) parametru δ jest funkcja na y_s , która minimalizuje (2.17) i jest dana warunkową wartością oczekiwaną:

$$\hat{\delta}^B = E_{y_r}(\delta|y_s), \quad (2.18)$$

gdzie wartość oczekiwana uwzględnia warunkowy rozkład y_r . Warto zauważyć, że ten estymator jest nieobciążony ponieważ:

$$E_{y_s}(\hat{\delta}^B) = E_{y_s}\{E_{y_r}(\delta|y_s)\} = E_y(\delta). \quad (2.19)$$

Zwykle $\hat{\delta}^B$ zależy od wektora θ nieznanymi parametrami modelu. Wówczas empiryczny BP parametru δ otrzymuje się poprzez zastąpienie θ odpowiednim estymatorem $\hat{\theta}$ i następane oszacowanie (2.18) przyjmując $\theta = \hat{\theta}$.

Poniżej opisano sposób otrzymania oszacowania BP dla rodziny wskaźników ubóstwa FGT dla małych domen. Zakładamy transformację zmiennej dochodowej E_{dj} według formuły $Y_{dj} = T(E_{dj})$, biorąc pod uwagę, że wektor y zawiera wartości transformowanej zmiennej Y_{dj} dla wszystkich jednostek populacji tak, że $y \sim N(\mu, V)$. Wówczas zmienną losową F_{adj} (2.2) można wyrazić w kontekście Y_{dj} jako:

$$F_{adj} = \left(\frac{z - T^{-1}(Y_{dj})}{z} \right)^\alpha I\{T^{-1}(Y_{dj}) < z\} =: h_\alpha(Y_{dj}), \quad j=1, \dots, N_d. \quad (2.20)$$

Wobec tego miara ubóstwa (2.1) jest nieliniową funkcją wektora y . Przyjmując za $\delta = F_{ad}$ i podstawiając do (2.18) najlepszym estymatorem (BP) F_{ad} jest:

$$\hat{F}_{ad}^B = E_{y_r}(F_{ad}|y_s). \quad (2.21)$$

Dekomponując F_{ad} (2.1) na jednostki wylosowane i spoza próby otrzymujemy:

$$F_{ad} = \frac{1}{N_d} \left\{ \sum_{j \in s_d} F_{adj} + \sum_{j \in r_d} F_{adj} \right\} \quad (2.22)$$

Uwzględniając warunkową wartość oczekiwaną formuły (2.22) i wprowadzając ją do wnętrza sumy estymator miary ubóstwa przyjmuje postać:

$$\hat{F}_{ad}^B = \frac{1}{N_d} \left\{ \sum_{j \in s_d} F_{adj} + \sum_{j \in r_d} \hat{F}_{adj}^B \right\} \quad (2.23)$$

gdzie \hat{F}_{adj}^B jest najlepszym estymatorem $F_{adj} = h_\alpha(Y_{dj})$ danym przez

$$\hat{F}_{adj}^B = E_{y_r} [h_\alpha(Y_{dj}) | y_s] = \int_{\mathbb{R}} h_\alpha(y) f_{Y_{dj}}(y | y_s) dy, \quad j \in r_d. \quad (2.24)$$

$f_{Y_{dj}}(y | y_s)$ jest warunkową (lub przewidywaną) gęstością Y_{dj} wektora y_s . Wartość oczekiwana (2.24) nie może zostać wyliczona bezpośrednio z powodu złożoności $h_\alpha(y)$. Jednakże w przypadku, gdy $y = (y'_s, y'_r)'$ ma rozkład normalny ze średnią daną wektorem $\mu = (\mu'_s, \mu'_r)'$, a macierz kowariancji jest zdekomponowana jako:

$$V = \begin{bmatrix} V_s & V_{sr} \\ V_{rs} & V_r \end{bmatrix}, \quad (2.25)$$

a warunkowy rozkład y_r pod warunkiem y_s dany jest przez

$$y_r | y_s \sim N(\mu_{r|s}, V_{r|s}), \quad (2.26)$$

gdzie:

$$\mu_{r|s} = \mu_r + V_{rs} V_s^{-1} (y_s - \mu_s) \quad \text{i} \quad V_{r|s} = V_r - V_{rs} V_s^{-1} V_{sr}. \quad (2.27)$$

Wzory (2.26) i (2.27) obowiązują przy założeniu, że nie występuje obciążenie związane z losowaniem próby.

Empiryczne przybliżenie rozwiązania (2.24) jest możliwe z wykorzystaniem symulacji Monte Carlo o dużej liczbie L wektorów y_r wygenerowanych z (2.26).

Niech $Y_{dj}^{(\ell)}$ oznacza wartości zmiennej Y_{dj} , $j \in r_d$ spoza próby otrzymane w ℓ symulacjach $\ell = 1, \dots, L$. Przybliżenie Monte Carlo najlepszego estymatora (BP) Y_{dj} dla $j \in r_d$ jest wyrażone jako:

$$\hat{F}_{adj}^B = E_{y_r} [h_\alpha(Y_{dj}) | y_s] \approx \frac{1}{L} \sum_{\ell=1}^L h_\alpha(Y_{dj}^{(\ell)}), \quad j \in r_d. \quad (2.28)$$

Końcowym estymatorem jest \hat{F}_{adj}^{EB} będący najlepszym empirycznym predyktorem (EBP) parametru F_{adj} . Ostatecznie EBP miary ubóstwa F_{ad} jest określony wzorem:

$$\hat{F}_{ad}^{EB} = \frac{1}{N_d} \left\{ \sum_{j \in s_d} F_{adj} + \sum_{j \in r_d} \hat{F}_{adj}^{EB} \right\}. \quad (2.29)$$

W powyższym zapisie można dokonać pewnych uproszczeń. Zamiast wprowadzać wartość oczekiwaną do sumy tak jak w (2.23), wartość oczekiwana (2.21) może być bezpośrednio przybliżona przez symulację Monte Carlo. Pozwala to na estymację praktycznie dowolnego parametru dla domeny $\delta_d = h(y_d)$ bez potrzeby wydzielania $\sum_j h(Y_{dj})$. Przykładami estymowanych parametrów są kwantyle zmiennej dochodowej $E_{dj} = T^{-1}(Y_{dj})$. Wówczas procedura zastosowania metody EB w estymacji parametru dla domeny $\delta_d = h(y_d)$ jest następująca:

1. Estymacja nieznanego rozkładu θ transformowanego wektora y wykorzystując dane z próby y_s .
2. Wygenerowanie L wektorów spoza próby $y_r^{(\ell)}$, $\ell = 1, \dots, L$ na podstawie (2.26) i (2.27) zastępując θ estymatorem $\hat{\theta}$ uzyskanym w punkcie 1.
3. Rozszerzenie każdego z L wygenerowanych wektorów $y_r^{(\ell)}$ danymi z próby y_s do postaci wektora populacji $y^\ell = (y'_s, (y_r^{(\ell)})')'$, $\ell = 1, \dots, L$. Wykorzystując elementy wektora $y^{(\ell)}$ dla d -tej domeny $y_d^\ell = (y'_{ds}, (y_{dr}^{(\ell)})')'$ obliczana jest wartość parametru dla domeny $\delta_d^{(\ell)} = h(y_d^{(\ell)})$. Przybliżenie Monte Carlo estymatora EBP parametru δ_d otrzymuje się poprzez uśrednienie wartości parametru dla domeny na podstawie L pseudo-populacji:

$$\delta_d^{EB} = \frac{1}{L} \sum_{\ell=1}^L \delta_d^{(\ell)}. \quad (2.30)$$

Jedyne wymaganie wobec tej metody jest takie, że rozkład transformowanej zmiennej $Y_{dj} = T(E_{dj})$ jest znany i warunkowy rozkład $y_r|y_s$ jest różniczkowalny.

2.3.1. Liniowy model regresji z zagnieżdżonym błędem

W tej części zostanie wprowadzony model nadpopulacji ξ oparty na liniowym modelu regresji z zagnieżdżonym błędem [4], które może

zostać wykorzystany do oszacowania (2.29). Model opisuje liniową dla wszystkich domen relację pomiędzy transformowaną zmienną dochodową Y_{dj} a wektorem x_{dj} zawierającym wartości p zmiennych objaśniających, a także uwzględnia losowy efekt dla domeny u_d wraz z resztami e_{dj} :

$$\xi: Y_{dj} = x'_{dj}\beta + u_d + e_{dj}, \quad j = 1, \dots, N_d, \quad d = 1, \dots, D, \quad (2.31)$$

gdzie: $u_d \sim \text{iid}N(0, \sigma_u^2)$ i $e_{dj} \sim \text{iid}N(0, \sigma_e^2)$, a u_d oraz e_{dj} są niezależne.

Wektory i macierze otrzymane poprzez wydzielenie elementów dla domeny d mają postać:

$$y_d = \text{col}_{1 \leq j \leq N_d}(Y_{dj}), \quad e_d = \text{col}_{1 \leq j \leq N_d}(e_{dj}), \quad X_d = \text{col}_{1 \leq j \leq N_d}(x'_{dj})$$

Wówczas wektor $y_d, d = 1, \dots, D$ jest niezależny z $y_d \sim N(\mu_d, V_d)$, gdzie:

$$\mu_d = X_d\beta \quad \text{i} \quad V_d = \sigma_u^2 \mathbf{1}_{N_d} \mathbf{1}'_{N_d} + \sigma_e^2 I_{N_d}, \quad (2.32)$$

a $\mathbf{1}_k$ oznacza kolumnowy wektor jedynek o rozmiarze k , a I_k jest macierzą jednostkową $k \times k$.

Rozważa się dekompozycje y_d na jednostki wylosowane i te spoza próby $y_d = (y'_{ds}, y'_{dr})'$ w przypadku $n_d > 0$ i podobnie dla X_d, μ_d i V_d . Wówczas rozkład y_{dr} określony przez jednostki w próbie y_{ds} jest następujący:

$$y_{dr}|y_{ds} \sim N(\mu_{dr|s}, V_{dr|s}), \quad (2.33)$$

gdzie

$$\mu_{dr|s} = X_{dr}\beta + \sigma_u^2 \mathbf{1}_{N_d - n_d} \mathbf{1}'_{n_d} V_{ds}^{-1} (y_{ds} - X_{ds}\beta), \quad (2.34)$$

$$V_{dr|s} = \sigma_u^2 (1 - \gamma_d) \mathbf{1}_{N_d - n_d} \mathbf{1}'_{N_d - n_d} + \sigma_e^2 I_{N_d - n_d}, \quad (2.35)$$

dla $V_{ds} = \sigma_u^2 \mathbf{1}_{n_d} \mathbf{1}'_{n_d} + \sigma_e^2 I_{n_d}$ oraz $\gamma_d = \sigma_u^2 (\sigma_u^2 + \sigma_e^2 / n_d)^{-1}$. Należy zauważyć, że $y_{dr}|y_{ds}$ i $y_{dr}|y_s$ mają taki sam rozkład w związku z niezależnością $y_d, d = 1, \dots, D$. Załóżmy, że podział Ω_d na s_d i r_d jest znany oraz, że zmienne objaśniające x_{dj} powiązane z $j \in r_d$ są znane.

Można zauważyć, że zastosowanie przybliżenia Monte Carlo (2.28) pociąga za sobą symulację D wektorów y_{dr} o rozmiarze $N_d - n_d, d =$

$1, \dots, D$ o wielowymiarowym rozkładzie normalnym. Powtórzenie tego procesu L razy sprawia, że jest on wymagający obliczeniowo, a nawet niewykonalny dla dużych N_d . Można tego uniknąć zauważając, że macierz $V_{dr|s}$ (2.35) odpowiada macierzy kowariancji wektora y_{dr} wygenerowanego przez model:

$$y_{dr} = \mu_{dr|s} + v_d \mathbf{1}_{N_d - n_d} + \varepsilon_{dr} \quad (2.36)$$

z nowym efektem losowym v_d oraz błędem ε_{dr} , które są niezależne o rozkładach:

$$v_d \sim N\{0, \sigma_u^2(1 - \gamma_d)\}, \quad d = 1, \dots, D, \quad \varepsilon \sim N(0_{N_d - n_d}, \sigma_e^2 I_{N_d - n_d}).$$

Wykorzystując (2.36) zamiast generowania wektora y_{dr} o wielowymiarowym rozkładzie normalnym wystarczy wygenerować jednowymiarowe zmienne $v_d \sim N\{0, \sigma_u^2(1 - \gamma_d)\}$ i $\varepsilon_{dj} \sim N(0, \sigma_e^2)$ niezależnie dla $j \in r_d$ i wówczas uzyskać odpowiadające elementy wektora $y_{dj}, j \in r_d$ z (2.36) wykorzystując $\mu_{dr|s}$ dane przez (2.34). Jak wspomniano wcześniej, w praktyce parametry modelu $\theta = (\beta', \sigma_u^2, \sigma_e^2)'$ są zastępowane przez odpowiednie estymatory $\hat{\theta} = (\hat{\beta}', \hat{\sigma}_u^2, \hat{\sigma}_e^2)'$ i wówczas wartości zmiennej Y_{dj} są generowane z odpowiadających oszacowań rozkładu normalnego.

Jeśli domena d nie znalazła się w próbie, wówczas wartości $Y^{(\ell)_{dj}}$ dla $j = 1, \dots, N_d$ są generowane metodą bootstrap z wykorzystaniem $Y_{dj} = x'_{dj} \hat{\beta} + u_d^* + e_{dj}^*$, gdzie $u_d^* \sim \text{iid}N(0, \hat{\sigma}_u^2)$ i $e_{dj}^* \sim \text{iid}N(0, \hat{\sigma}_e^2)$ i u_d^* jest niezależne od e_{dj}^* . Wzór (2.28) jest wówczas wykorzystany do otrzymania estymatora \hat{F}_{adj}^{EB} dla F_{adj} i estymatora EB F_{ad} jako:

$$\hat{F}_{ad}^{EB} = N_d^{-1} \sum_{j=1}^{N_d} \hat{F}_{adj}^{EB} \quad (2.37)$$

Estymator (2.37) jest syntetycznym estymatorem jeśli żadna jednostka nie jest obserwowana w domenie d .

2.3.2. Estymacja MSE z wykorzystaniem parametrycznej metody bootstrap

Błąd średniokwadratowy \hat{F}_{ad}^{EB} można zapisać jako:

$$\text{MSE}(\hat{F}_{ad}^{EB}) = E_{\xi}(\hat{F}_{ad}^{EB} - F_{ad})^2, \quad (2.38)$$

gdzie E_ξ oznacza wartość oczekiwaną z uwzględnieniem modelu ξ . Należy zauważyć, że parametr F_{ad} jest zmienną losową, więc tradycyjna dekompozycja MSE na kwadrat obciążenia i wariancję \hat{F}_{ad}^{EB} nie ma racji bytu. Jednakże (2.38) można zdekomponować następująco:

$$\text{MSE}(\hat{F}_{ad}^{EB}) = V_\xi(\hat{F}_{ad}^{EB} - F_{ad}) + \{E_\xi(\hat{F}_{ad}^{EB} - F_{ad})^2\}, \quad (2.39)$$

gdzie V_ξ oznacza wariancję modelu, a $E_\xi(\hat{F}_{ad}^{EB} - F_{ad})^2$ jest modelowym obciążeniem \hat{F}_{ad}^{EB} . Dopóki modelowe obciążenie „najlepszego” estymatora \hat{F}_{ad}^{EB} jest równe zero, kwadrat obciążenia „najlepszego empirycznego” estymatora \hat{F}_{ad}^{EB} w (2.39) jest zwykle bardzo małe w odniesieniu do wariancji szacowanego błędu $\hat{F}_{ad}^{EB} - F_{ad}$, kiedy D jest duże. W takim przypadku MSE jest zdominowane przez składnik wariancji (2.39).

Analityczne przybliżenia MSE są trudne do otrzymania w przypadku złożonych parametrów takich jak miary ubóstwa. Wówczas można wykorzystać parametryczny bootstrap dla skończonych populacji [25]. Poniżej przedstawiony jest algorytm tej metody:

1. Dopasuj model (2.31) do danych z próby (y_s, X_s) , aby otrzymać oszacowania $\hat{\beta}, \hat{\sigma}_u^2, \hat{\sigma}_e^2$ parametrów $\beta, \sigma_u^2, \sigma_e^2$.
2. Wylosuj wektor $u_d^* \stackrel{iid}{\sim} N(0, \hat{\sigma}_u^2), d = 1, \dots, D$ i niezależnie $e_{dj}^* \stackrel{iid}{\sim} N(0, \hat{\sigma}_e^2), j = 1, \dots, N_d, d = 1, \dots, D$.
3. Skonstruuj bootstrapowy model nadpopulacji ξ^* wykorzystując $u_d^*, e_{dj}^*, x_{dj}, \hat{\beta}$:

$$\xi^* : Y_{dj}^* = x'_{dj} \hat{\beta} + u_d^* + e_{dj}^*, \quad j = 1, \dots, N_d, \quad d = 1, \dots, D. \quad (2.40)$$

4. Na podstawie modelu (2.40), wygeneruj B niezależnych i o identycznym rozkładzie pseudo-populacji bootstrapowych $\{Y_{dj}^{*(b)}; j = 1, \dots, N_d, d = 1, \dots, D\}$, a następnie na tej podstawie wyznacz odpowiednie parametry $F_{ad}^{*(b)} = N_d^{-1} \sum_{j=1}^{N_d} F_{adj}^{*(b)}$, gdzie $F_{adj}^{*(b)} = h_a(Y_{dj}^{*(b)})$, $b = 1, \dots, B$.
5. Z każdej bootstrapowej populacji b wygenerowanej w punkcie 4 wylosuj próbę $s \subset \Omega$ i oblicz bootstrapowy EBP $F_{ad}^{EB*(b)}$, $b = 1, \dots, B$ tak jak opisano to w sekcji 3 i 4 wykorzystując dane z próby y_s^* i znane wartości populacji x_{dj} .

2.3. Metoda EB

6. Przybliżenie Monte Carlo estymatora $MSE_*(\hat{F}_{ad}^{EB*}) = E_{\xi_*}(\hat{F}_{ad}^{EB*} - F_{ad}^*)^2$ parametru \hat{F}_{ad}^{EB} jest obliczane jako:

$$mse_*(\hat{F}_{ad}^{EB}) = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B (\hat{F}_{ad}^{EB*(b)} - F_{ad}^{*(b)})^2. \quad (2.41)$$

Estymator (2.41) jest wykorzystany do estymacji $MSE(\hat{F}_{ad}^{EB})$ (2.38).

Analiza taksonomiczna ubóstwa w Polsce w latach 2005, 2008 i 2011

Ubóstwo jest niewątpliwie złożonym zjawiskiem społeczno – ekonomicznym. Dlatego też stanowi ono konglomerat wielu zmiennych odzwierciedlających poszczególne czynniki, które wywierają wpływ na jego kształt i zróżnicowanie czasowo – przestrzenne. Z uwagi na charakter owego zjawiska zmienne te są ze sobą ściśle powiązane pod różnymi względami i tworzą swoistą nierozzerwalną całość. Dlatego też łączne rozpatrywanie takich zmiennych wydaje się być ze wszechmiar pożądanym, gdyż pozwala wyzyskać ich wzajemne związki rozmaitego typu oraz komplementarność informacyjną.

W tej części opracowania zaprezentowane będzie analityczne ujęcie ubóstwa prowadzące do konstrukcji zmiennej syntetycznej (zwanej *metacechą*) dokonywanej na podstawie wartości wyodrębnionych zmiennych diagnostycznych. Zmienna ta w jednowymiarowy sposób odzwierciedli kształtowanie się tego niekorzystnego zjawiska społeczno-gospodarczego w poszczególnych powiatach Polski. Jest to zatem porządkowanie obiektów w znaczeniu opisanym w części 6.1. raportu z realizacji pierwszego etapu obecnego projektu. Zróżnicowanie powiatów względem wartości takowej zmiennej kompleksowej będzie stanowić dobry fundament porównania grupowań otrzymanych na jej podstawie z klasyfikacją uzyskaną w oparciu o szacunki dokonane wcześniej przy użyciu odpowiednich estymatorów dla małych obszarów.

Warto rozpocząć od omówienia podstawowych zasad doboru i weryfikacji zmiennych stanowiących fundament konstrukcji miernika kompleksowego (co prowadzi do uzyskania finalnych cech diagnostycznych) oraz stosowanej w opisywanych tutaj badaniach metody

jego wyznaczania. Następnie ukazana zostanie prezentacja wyników obliczeń miernika kompleksowego i jego własności w rozpatrywanym przypadku. Trzeci podrozdział poświęcony jest klasyfikacji powiatów na cztery grupy według wartości miernika kompleksowego dla badanych lat przy użyciu dwóch alternatywnych metod podziału: trzech median i progowej.

3.1. Podstawowe zasady konstrukcji miernika kompleksowego

Jak już wspomniano, zmienna syntetyczna służy do jednowymiarowego opisu wielowymiarowych zjawisk społeczno-gospodarczych, takich jak właśnie ubóstwo. Każdy obiekt (którym bywa – tak jak w opisywanym w raporcie przypadku – obszar przestrzenny, ale też może nim być np. grupa firm, osób, instytucji, itp.) opisany jest przy pomocy szeregu danych liczbowych odzwierciedlających poszczególne aspekty analizowanego zjawiska. Budowa takiego miernika składa się z kilku etapów. Są to:

- dobór cech wyjściowych,
- weryfikacja cech,
- stymulacja,
- normalizacja,
- definicja taksonomicznego wzorca rozwoju,
- ustalenie odległości od wzorca,
- wyznaczenie wartości zmiennej syntetycznej.

Doboru cech wyjściowych dokonano tutaj według zasad opisanych w części 6.1. raportu z pierwszego etapu projektu. Warto jednak zauważyć, że obszerny, liczący 140 zmiennych wskaźnikowych zestaw obejmował kilka różnorodnych subdziedzin. Dlatego zdecydowano się zastosować w tym przypadku taksonomię wielokryterialną, to znaczy przeprowadzić konstrukcję zmiennej syntetycznej dla każdej z tych subdziedzin odrębnie, a następnie potraktować każdą z takich metacech jako zmienną diagnostyczną i w oparciu o nie wyznaczyć finalną zmienną syntetyczną – miernik kompleksowy.

Ze względu na fakt, że ubóstwo jest zjawiskiem ciągłym – to znaczy, że zmiany w jednym okresie mogą wpływać na jego kształt w innym – oraz z uwagi na ciągłość pewnych procesów w zakresie demografii i warunków życia zdecydowano się skonstruować kompleksowy miernik ubóstwa dla lat 2005–2012. Obiektem był tutaj dany powiat w danym roku.

W przypadku weryfikacji cech zastosowano podejścia opisane w punkcie 6.1. raportu z I etapu projektu, to znaczy wyeliminowano zmienne, dla których wartość bezwzględna współczynnika zmienności okazała się mniejsza niż 10% oraz usunięto zmienne nadmiernie skorelowane z innymi, zidentyfikowane przy użyciu metody odwróconej macierzy korelacji. Wykorzystano tutaj również medianę Webera, stanowiącą wielowymiarowe uogólnienie pojęcia mediany, traktujące model jako jednolitą całość (por. np. [41]). Formalnie, niech X_1, X_2, \dots, X_m oznacza zestaw cech diagnostycznych, x_{ij} – obserwację cechy X_j dla i -tego obiektu, zaś $\gamma_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{im})$ – wektor obserwacji cech dla obiektu i , $i = 1, 2, \dots, n$, $j = 1, 2, \dots, m$ (n – liczba obiektów, m – liczba cech diagnostycznych). Medianę Webera definiuje się wówczas jako wektor $\Theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m) \in \mathbb{R}^m$, który minimalizuje sumę euklidesowych odległości od punktów $\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_n$, czyli spełniający następującą równość optymalizacyjną:

$$\sum_{i=1}^n \left(\sqrt{\sum_{j=1}^m (x_{ij} - \theta_j)^2} \right) = \min_{Y \in \mathbb{R}^m} \left(\sum_{i=1}^n \left(\sqrt{\sum_{j=1}^m (x_{ij} - y_j)^2} \right) \right). \quad (3.1)$$

Celem jeszcze lepszego uodpornienia wyników analizy na niekorzystny wpływ obserwacji odstających zastosowano uciętą (ang. *trimmed*) wersję równania (3.1), czyli ograniczono się do sumowania po k ($k < n$) najmniejszych odległościach cząstkowych otrzymując wektor $\tilde{\Theta} = (\tilde{\theta}_1, \tilde{\theta}_2, \dots, \tilde{\theta}_m) \in \mathbb{R}^m$ spełniający równość (por. [71]):

$$\sum_{i=1}^k \left(\sqrt{\sum_{j=1}^m (x_{(i)j} - \tilde{\theta}_j)^2} \right) = \min_{Y \in \mathbb{R}^m} \left(\sum_{i=1}^k \left(\sqrt{\sum_{j=1}^m (x_{(i)j} - y_j)^2} \right) \right). \quad (3.2)$$

Oznaczenie (i) we wzorze (3.2) odnosi się właśnie do indeksu obserwacji odpowiadającej obiektowi, dla którego jego odległość od danego punktu jest i -tą co do wielkości (w porządku niemalejącym). W naszym przypadku przyjęto ucięcie pięcioprocentowe, tzn. położono $k = [0, 95n]^1$.

¹Symbol $[a]$ oznacza tutaj część całkowitą liczby rzeczywistej a , czyli największą liczbę całkowitą nie większą od a .

3.1. Podstawowe zasady konstrukcji miernika kompleksowego

Warto zauważyć, że oba kroki weryfikacyjne musiano dostosować do specyfiki sytuacji wielokryterialnej (aby zachować kompleksowy obraz zmienności i korelacji w czasie i w przestrzeni oraz należycie wyzyskiwać informację z tego płynącą). Mówiąc bardziej precyzyjnie, otrzymuje się w tej sytuacji model trójwymiarowej tablicy danych:

$$X = [x_{ijt}],$$

$i = 1, 2, \dots, n, j = 1, 2, \dots, p, t = 1, 2, \dots, \tau$, przy czym n i m to liczba obiektów i zmiennych wyjściowych odpowiednio, zaś τ – liczba rozpatrywanych okresów czasu.

Weryfikacja zmiennościowa w tym przypadku polegała zatem na wyznaczeniu median Webera $\Theta_1, \Theta_2, \dots, \Theta_\tau \in \mathbb{R}^m$ dla kolejnych okresów czasu, $\Theta_t = (\theta_{t1}, \theta_{t2}, \dots, \theta_{tm})$, $t = 1, 2, \dots, \tau$. Na tej podstawie zdefiniowano macierz kompleksową:

$$\Theta = [\Theta_1^T \Theta_2^T \dots \Theta_\tau^T]$$

rozmiaru $m \times \tau$ i wyznaczono jej medianę Webera $\Theta^* = (\theta_1^*, \theta_2^*, \dots, \theta_m^*) \in \mathbb{R}^m$. Kompleksowy wskaźnik zmienności cechy X_j ma wówczas postać:

$$CV_j = \frac{\text{m}\ddot{\text{a}}\text{d}(\tilde{\theta}_j)}{\theta_j^*}, \quad (3.3)$$

gdzie $\text{m}\ddot{\text{a}}\text{d}(\tilde{\theta}_j) = \text{med}_{t=1,2,\dots,\tau} |\theta_{ij} - \theta_j^*|$, $j = 1, 2, \dots, m$ (por. [39]).

Weryfikacja korelacyjna w tym przypadku wymagała z kolei wyznaczenia macierzy korelacji Pearsona dla każdego z badanych okresów, czyli:

$$R_t = [r_{jkt}], \quad (3.4)$$

gdzie r_{jkt} oznacza współczynnik korelacji Pearsona zmiennych X_j i X_k w okresie t , przy czym $j, k = 1, 2, \dots, p, t = 1, 2, \dots, \tau$. W oparciu o macierz daną wzorem (3.4) stworzono kompleksową macierz korelacji z tych współczynników, które są maksymalne co do wartości bezwzględnej. Chodzi o to, aby w możliwie największym stopniu wychwycić wszelkie zależności korelacyjne w obu wymiarach – przestrzennym i czasowym. Formalnie rzecz ujmując, kompleksowa macierz korelacji w tym przypadku ma postać:

$$R = [r_{jk}^*], \quad \text{gdzie} \quad r_{jk}^* = r_{jkt^*} \quad \text{jeśli} \quad |r_{jkt^*}| = \max_{t=1,2,\dots,\tau} |r_{jkt}|, \quad (3.5)$$

$j, k = 1, 2, \dots, p$.

Dalsze postępowanie w tym zakresie jest zgodne z metodą odwróconej macierzy korelacji opisaną w części 3.1. tego rozdziału pracy badawczej. W przypadku większej liczby zmiennych nadmiernie skorelowanych ze sobą uwzględniano poziom ich skorelowania ze zmienną objaśnianą – eliminowano zmienne mniej skorelowane ze zmienną docelową. Spotykano się jednak tutaj z dodatkowymi trudnościami. Na przykład bywało, że otrzymywano osobliwą macierz korelacji, co uniemożliwiało wyznaczenie macierzy do niej odwrotnej. Czasami też wadliwość uwarunkowania naszej macierzy R^{-1} była na tyle duża (co wynikało z występowania znacznej liczby par zmiennych, których korelacja co do wartości bezwzględnej okazała się być bardzo bliska 1, np. równa 0,9998), że na jej przekątnej znajdowały się elementy mniejsze od 1, w tym ujemne. Dlatego też w pierwszej kolejności eliminowano po jednej z każdych takich par zmiennych. Jako dodatkowe kryterium eliminacji w opisanych wyżej sytuacjach przyjęto poziom skorelowania z oszacowaniem bezpośrednim ARPR². W przypadku owych „kolizji” w modelu pozostawiano te zmienne, które były silniej z tym wskaźnikiem skorelowane. Oczywiście jest, że w tych działaniach posługiwano się jedynie takimi rekordami, dla których szacunki stopy ubóstwa istniały. Warto zaznaczyć, że praca na danych panelowych wymagała sporo wysiłku. Po pierwsze, macierz odwrotna do macierzy (3.5) nie musi być tak wyrazista co do elementów diagonalnych jak w przypadku klasycznym. Po drugie, występowało tutaj wiele współzależności i wysokiego skorelowania, co powodowało niemożność odwrócenia macierzy lub mniejsze od jeden – nawet ujemne – wartości na przekątnej owej macierzy odwrotnej. Uporanie się z tymi problemami spowodowało zatem konieczność wniesienia także pewnej dozy subiektywizmu do tej weryfikacji.

W wyniku weryfikacji zmiennościowo–korelacyjnej dla każdej subdziedziny ukształtowany został zestaw cech diagnostycznych zaprezentowany w tabeli 3.1. Zamieszczono tam również wartości kompleksowego współczynnika korelacji z bezpośrednim oszacowaniem wskaźnika ARPR opartego na danych za lata 2005–2011.

²ARPR – ang. *at risk of poverty rate*. W pracy badawczej używane jest zamiennie określenie „stopa ubóstwa” na oznaczenie tego wskaźnika.

3.1. Podstawowe zasady konstrukcji miernika kompleksowego

Tabela 3.1. Wykaz cech diagnostycznych

Nazwa zmiennej	Kompleksowy współczynnik korelacji z bezpośrednim oszacowaniem ARPR	Status
<i>Gospodarka mieszkaniowa i komunalna</i>		
Zużycie energii elektrycznej na niskim napięciu ogółem na jednego mieszkańca w MWh	-0,2486	D
Korzystający z instalacji kanalizacyjnej w % ogółu ludności	-0,3869	D
Korzystający z instalacji gazowej w % ogółu ludności	-0,3969	D
Zużycie wody w gospodarstwach domowych na wsi na 1 mieszkańca w m ³	0,2666	S
<i>Rynek pracy</i>		
Udział zarejestrowanych bezrobotnych kobiet pozostających 6–12 miesięcy bez pracy w liczbie zarejestrowanych bezrobotnych kobiet ogółem w %	-0,3264	D
Udział zarejestrowanych bezrobotnych kobiet pozostających bez pracy powyżej 24 miesięcy w liczbie zarejestrowanych bezrobotnych kobiet ogółem w %	0,3351	S
Udział bezrobotnych kobiet zamieszkałych w mieście w liczbie zarejestrowanych bezrobotnych kobiet ogółem w %	-0,4124	D
Udział liczby bezrobotnych wyrejestrowanych ogółem w liczbie bezrobotnych zarejestrowanych ogółem w %	-0,3475	D
Udział liczby bezrobotnych mężczyzn w wieku 55 lat i więcej w liczbie zarejestrowanych bezrobotnych mężczyzn ogółem w %	-0,4233	D
Ciąg dalszy na następnej stronie		

3. Analiza taksonomiczna ubóstwa w Polsce w latach 2005, 2008 i 2011

Nazwa zmiennej	Kompleksowy współczynnik korelacji z bezpośrednim oszacowaniem ARPR	Status
Udział bezrobotnych zarejestrowanych z wykształceniem zawodowym w liczbie ludności z wykształceniem zawodowym w wieku produkcyjnym w %	0,4053	S
Demografia		
Liczba rozwodów na 1000 ludności	-0,3453	D
Saldo migracji wewnętrznych kobiet na 1000 kobiet ogółem	-0,2224	D
Saldo migracji zagranicznych kobiet na 1000 kobiet ogółem	0,1800	S
Liczba ludności na 1 km ²	-0,3515	D
Liczba ludności w wieku poprodukcyjnym na 100 osób w wieku przedprodukcyjnym	-0,1959	D
Udział zgonów kobiet w wieku 20–59 lat w liczbie zgonów kobiet ogółem w %	-0,2694	D
Liczba zgonów osób z powodu chorób układu krążenia na 100 tys. ludności	0,2503	S
Warunki życia		
Liczba ludności na jedną placówkę biblioteczną	-0,3187	D
Liczba mieszkań na 10 tys. ludności	-0,2560	D
Odsetek dzieci objętych opieką w żłobkach ogółem w %	-0,3458	D
Liczba osób fizycznych prowadzących działalność gospodarczą na 1000 ludności	-0,3873	D
Liczba podmiotów o liczbie pracujących 10–49 na 10 tys. mieszkańców w wieku produkcyjnym	-0,3551	D

Ciąg dalszy na następnej stronie

3.1. Podstawowe zasady konstrukcji miernika kompleksowego

Nazwa zmiennej	Kompleksowy współczynnik korelacji z bezpośrednim oszacowaniem ARPR	Status
Liczba podmiotów o liczbie pracujących 250 i więcej na 10 tys. mieszkańców w wieku produkcyjnym	-0,3649	D
Liczba podmiotów o liczbie pracujących 50–249 na 10 tys. mieszkańców w wieku produkcyjnym	-0,3746	D
Liczba uczniów przypadająca na 1 komputer z dostępem do Internetu przeznaczony do użytku uczniów – szkoły podstawowe	-0,3536	D
Długość dróg gminnych i powiatowych o gruntowej nawierzchni na 10 tys. ludności w km	0,3175	S
Długość dróg gminnych i powiatowych o twardej nawierzchni na 10 tys. ludności w km	0,4601	S
Długość dróg gminnych i powiatowych o twardej nawierzchni na 100 km ² w km	-0,3569	D
Liczba dzieci w placówkach wychowania przedszkolnego na 1000 dzieci w wieku 3–5 lat	-0,4487	D
Przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto w zł	-0.3316	D

Użyte symbole: S – stymulanta, D – destymulanta.

Źródło: Opracowanie własne.

Widać tu zatem, że korelacje z docelowym wskaźnikiem ARPR są raczej niskie, co może wynikać z różnych przyczyn, m.in. znacznego błędu estymacji wskaźnika ARPR na tym poziomie przestrzennym oraz pewnej specyfiki poszczególnych powiatów w zakresie określonych cech. Należy jednak podkreślić, że wskaźniki korelacji z ARPR wykorzystywano tutaj jedynie pomocniczo, jako jedno z dodatkowych kryteriów eliminacji, w celu jak najlepszej selekcji finalnych cech dia-

gnostycznych, w związku z czym poziom skorelowania owych cech ze wskaźnikiem ARPR nie ma bezpośredniego wpływu na wyniki samych obliczeń miar kompleksowych.

Właściwa konstrukcja miernika taksonomicznego wymaga dokonania **stymulacji i normalizacji** owych cech (por. część 6.1. raportu z I etapu projektu). Zaklasyfikowanie cechy do jednej z trzech kategorii (stymulanta, destymulanta i nominanta) odbywało się zazwyczaj w oparciu o doświadczenie i rozeznanie badacza oraz skorelowanie z oszacowaniami wskaźnika ARPR. Kierunek tej korelacji (wyrażony jej znakiem) wskazywał na charakter danej cechy. Tak więc cechy diagnostyczne dodatnio skorelowane z bezpośrednim oszacowaniem wskaźnika ARPR uznawano za stymulanty, zaś skorelowane ujemnie – za destymulanty. Nominant nie było.

Ponieważ uznano za wartościowe wykorzystanie w analizie również tych rekordów, dla których – co prawda – brak jest szacunków wskaźnika ARPR, ale dysponowano danymi dotyczącymi powyższych cech diagnostycznych, zdecydowano i te rekordy włączyć do dalszych etapów analiz.

Pierwszym z podjętych kroków była *Stymulacja*, polegająca na sprowadzeniu destymulant i nominant do formy stymulanty celem ujednoczenia charakteru wszystkich cech diagnostycznych, co można uczynić na przykład poprzez odwrócenie odpowiednich wartości dla obszarów o cechach destymulujących czy zmianę ich znaku na przeciwny. W przeprowadzonych badaniach zastosowano to drugie rozwiązanie, to znaczy zamianę znaków wartości destymulant na przeciwny.

Normalizacja zaś to sprowadzenie (wyrażonych zazwyczaj w różnych jednostkach miary i posiadających odmienny zakres wartości) cech diagnostycznych do najlepszej porównywalnej postaci – np. poprzez standaryzację (wtedy średnia wynosi 0, a odchylenie standardowe – 1), unitaryzację (ujednolica zakres wartości, np. do przedziału [0,1]) lub przekształcenia ilorazowe (podzielenie przez sumę, sumę kwadratów lub podobne statystyki; ujednolica to pewne szczególne statystyki opisowe) – zob. np. [75], [40]. Najlepsza jest jednak taka normalizacja, która traktuje model jako integralną całość, należycie ukazując wzajemne powiązania między cechami diagnostycznymi, a równocześnie minimalizując wpływ incydentalnych obserwacji odstających na końcowy rezultat. W analizie wykorzystano zatem podejście oparte na medianie Webera (por. [40, 41]).

3.1. Podstawowe zasady konstrukcji miernika kompleksowego

Normalizacja dokonana przy użyciu mediany Webera ma postać

$$z_{ij} := \frac{x_{ij} - \tilde{\theta}_j}{1,4826 \cdot \text{m}\ddot{a}\text{d}(X_j)}, \quad (3.6)$$

gdzie $\text{m}\ddot{a}\text{d}(X_j) = \text{med}_{i=1,2,\dots,n} |x_{ij} - \tilde{\theta}_j|$, for $i = 1, 2, \dots, n$, $j = 1, 2, \dots, m$. Probabilistyczną przesłankę stosowania w tym kontekście stałej 1,4826 (w przybliżeniu równej $1/(\varphi^{-1}(3/4))$), gdzie φ to gęstość standaryzowanego rozkładu normalnego – czyli rozkładu normalnego z wartością oczekiwaną zero i wariancją jeden) stanowi fakt, że jeśli Y_1, Y_2, \dots, Y_l są niezależnymi zmiennymi losowymi o jednakowym rozkładzie normalnym z wartością oczekiwaną μ oraz wariancją σ^2 , ($\sigma > 0$), to $E(1,4826 \cdot \text{mad}(Y_1, Y_2, \dots, Y_l)) \approx \sigma$ dla dostatecznie dużej liczby naturalnej l (co daje przybliżoną standaryzację), gdzie

$$\text{mad}(Y_1, Y_2, \dots, Y_l) = \text{med}_{i=1,2,\dots,l} |Y_i - \text{med}(Y_1, Y_2, \dots, Y_l)|$$

jest *medianowym odchyleniem bezwzględnym* zmiennych Y_1, Y_2, \dots, Y_l (por. [40]).

Mając przygotowane w powyższy sposób cechy diagnostyczne przechodzimy do **konstrukcji taksonomicznego miernika rozwoju**. Pojęcie to oznacza sztuczny, idealny obiekt, do którego będziemy porównywać inne obiekty. Może on mieć charakter egzogeniczny (ustalony arbitralnie i zewnętrznie w stosunku do modelu, np. poprzez określone normy czy zalecenia) lub endogeniczny (określany wewnętrznie, na podstawie danych z modelu, np. jako obiekt charakteryzowany maksymalnymi wartościami zestymulowanych i znormalizowanych cech). W tym przypadku zastosowano to drugie podejście. Oznacza to, że za wzorzec rozwojowy uważamy taki obiekt Ψ opisany wektorem $\Psi = (\psi_1, \psi_2, \dots, \psi_m)$, że:

$$\psi_j = \max_{i=1,2,\dots,n} z_{ij} \quad (3.7)$$

dla każdego $j = 1, 2, \dots, m$.

Następnie **ustalamy odległość każdego obiektu od wzorca**. Można to uczynić stosując rozmaite miary odległości np. metrykę takśówkową (zwaną też miejską lub Hamminga), metrykę euklidesową, odległość medianową, itp. W naszym przypadku dla redukcji wpływu obserwacji odstających zastosowano odległość medianową. Oznacza to, że dystans i -tego obiektu od wzorca definiujemy jako:

$$d_i \stackrel{df}{=} \text{med}_{i=1,2,\dots,l} |z_{ij} - \psi_j| \quad (3.8)$$

dla każdego $i = 1, 2, \dots, n$.

Ostatni etap procedury to **wyznaczenie miernika syntetycznego** (zwanego też *metacechą*) Dla obiektu i -tego jest on zdefiniowany jako funkcja jego odległości od wzorca rozwojowego:

$$\mu_i \stackrel{df}{=} 1 - \frac{d_i}{\text{med}(d) + 2.5 \cdot \text{mad}(d)}, \quad (3.9)$$

dla każdego $i = 1, 2, \dots, n$, gdzie $d = (d_1, d_2, \dots, d_n)$. Stała 2.5 nazywana bywa *odpornościową wartością progową* (zob. [55]). Miernik wyrażony wzorem (3.9) jest w znacznym stopniu uodporniony na występowanie obserwacji odstających, mogących zaburzać finalne rezultaty. Miernik μ może przyjmować wartości ujemne. W takim przypadku dostarcza on informacji o istotnym odchyleniu obiektu, dla którego taką wartość osiąga, od pozostałych. Im wyższa wartość miernika μ tym lepsza jest sytuacja obiektu pod rozpatrywanym względem. W naszym przypadku ma to wydźwięk cokolwiek pejoratywny, gdyż określenie „lepszy” oznacza tutaj większe ubóstwo.

W oparciu o wartości miernika kompleksowego dokonano podziału powiatów na cztery klasy typologiczne. W tym celu wyodrębniono trzy podzbiory zbioru obiektów, obejmujące powiaty w roku 2005, 2008 i 2011. Dla każdego z nich przeprowadzono podział na stosowne grupy według następujących reguł: zakładając, że istnieje n obiektów $\Gamma_1, \Gamma_2, \dots, \Gamma_n$ (gdzie n jest liczbą naturalną) oraz, że μ_i oznacza wartość miernika kompleksowego dla obiektu Γ_i ($i = 1, 2, \dots, n$) dzieli się zbiór tychże obiektów $\Gamma = \{\Gamma_1, \Gamma_2, \dots, \Gamma_n\}$ na dwa podzbiory Ω_1 i Ω_2 , w skład których wchodzi odpowiednio te obiekty, dla których wartości miernika są większe i nie większe od mediany. Oznacza to, że:

$$\Omega_1 \stackrel{df}{=} \{\Gamma_i \in \Gamma : \mu_i > \text{med}(\mu)\},$$

zaś:

$$\Omega_2 \stackrel{df}{=} \{\Gamma_i \in \Gamma : \mu_i \leq \text{med}(\mu)\},$$

przy czym $\mu = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_n)$. Następnie definiujemy mediany pośrednie jako:

$$\text{med}_k(\mu) \stackrel{df}{=} \text{med}_{i:\Gamma_i \in \Omega_k}(\mu_i),$$

3.2. Rezultaty obliczeń mierników i ich właściwości

$k = 1, 2$. Metody owe (wraz z medianą globalną) stanowią podstawę określenia wspomnianych klas typologicznych. Są one następujące:

$$\begin{aligned} \text{Grupa I} &= \{\Gamma_i \in \Gamma : \mu_i > \text{med}_1(\mu)\} \\ \text{Grupa II} &= \{\Gamma_i \in \Gamma : \text{med}(\mu) < \mu_i \leq \text{med}_1(\mu)\} \\ \text{Grupa III} &= \{\Gamma_i \in \Gamma : \text{med}_2(\mu) < \mu_i \leq \text{med}(\mu)\} \\ \text{Grupa IV} &= \{\Gamma_i \in \Gamma : \mu_i \leq \text{med}_2(\mu)\}. \end{aligned} \quad (3.10)$$

Ze względu na to, że owe trzy mediany odgrywają tutaj kluczową rolę, podejście to nosi nazwę *metody trzech median*. Alternatywnym rozwiązaniem w tym zakresie jest *metoda progowa*. Opiera się ona na wykorzystaniu wspomnianych już wyżej medianowego odchylenia bezwzględnego i odpornościowej wartości progowej.

$$\begin{aligned} \text{Grupa I} &= \{\Gamma_i \in \Gamma : \mu_i \geq \text{med}(\mu) + 2,5 \cdot \text{mad}(\mu)\} \\ \text{Grupa II} &= \{\Gamma_i \in \Gamma : \text{med}(\mu) \leq \mu_i < \text{med}(\mu) + 2,5 \cdot \text{mad}(\mu)\} \\ \text{Grupa III} &= \{\Gamma_i \in \Gamma : \text{med}(\mu) - 2,5 \cdot \text{mad}(\mu) \leq \mu_i < \text{med}(\mu)\} \\ \text{Grupa IV} &= \{\Gamma_i \in \Gamma : \mu_i < \text{med}(\mu) - 2,5 \cdot \text{mad}(\mu)\}. \end{aligned} \quad (3.11)$$

Te dwa podejścia w zakresie grupowania (por. też [40]) znalazły swe zastosowanie w opisywanych tutaj analizach.

3.2. Rezultaty obliczeń mierników i ich właściwości

Zaprezentowane obecnie będą wyniki przeprowadzonych konstrukcji mierników kompleksowych dla wszystkich powiatów. Opisywane tutaj i w następnej części obliczenia przeprowadzono – także z wykorzystaniem oryginalnie napisanych procedur – przy użyciu programu SAS Enterprise Guide 4.3 (z uwzględnieniem jego środowiska IML).

Na początek rozważone zostaną zmiany w pozycjach poszczególnych powiatów według wartości rozpatrywanego miernika w latach 2005, 2008 i 2011. Dla osiągnięcia jednolitości i przejrzystości przekazu powiaty zostały uporządkowane według najmniejszej z wartości tego miernika dla tychże trzech lat – od największego do najmniejszego poziomu tegoż minimum. W tabeli 3.2 przedstawiono dwadzieścia powiatów, dla których owa „wypadkowa” wartość okazała

3. Analiza taksonomiczna ubóstwa w Polsce w latach 2005, 2008 i 2011

się największa – a więc te, w których ubóstwo było na najwyższym, relatywnie stabilnym, poziomie.

Tabela 3.2. Powiaty o najwyższych minimalnych wartościach miernika

Powiat	Minimum wartości miernika dla lat 2005, 2008 i 2011	Lokata według wartości miernika		
		2005	2008	2011
Przemyski	0,6798	5	6	1
Brzozowski	0,6569	3	1	2
Ostrołęcki	0,6417	1	7	3
Przysuski	0,6379	37	2	5
Limanowski	0,6298	73	5	4
Żuromiński	0,6194	27	18	6
Kolbuszowski	0,5867	2	21	9
Skierniewicki	0,5837	95	14	7
Hrubieszowski	0,5776	65	41	10
Nowosądecki	0,5683	55	43	8
Przeworski	0,5603	28	22	12
Suwalski	0,5576	17	35	14
Tarnowski	0,5576	41	27	15
Krasnostawski	0,5539	40	4	18
Radzyński	0,5539	7	10	19
Makowski	0,5493	29	49	20
Leski	0,5485	14	25	21
Dąbrowski	0,5474	62	24	23
Janowski	0,5466	38	12	24
Ropczycko – sędziszowski	0,5434	22	61	13

Źródło: Opracowanie własne.

Widać zatem, że w powiatach o utrwalonych wysokich wartościach analizowanego miernika różnica w pozycji, jaką zajmowały one pod tym względem w poszczególnych latach, okazała się być czasami wysoka. Na przykład powiat skierniewicki w województwie mazowiec-

3.2. Rezultaty obliczeń mierników i ich właściwości

kim w roku 2005 zajmował w tej mierze 95 pozycję (a zatem ubóstwo nie było tam zbyt duże), jednakże w następnych latach sytuacja w tym zakresie systematycznie się pogarszała (w roku 2008 wartość miernika dla tego powiatu była już 14 w kolejności, by w roku 2011 osiągnąć pierwszą dziesiątkę tego niezbyt pozytywnego rankingu). Najbardziej stabilne lokatowo okazały się natomiast powiaty: przemyski, brzozowski (oba w województwie podkarpackim) oraz ostrołęcki (województwo mazowieckie).

Tabela 3.3 zawiera z kolei podobne zestawienie, ale sporządzone tym razem dla dwudziestu powiatów o najmniejszych wartościach minimum poziomu rozpatrywanego miernika w badanych trzech latach.

Tabela 3.3. Powiaty o najniższych minimalnych wartościach miernika

Powiat	Minimum wartości miernika dla lat 2005, 2008 i 2011	Lokata według wartości miernika		
		2005	2008	2011
m. Jelenia Góra	-0,1638	347	369	362
m. Kielce	-0,1763	357	364	365
m. Łódź	-0,1790	362	361	366
m. Leszno	-0,1895	372	365	358
m. Olsztyn	-0,1974	364	370	346
m. Gdynia	-0,2254	366	371	367
m. Sopot	-0,2316	368	374	368
m. Słupsk	-0,2322	375	362	355
m. Bielsko – Biała	-0,2435	376	363	369
m. Koszalin	-0,2446	365	372	371
m. Tarnów	-0,2455	355	358	372
m. Gliwice	-0,2486	370	357	373
m. Zielona Góra	-0,2640	378	367	370
m. Wrocław	-0,2663	369	375	364
m. Opole	-0,2716	371	366	374
m. Gdańsk	-0,2786	361	373	375
m. Kraków	-0,3246	374	376	377

3. Analiza taksonomiczna ubóstwa w Polsce w latach 2005, 2008 i 2011

Powiat	Minimum wartości miernika dla lat 2005, 2008 i 2011	Lokata według wartości miernika		
		2005	2008	2011
m. Katowice	-0,3664	377	377	378
m. Poznań	-0,3809	373	378	379
m. st. Warszawa	-0,4275	379	379	376

Źródło: Opracowanie własne.

Można zauważyć, że tabela ta obejmuje wyłącznie te powiaty, dla których minimalne wartości miernika okazały się ujemne, co świadczy o wyraźnym odstawaniu ich od innych. Dwudziestka powiatów o najmniejszej skali ubóstwa składa się więc z najlepiej rozwiniętych pod względem gospodarczym i społecznym miast na prawach powiatu, ze stolicą naszego kraju – Warszawą – na czele. Zmiany lokaty tychże obszarów w zakresie wartości rozpatrywanego miernika nie są tutaj zbyt duże, aczkolwiek zdarzały się tu skoki nawet o kilkanaście pozycji (na przykład miasto Tarnów w Małopolsce w 2008 r. w tym zestawieniu było o 3 pozycje niżej niż w 2005 a w 2011 – już o 17 w stosunku do tego samego roku, a zatem ubóstwo tam wyraźnie się zmniejszyło). Można w tym przypadku zaobserwować także znaczne wahania pozycji (na przykład w Gliwicach w województwie śląskim, gdzie po wzroście o 13 miejsc w roku 2008 w stosunku do 2005 r. w kolejnych trzech latach nastąpił spadek o 16 lokat).

Generalnie rzecz ujmując, największy wzrost w takim rankingu w latach 2005–2008 zanotował powiat słupecki w Wielkopolsce (o 138 pozycji) – tam więc ubóstwo w tym czasie powiększyło się w najbardziej znaczący sposób. Natomiast w tymże okresie najwyższy spadek pozycji (o 191 lokat) dał się zaobserwować w powiecie opolskim (województwo opolskie) – tutaj zatem sytuacja uległa szczególnej poprawie. W ciągu następnych trzech lat najbardziej znaczącą negatywną zmianę odnotowano w powiecie kościerskim (województwo pomorskie) – wzrost o 167 pozycji. Najistotniejszy spadek w rozpatrywanym tutaj zakresie dał się natomiast zauważyć w powiecie łączyńskim (województwo lubelskie) – o 149 pozycji. Tam zatem redukcja ubóstwa stała się najwidoczniejsza. Jeśli zaś spojrzeć na problem z całościowej perspektywy lat 2005–2011, to można dostrzec, że

3.2. Rezultaty obliczeń mierników i ich właściwości

w najistotniejszym stopniu w tym okresie sytuacja w zakresie ubóstwa pogorszyła się w powiecie wolsztyńskim w Wielkopolsce (którego miejsce z rozpatrywanym rankingiem wzrosło w owym czasie o 174 pozycje. Z kolei największa poprawa pod tym względem wystąpiła we wspomnianym już wyżej powiecie łęczyńskim na Lubelszczyźnie (spadek o 162 lokaty).

Nadszedł zatem czas, aby przyrzeć się bliżej kompleksowym rozkładom owych mierników dla rozpatrywanych lat. Podstawowe statystyki klasyczne w tym zakresie ukazuje tabela 3.4.

Tabela 3.4. Podstawowe klasyczne statystyki opisowe dla badanych indeksów

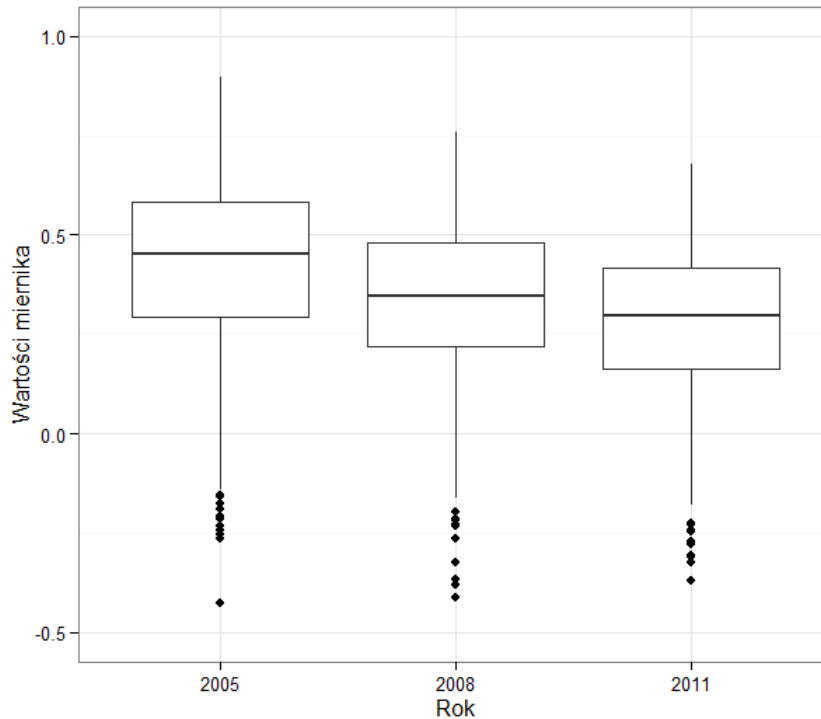
Rok	Średnia arytmetyczna	Odchylenie standardowe	Minimum	Maksimum	Rozstęp	Współczynnik zmienności (w %)
2005	0,4130	0,2439	-0,4275	0,8989	1,3264	59,1
2008	0,3273	0,2204	-0,4119	0,7585	1,1704	67,3
2011	0,2719	0,2034	-0,3718	0,6798	1,0516	74,8

Źródło: Opracowanie własne.

Można zauważyć, że im późniejszego okresu dotyczą wartości rozpatrywanego miernika tym większe przestrzenne ich zróżnicowanie da się zaobserwować. Ponadto w miarę upływu lat zmniejsza się średnia wartość indeksu, co może sugerować, że mimo wielu kłopotów i lokalnych perturbacji problem ubóstwa generalnie ulega pewnej redukcji. Rozstępy z kolei wydają się świadczyć o utrzymywaniu się skali różnicy pomiędzy najlepszym a najgorszym powiatem w omawianym zakresie. Powiększające się (choć w ograniczonym zakresie) minimum zdaje się wskazywać na pewne – aczkolwiek jeszcze skromne – niwelowanie istotnych odmienności pomiędzy dużymi miastami, a innymi regionami w tym zakresie, a zatem pewien ruch w kierunku lepszej spójności społecznej.

Statystyki pozycyjne są z kolei podstawą konstrukcji wykresu typu „pudełko z wąsami” (ang. *box-and-whisker plot*), ukazującego porównanie podstawowych cech kształtu rozkładów badanych mierników – por. wykres 3.1.

Rysunek 3.1. Wykres typu „pudełko z wąsami” dla wartości miernika w latach 2005, 2008 i 2011



Źródło: Opracowanie własne.

Na wykresie tego typu linia środkowa pudełka obrazuje medianę, brzegi pudełka – kwantyle: górny (Q_3) i dolny (Q_1), zaś wąsy – typowy zakres zmienności cechy. Punkty poza pudełkiem i jego wąsami oznaczają obserwacje odstające – czyli takie, które istotnie różnią się od innych. W rozpatrywanej przez nas sytuacji dotyczy to największych i najlepiej rozwijających się miast na prawach powiatu, gdzie problem ubóstwa okazuje się znacznie mniejszy aniżeli w innych powiatach. Jak można zauważyć, we wszystkich trzech przypadkach występuje niewielka asymetria lewostronna (choć w roku 2008 jest ona może najmniej uchwytana), co potwierdzają wartości współczynnika asymetrii (-0,7656 w roku 2005, -0,7422 w roku 2008 oraz -0,7130 w 2011 r.). Za każdym razem rozkład jest też umiarkowanie leptokurtyczny, a więc bardziej spiczasty niż normalny (kurtoza wynosi tu odpowiednio: 0,3116, 0,4777 oraz 0,3324).

3.3. Grupowanie powiatów względem wartości miernika

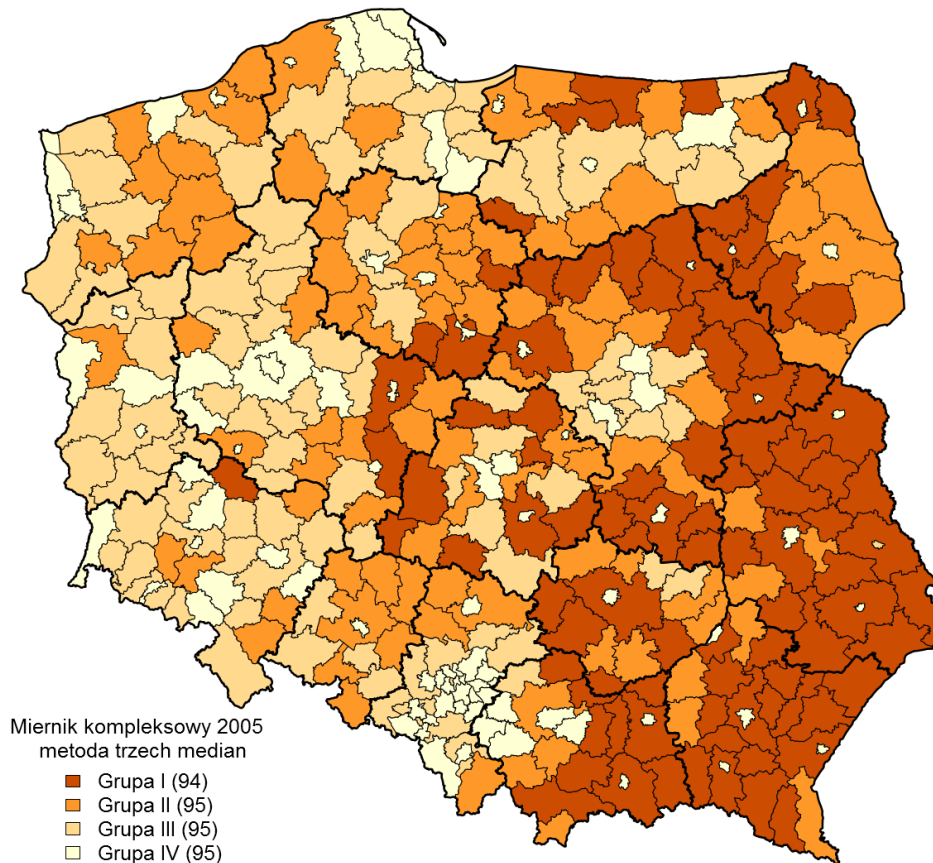
Przedstawimy obecnie wyniki grupowania powiatów w rozpatrywanych latach 2005, 2008 i 2011 uzyskane według opisanych w części 3.2. rezultatów oraz metod: trzech median i progowej, zdefiniowanych wzorami (3.10) i (3.11).

Dla roku 2005 grupy uzyskane metodą trzech median miały następujące granice:

- Grupa I: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \mu_i > 0,5837\}$,
- Grupa II: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,4527 < \mu_i \leq 0,5837\}$,
- Grupa III: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,2929 < \mu_i \leq 0,4527\}$,
- Grupa IV: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \mu_i \leq 0,2929\}$.

Grupowanie uzyskane w ten sposób wizualizuje rysunek 3.2. Analiza owego kartogramu ukazuje, że powiaty o największej skali problemu ubóstwa skoncentrowane są we wschodniej i południowej części kraju. Sporo występuje ich także na Mazowszu. Jednak trudna sytuacja w rozpatrywanym zakresie spotykana jest nie tylko tam: także np. powiaty wieruszowski, sieradzki, pajęczański, piotrkowski, brzeziński, opoczyński, łęczycki i łowicki w Łódzkiem, kaliski i koniński w Wielkopolsce oraz górowski na Dolnym Śląsku należą do grupy najsilniej zmagających się z tym problemem. Z kolei najmniejsze wartości analizowanego miernika (a zatem świadczące o najmniejszych rozmiarach ubóstwa) da się zaobserwować przede wszystkim w zachodniej i północnej Polsce, a także na Górnym Śląsku. Na pozostałych terenach do tej klasy należą jedynie duże miasta na prawach powiatu (jak Olsztyn w województwie warmińsko–mazurskim, Białystok w województwie podlaskim, Lublin w województwie lubelskim czy Rzeszów w województwie podkarpackim). Jedynym powiatem ziemskim w tym obszarze, który zalicza się do najlepszych pod względem redukcji ubóstwa jest powiat giżycki w województwie warmińsko–mazurskim, co należałoby prawdopodobnie wiązać z jego walorami turystycznymi mogącymi stanowić siłę napędową rozwoju społeczno–gospodarczego tamtejszego obszaru.

Rysunek 3.2. Grupowanie powiatów metodą trzech median według wartości miernika kompleksowego w roku 2005



Uwaga: Liczby w nawiasach oznaczają liczebność poszczególnych grup, czyli liczbę należących do nich powiatów.

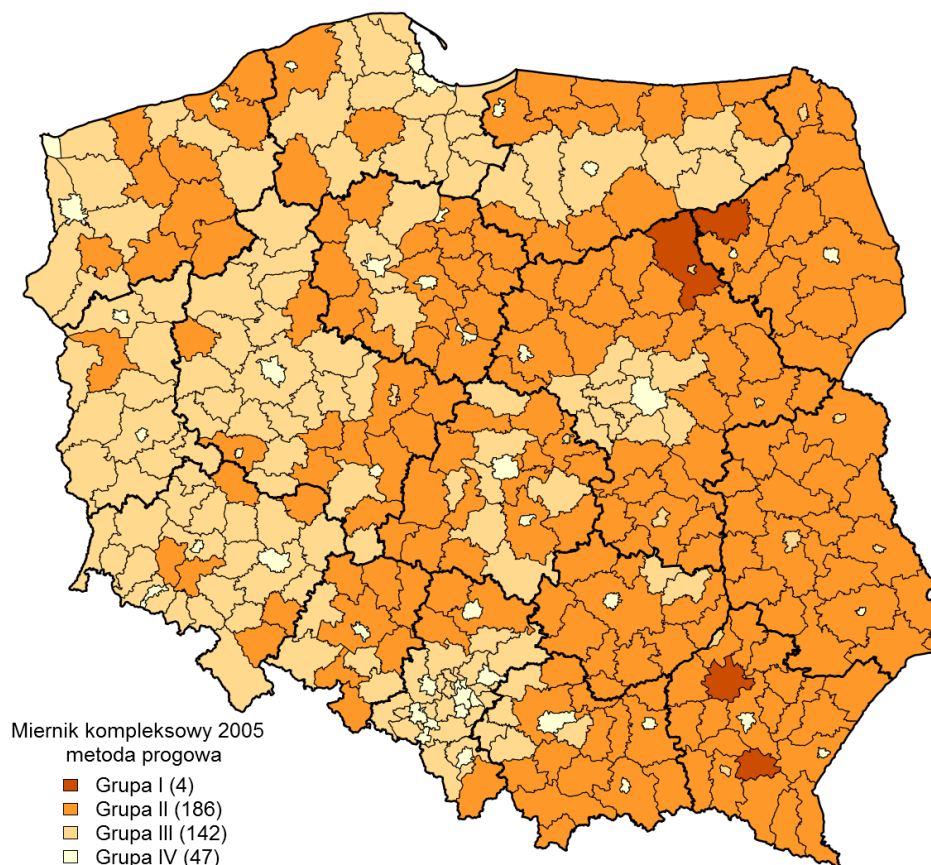
Źródło: Opracowanie własne.

Na rys. 3.3 ukazano z kolei grupowanie uzyskane dla tego samego 2005 roku, ale przy użyciu metody progowej (por. wzory (3.11)). Odpowiednie grupy zostały tutaj określone następującymi granicami:

- Grupa I: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \mu_i \geq 0,8072\}$,
- Grupa II: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,4527 \leq \mu_i < 0,8072\}$,
- Grupa III: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,0983 \leq \mu_i < 0,4527\}$,
- Grupa IV: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \mu_i < 0,0983\}$.

3.3. Grupowanie powiatów względem wartości miernika

Rysunek 3.3. Grupowanie powiatów metodą progową według wartości miernika kompleksowego w roku 2005



Uwaga: Liczby w nawiasach oznaczają liczebność poszczególnych grup, czyli liczbę należących do nich powiatów.

Źródło: Opracowanie własne.

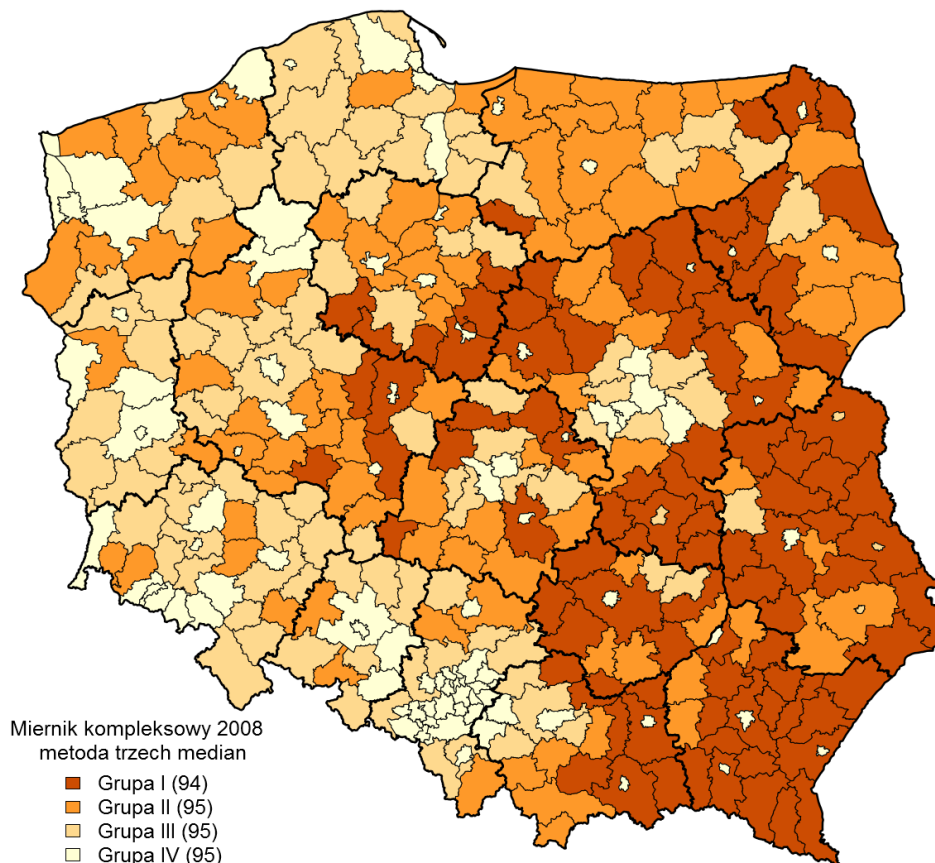
Podział na grupy jest tutaj o wiele bardziej zróżnicowany niż w przypadku zastosowania metody progowej. Największe problemy w zakresie ubóstwa obserwuje się bowiem w tym przypadku w czterech powiatach: brzozowskim i kolbuszowskim na Podkarpaciu, ostrołęckim na Mazowszu i kolneńskim na Podlasiu. Najlichniesz okazuje się być grupa II, do której należy 49,1% ogółu powiatów. Obejmuje ona w zasadzie zdecydowaną większość powiatów zaliczanych do pierwszej i drugiej grupy w podziale uzyskanym przy pomocy metody trzech median. Potwierdza się również i niskie natężenie ubóstwa w zachodniej tudzież północnej części kraju, aczkolwiek różni-

cowanie tego problemu okazuje się tam o wiele mniejsze.

Dla roku 2008 przy użyciu opcji trzech median wyodrębniono grupy powiatów postaci:

- Grupa I: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \mu_i > 0,4832\}$,
- Grupa II: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,3447 < \mu_i \leq 0,4832\}$,
- Grupa III: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,2186 < \mu_i \leq 0,3447\}$,
- Grupa IV: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \mu_i \leq 0,2186\}$.

Rysunek 3.4. Grupowanie powiatów metodą trzech median według wartości miernika kompleksowego w roku 2008



Uwaga: Liczby w nawiasach oznaczają liczebność poszczególnych grup, czyli liczbę należących do nich powiatów.

Źródło: Opracowanie własne.

3.3. Grupowanie powiatów względem wartości miernika

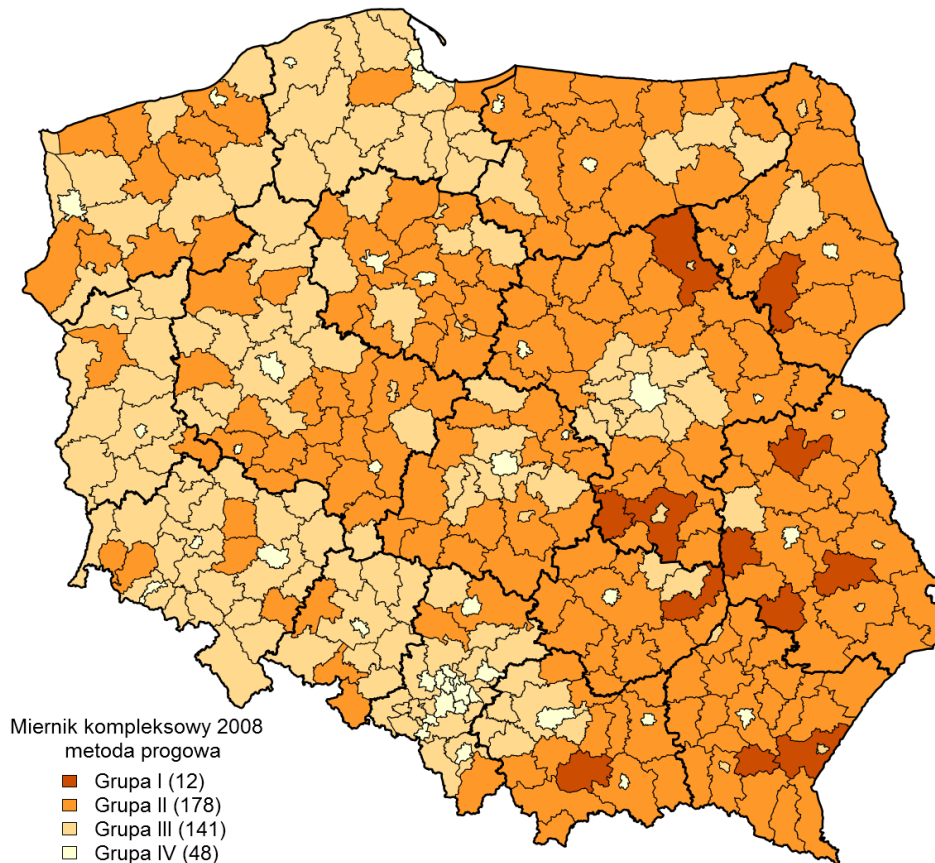
Uzyskany podział zwizualizowano na rys. 3.4. W zakresie liczebności poszczególnych grup nie widać tutaj istotnych różnic w stosunku do roku 2005 i grupowania otrzymanego tą samą metodą (por. rys. 3.2), podobnie zresztą jak w przypadku najważniejszych cech ich przestrzennego rozmieszczenia. Jednak jeżeli bliżej przyjrzeć się obu podziałom, to można dostrzec także pewne symptomatyczne odmierności. Na przykład liczba powiatów należących do grupy I (a zatem najbardziej dotkniętych ubóstwem) w województwie warmińsko – mazurskim zmniejszyła się istotnie, kosztem jednak powiększenia liczebności grupy II w tym przypadku. Podobnie powiaty: sieradzki i opoczyński w Łódzkiem „awansowały” do grupy II, zaś powiaty krotoszyński i słupecki w Wielkopolsce zanotowały regres i znalazły się w najslabszej grupie I. Z podobnego względu należałoby wspomnieć także o np. powiecie nowotomyskim w Wielkopolsce, który w 2005 r. znajdował się w grupie IV, aby w 2008 r. należeć do grupy II. Na tym tle szczególnie wyróżnia się powiat górski na Dolnym Śląsku, w którym problem ubóstwa zredukowano na tyle, że umożliwiło mu to przejście z grupy I do III. Z grupy II do IV przesunął się natomiast np. powiat strzelecki na Opolszczyźnie.

Zastosowanie metody progowej doprowadziło natomiast do określenia następujących grup:

- Grupa I: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \mu_i \geq 0,6649\}$,
- Grupa II: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,3447 \leq \mu_i < 0,6649\}$,
- Grupa III: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,0245 \leq \mu_i < 0,3447\}$,
- Grupa IV: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \mu_i < 0,0245\}$.

Przestrzenny rozkład tych grup obrazuje rys. 3.5. Zróznicowanie jest tutaj ponownie większe niż w przypadku użycia metody trzech median, aczkolwiek zasadnicze tendencje w obu przypadkach okazują się być podobne. W porównaniu do analogicznego grupowania otrzymanego dla roku 2005 (por. rys. 3.3) da się zauważyć trzykrotny wzrost liczebności grupy I, a zatem pogłębienie się problemu ubóstwa w niektórych regionach kraju. Jednakże nie było to tylko proste rozszerzenie, albowiem np. powiat kolneński w województwie podlaskim opuścił w tym czasie grupę I na rzecz przynależności do grupy II, podobnie jak powiat kolbuszowski w województwie podkarpackim. Pogorszenie się sytuacji w rozpatrywanym zakresie dało się

Rysunek 3.5. Grupowanie powiatów metodą progową według wartości miernika kompleksowego w roku 2008



Uwaga: Liczby w nawiasach oznaczają liczebność poszczególnych grup, czyli liczbę należących do nich powiatów.

Źródło: Opracowanie własne.

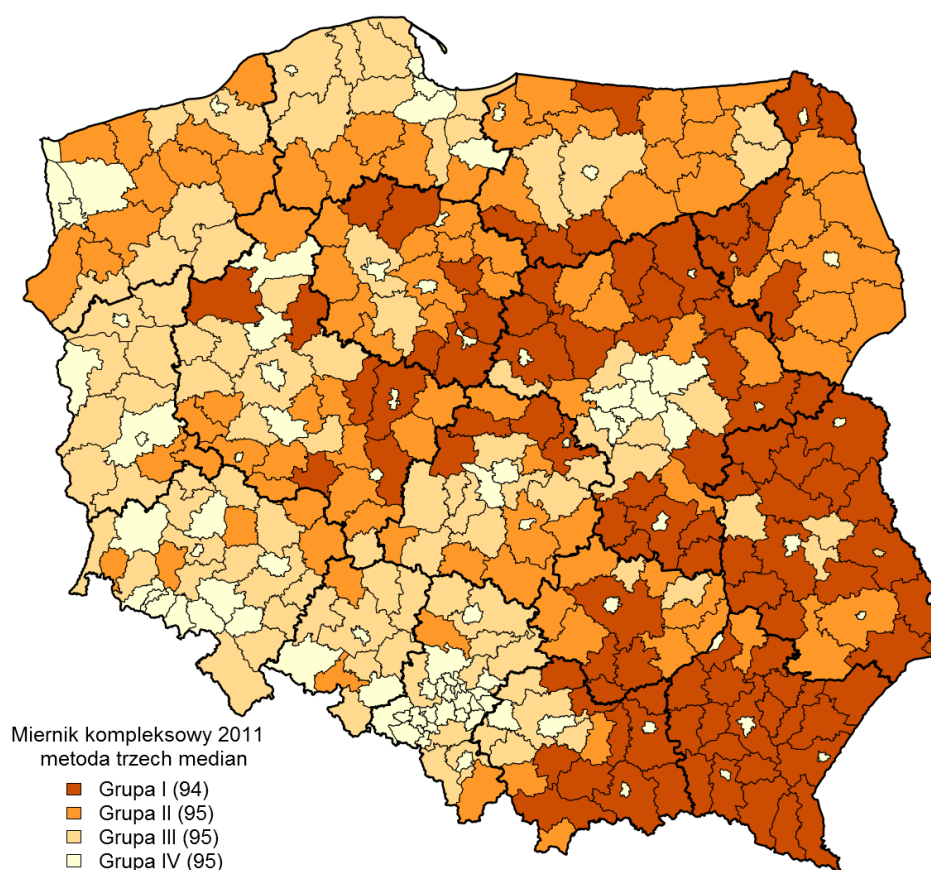
natomiast zauważyć w powiatach: wysokomazowieckim (województwo podlaskie), radzyńskim, opolskim, janowskim i krasnostawskim (województwo lubelskie), radomskim i przysuskim (województwo mazowieckie) oraz limanowskim (województwo małopolskie), jak również w powiecie przemyskim (województwo podkarpackie). W przypadku grup zawierających powiaty o najlepszej sytuacji w analizowanej dziedzinie (III i IV) także można zasobserwować pewne przemieszczenia między nimi w stosunku do 2005 r.

Grupowanie dokonane metodą trzech median dla roku 2011 pozwoliło uzyskać podział powiatów na takie oto klasy:

3.3. Grupowanie powiatów względem wartości miernika

- Grupa I: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \mu_i > 0,4179\}$,
- Grupa II: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,2968 < \mu_i \leq 0,4179\}$,
- Grupa III: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,1614 < \mu_i \leq 0,2968\}$,
- Grupa IV: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \mu_i \leq 0,1614\}$.

Rysunek 3.6. Grupowanie powiatów metodą trzech median według wartości miernika kompleksowego w roku 2011



Uwaga: Liczby w nawiasach oznaczają liczebność poszczególnych grup, czyli liczbę należących do nich powiatów.

Źródło: Opracowanie własne.

Rys. 3.6, który ilustruje ten podział, wygląda w zasadzie podobnie do analogicznego kartogramu dla roku 2008 (por. rys. 3.4). Jednak są tutaj i pewne różnice, czasem nawet znaczące. Na przykład powiat wągrowiecki w Wielkopolsce w 2011 należał do najgorszej grupy I,

podczas gdy trzy lata wcześniej znajdował się on w grupie III. Pogorszenie w zakresie ubóstwa (choć nieco mniej wyraziste) zanotował także inny niedaleki wielkopolski powiat – czarnkowsko–trzcianecki, podobnie jak powiat bartoszycki na Warmii i Mazurach. Znaczącą poprawę dało się za to dostrzec np. w powiecie oleckim we wschodniej części tego samego regionu, który z grupy I w 2008 r. przesunął się do grupy III. Przykładem opuszczenia czołowej grupy IV może być z kolei powiat stargardzki w Zachodniopomorskiem, który w 2011 r. znalazł się w skupisku II. Generalnie, właśnie szczególnie dużo powiatów północno–wschodniej Polski przemieściło się do tego skupienia. Jeżeli porówna się zaś ten kartogram z odpowiednim kartogramem dla roku 2005 (rys. 3.2), to dostrzeżemy istotny spadek ubóstwa wokół Warszawy, na Dolnym Śląsku i Opolszczyźnie kosztem północnej części kraju i częściowo Wielkopolski.

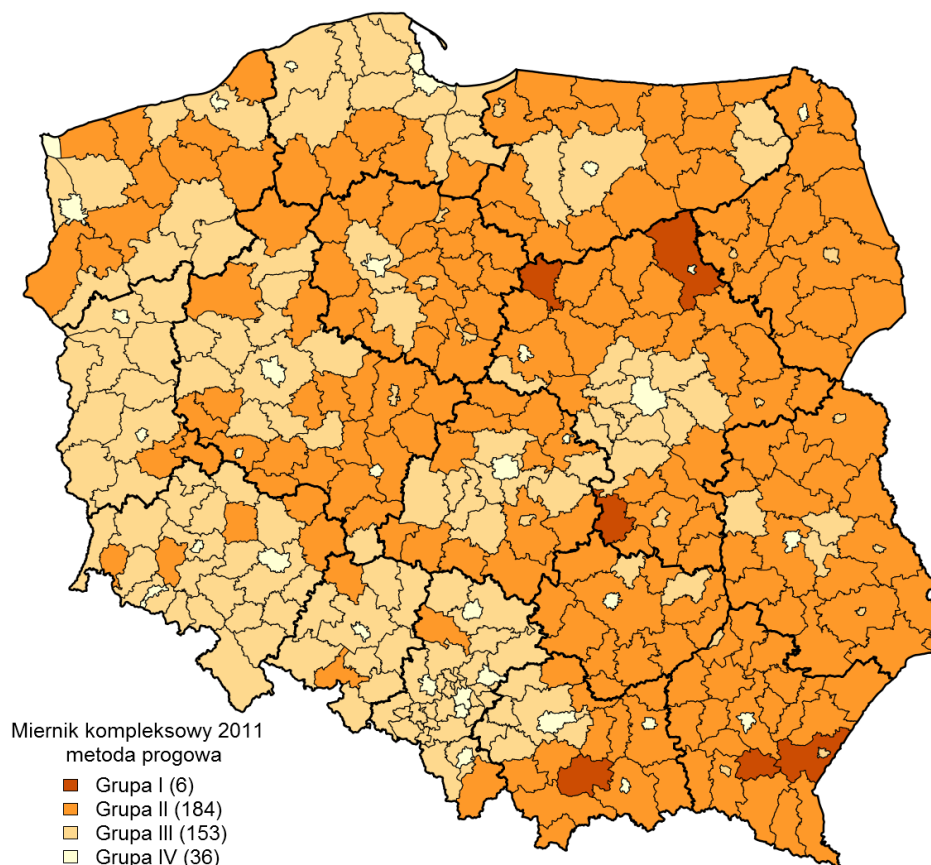
Do przeanalizowania pozostaje jeszcze grupowanie otrzymane dla 2011 r. metodą progową, o postaci

- Grupa I: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \mu_i \geq 0,6162\}$,
- Grupa II: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,2968 \leq \mu_i < 0,6162\}$,
- Grupa III: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : -0,0226 \leq \mu_i < 0,2968\}$,
- Grupa IV: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \mu_i < -0,0226\}$.

Rysunek 3.7 ukazuje, że w stosunku do roku 2008 najgorsza w analizowanym względzie grupa I zmniejszyła swą liczebność o połowę (por. rys. 3.5), jednak pozostaje ona liczniejsza niż w 2005 r. (por. rys. 3.3). Trwałą przynależność do tej najbardziej dotkniętej ubóstwem grupy przez cały ten okres wykazują dwa powiaty: ostrołęcki (województwo mazowieckie) oraz brzozowski (województwo podkarpackie). Grupa II okazała się ponownie liczniejsza aniżeli w podobnym grupowaniu dla okresu o trzy lata wcześniejszego, nieznacznie tylko ustępując w tym względzie swej postaci z roku 2005. Ubyło za to członków najlepszej grupy IV, która w 2011 r. liczyła najmniej powiatów spośród trzech badanych lat w grupowaniach uzyskanych metodą progową. Odbyło się to kosztem zwiększenia rozmiarów grupy II. Zmiany te spowodowane były głównie gorszą sytuacją części miast na prawach powiatu, na przykład spadkiem Elbląga (województwo warmińsko–mazurskie), Białegostoku i Łomży (województwo podlaskie), Torunia (województwo kujawsko–pomorskie) czy Siedlec (województwo mazowieckie), które z grupy IV w 2008 roku przemieściły

3.3. Grupowanie powiatów względem wartości miernika

Rysunek 3.7. Grupowanie powiatów metodą progową według wartości miernika kompleksowego w roku 2011



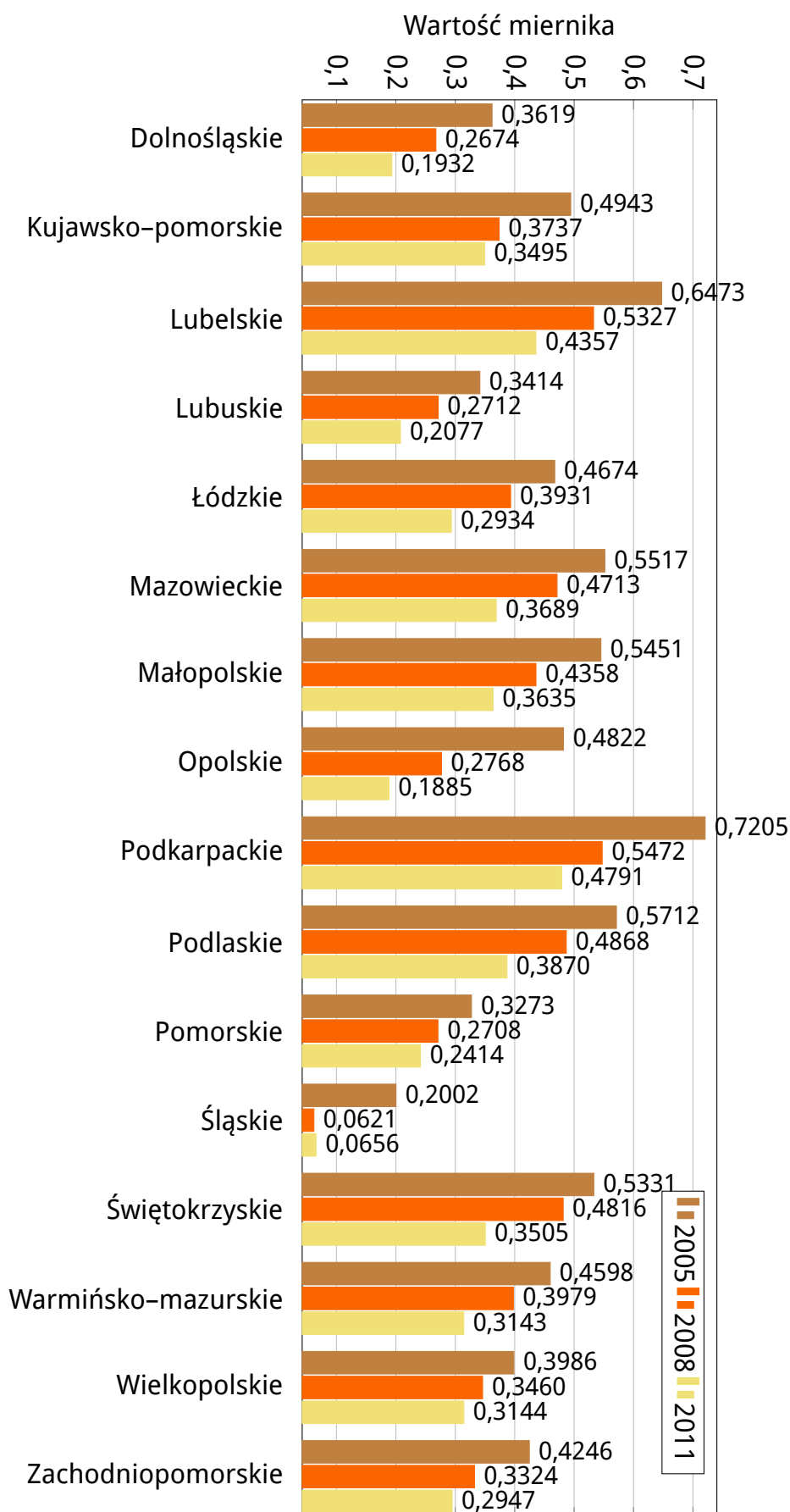
Uwaga: Liczby w nawiasach oznaczają liczebność poszczególnych grup, czyli liczbę należących do nich powiatów.

Źródło: Opracowanie własne.

się do słabszej, III. Stabilnie najlepsza sytuacja w analizowanym sześcioletnim okresie panowała w największych oraz wielu średnich miastach – do pierwszej kategorii należą np. Warszawa (województwo mazowieckie), Łódź (województwo łódzkie), Poznań (województwo Wielkopolskie) czy Wrocław (województwo dolnośląskie), do drugiej – m.in. Legnica (województwo dolnośląskie), Częstochowa (województwo śląskie), Kalisz (województwo wielkopolskie) czy Koszalin (województwo zachodniopomorskie).

3. Analiza taksonomiczna ubóstwa w Polsce w latach 2005, 2008 i 2011

Źródło: Opracowanie własne.



Rysunek 3.8. Wartości mediany miernika według województw w latach 2005, 2008 i 2011

3.3. Grupowanie powiatów względem wartości miernika

Na rysunku 3.8 ukazano mediany opisywanych tutaj wielkości powiatowych miernika w przekroju województw w rozpatrywanych latach. Jak można zauważyć, we wszystkich województwach zanotowano spadek wartości miernika a tym samym zmniejszenie się skali ubóstwa. Jednak w regionach wschodniej i południowej Polski (województwa: podkarpackie, lubelskie czy podlaskie) nadal stanowi ono istotny problem społeczny. Jednak i w tej części naszego kraju da się dostrzec pewne pozytywy: na przykład na Podlasiu ubóstwo zmniejszyło się niemal do poziomu obserwowanego w lepiej rozwiniętych gospodarczo Mazowieckiem czy Kujawsko-pomorskiem.

Estymacja stopy ubóstwa w Polsce w przekroju powiatów

W rozdziale tym omówione są wyniki estymacji stopy ubóstwa w Polsce w przekroju powiatów z wykorzystaniem metod jakie oferuje statystyka małych obszarów. Analiza uzyskanych wyników dotyczy lat 2005, 2008 i 2011 w odniesieniu do dynamicznych modeli obszarowych. Natomiast dla modelu EB, wykorzystującego dane ze spisu NSP 2011 przeprowadzone badanie dotyczyć będzie roku 2011. Opis modeli od strony matematycznej można znaleźć w rozdziale 2. Podsumowaniem rozdziału jest analiza zgodności uzyskanych szacunków dla modelu jednostkowego EB i dynamicznych modeli obszarowych z taksonomicznym miernikiem rozwoju, który szczegółowo został opisany w rozdziale 3. Ze względu na fakt, że na potrzeby konstrukcji odpowiednich modeli, podstawowym wykorzystywanym źródłem danych był EU-SILC na początku rozdziału dokonano kompleksowego opisu próby. Warto przy tym podkreślić, że badanie EU-SILC nie jest projektowane w taki sposób, aby móc uogólniać wyniki na powiaty. Z punktu widzenia pracy badawczej i terminologii statystyki małych obszarów powiaty stanowią tzw. nieplanowane domeny, dla których wykorzystując zmienne pomocnicze z innych źródeł, dokonuje się szacunków stopy ubóstwa.

4.1. Analiza próby

4.1.1. Wprowadzenie

Europejskie Badanie Dochodów i Warunków Życia (EU-SILC) jest przeprowadzane w Polsce od 2005 roku, kiedy to zostało wdrożone przez GUS na podstawie rozporządzenia Unii Europejskiej. Celem badania jest „dostarczenie porównywalnych dla krajów Unii Europejskiej danych dotyczących warunków życia ludności” [26]. Zakresem badania objętych jest wiele cech, m.in. demograficznych, dotyczących edukacji, stanu zdrowia, warunków mieszkaniowych, aktywności ekonomicznej oraz dochodów.

EU-SILC jest badaniem gospodarstw domowych dobieranych zgodnie z teorią metody reprezentacyjnej. Co roku losowanych jest około 24 000 mieszkań metodą bezpośredniego wywiadu. Zebrane w ten sposób dane pozwalają na publikowanie rezultatów w takich przekrojach terytorialnych, jak kraj oraz regiony (NUTS 1), a także w wybranych przekrojach przedmiotowych, m.in. grupy wieku czy grupy społeczno-ekonomiczne.

Z kolei na niższych poziomach agregacji przestrzennej wielkość próby jest na tyle mała, że niemożliwe jest oszacowanie interesujących parametrów z założoną precyzją z wykorzystaniem estymatora bezpośredniego. W tej części pracy zostanie przeanalizowana wielkość próby pod kątem możliwości wykorzystania metod statystyki małych obszarów.

4.1.2. Powiaty niereprezentowane

Biorąc pod uwagę analizowane lata (2005, 2008, 2011) odnotowano w próbie brak reprezentacji niektórych powiatów. W 2005 roku były to dwa powiaty, w 2008 jeden, a w roku 2011 już 4 powiaty w ogóle nie znalazły się w próbie badania. Z racji zastosowania modeli dynamicznych konieczne było także rozpatrywanie danych za okres 2005–2011. Brakujące powiaty, które nie znalazły się w próbie przedstawia kolejna tabela.

4. Estymacja stopy ubóstwa w Polsce w przekroju powiatów

Tabela 4.1. Powiaty niereprezentowane w EU-SILC w roku 2005, 2008 i 2011

rok	powiat	teryt
2005	białobrzeski	1401
2005	łosicki	1410
2008	wieruszowski	1018
2011	wieruszowski	1018
2011	proszowicki	1214
2011	moniecki	2008
2011	włoszczowski	2613

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4.2. Powiaty niereprezentowane w EU-SILC w latach 2005–2011

rok	powiat	teryt
2005	białobrzeski	1401
2005	łosicki	1410
2006	łosicki	1410
2008	wieruszowski	1018
2009	wieruszowski	1018
2010	wieruszowski	1018
2010	pyrzycki	3212
2011	wieruszowski	1018
2011	proszowicki	1214
2011	moniecki	2008
2011	włoszczowski	2613

Źródło: opracowanie własne.

W latach 2005–2011 niereprezentowanych powiatów było w sumie 11.

4.1.3. Reprezentacja osób ubogich w próbie

Kolejnym zagadnieniem, na które należy zwrócić uwagę, jest obecność gospodarstw domowych z danego powiatu w próbie, ale brak

wśród nich gospodarstw, które nie zaliczają się do kategorii ubogich - taka sytuacja także komplikuje zasadność wykorzystania estymacji bezpośredniej.

Takich powiatów odnotowano 78 i biorąc pod uwagę liczebność tej zbiorowości można stwierdzić, że brak reprezentantów gospodarstw ubogich stanowił podstawową przyczynę niemożności uzyskania oszacowania bezpośredniego. Problematiczne są także oszacowania, których błąd standardowy jest równy zero, pomimo występowania zmienności w powiecie. Uzyskanie takich wartości wynika z zastosowania programu SAS rekomendowanego przez Eurostat (metoda bootstrap). Powiatów, w których oszacowanie było dodatnie, natomiast wariancja równa 0 było 26.

W celu zapewnienia kompletności i spójności danych wszystkie wyżej wymienione powiaty zostały wyłączone z analizy na potrzeby konstrukcji odpowiednich dynamicznych modeli obszarowych. Na przełomie lat 2005–2011 było to w sumie 115 powiatów.

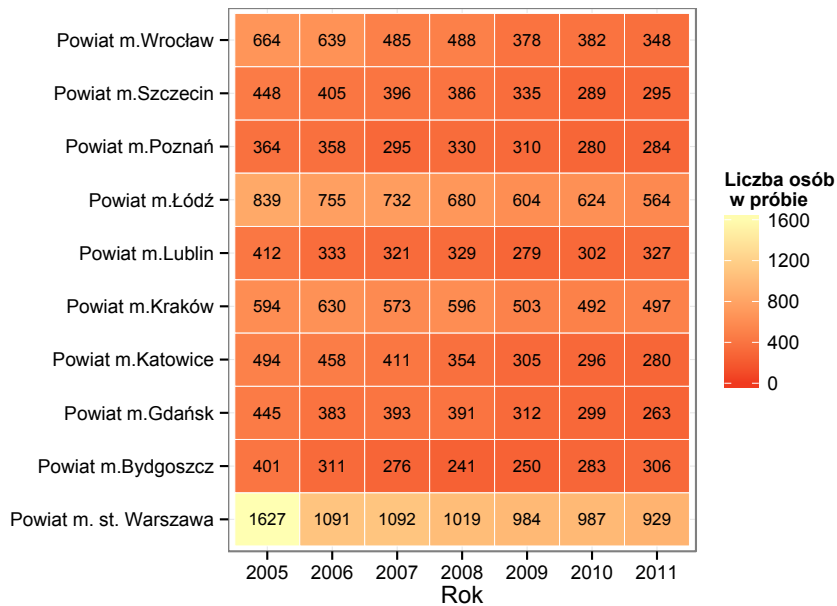
4.1.4. Liczebność próby w wybranych powiatach

W tym podpunkcie przedstawione są najważniejsze informacje na temat liczebności próby w przekroju powiatów. Ze względu na zbyt dużą liczbę powiatów w celach poglądowych zaprezentowane zostaną wykresy (tzw. mapy ciepła) dla dwóch typów powiatów tj. ze względu na specyfikę powiatów wyróżniono dwie grupy, w których rozpatrywano liczebności próby — miasta na prawach powiatu oraz pozostałe powiaty. Przeanalizowano liczebność próby w najliczniejszych oraz najmniej licznych powiatach jako kryterium przyjmując liczbę ludności w roku 2011.

Na rysunku (4.1) zaprezentowano liczebność próby w 10 największych miastach na prawach powiatu. Najliczniej reprezentowanym powiatem jest miasto stołeczne Warszawa, na kolejnych miejscach jest Łódź oraz Kraków. Wyraźnie widać zmiany zachodzące w czasie związane ze spadkiem liczebności próby w kolejnych latach. Największą zmianę odnotowano we Wrocławiu (spadek o 48%), Katowicach i Warszawie (po 43%) oraz w Gdańsku (41%). Z kolei najmniejszym zmniejszeniem się próby charakteryzuje się Kraków (16%), Lublin (21%) i Poznań (22%).

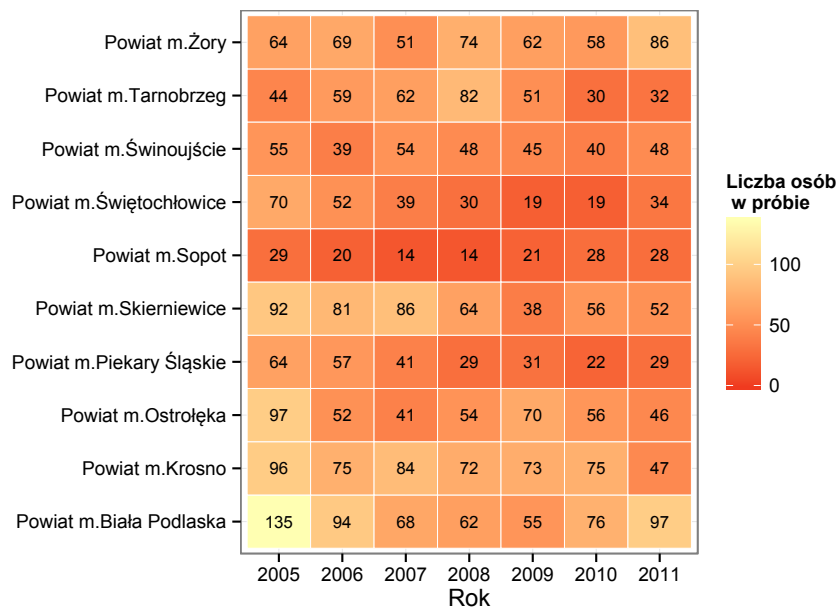
Następnie zostało przeanalizowanych 10 najmniejszych miast na prawach powiatu (4.2).

4. Estymacja stopy ubóstwa w Polsce w przekroju powiatów



Rysunek 4.1. Liczebność próby w 10 największych miastach na prawach powiatu

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 4.2. Liczebność próby w 10 najmniejszych miastach na prawach powiatu

Źródło: opracowanie własne.

4.1. Analiza próby

Spośród najmniej licznych powiatów największą bezwzględną liczebnością próby cechowały się Biała Podlaska, Żory i Skierniewice. Najmniejszą liczbę zbadanych osób w gospodarstwach domowych odnotowano w Sopocie. Analiza zmian liczebności w latach 2005–2011 wskazuje, że w roku 2011 w porównaniu do roku 2005 liczebność próby w Żorach wzrosła o 34%. Z kolei największe spadki zaobserwowano w Piekarach Śląskich (o 55%), Ostrołęce (53%) oraz Świętochłowicach i Krośnie (po 51%).

W tabeli (4.3) przedstawiono statystyki opisowe liczebności próby.

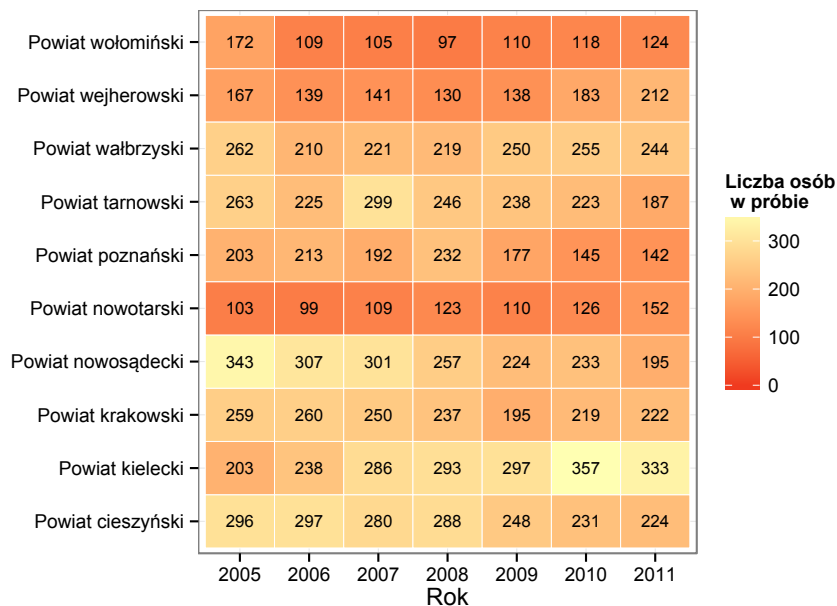
Tabela 4.3. Statystyki opisowe liczebności próby w miastach na prawach powiatu

Rok	N	Min	Q ₁	Mediana	Średnia	Q ₃	Max
2005	65	29	97	150	223	260	1627
2006	65	20	86	123	192	225	1091
2007	65	14	84	114	180	214	1092
2008	65	14	80	113	172	198	1019
2009	65	19	71	108	156	184	984
2010	65	19	73	108	155	182	987
2011	65	28	68	99	151	175	929

Źródło: opracowanie własne.

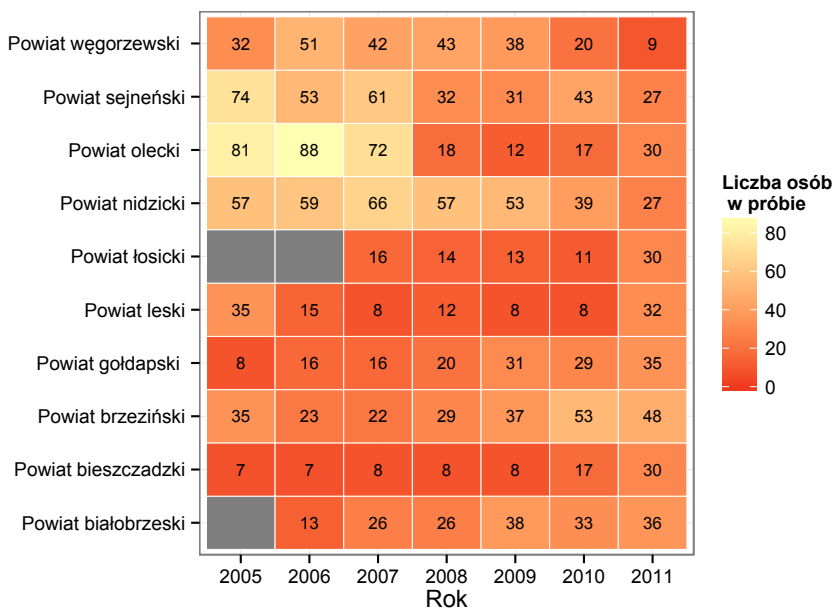
Na rysunkach (4.3) i (4.4) przedstawiono liczebność próby w wybranych pozostałych powiatach. Analizując pozostałe powiaty można zauważyć, że wielkość próby jest wyraźnie mniejsza od tej obserwowanej w miastach na prawach powiatu. W tym przypadku obserwuje się także nieco inne tendencje - w niektórych powiatach wielkość próby systematycznie rośnie. W porównaniu do roku 2005, w roku 2011 liczebność próby wzrosła w powiecie kieleckim (o 64%), nowotarskim (48%) i wejherowskim (27%). Z kolei największy spadek odnotowano w powiatach nowosądeckim (o 43%), poznańskim (30%) i tarnowskim (29%).

4. Estymacja stopy ubóstwa w Polsce w przekroju powiatów



Rysunek 4.3. Liczebność próby w 10 największych powiatach

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 4.4. Liczebność próby w 10 najmniejszych powiatach

Źródło: opracowanie własne.

4.1. Analiza próby

Następnie przeanalizowano najmniej liczne powiaty. Wśród 10 najmniej licznych powiatów znalazły się dwa, które w roku 2005 i 2006 w ogóle nie znalazły się w próbie. W pozostałych przypadkach liczebności są bardzo małe - np. w powiecie węgorszewskim w 2011 roku w próbie było 9 osób. Niemniej warto zauważyć, że w takich powiatach jak gołdapski i bieszczadzki wielkość próby wzrosła ponad trzykrotnie od roku 2005.

Statystyki opisowe dla liczebności próby w powiatach znajdują się w tabeli (4.5).

Tabela 4.5. Statystyki opisowe liczebności próby w powiatach

Rok	N	Minimum	Q_1	Mediana	Średnia	Q_3	Maksimum
2005	314	7	67	102	111	145	343
2006	314	6	62	97	104	135	307
2007	314	8	57	91	99	136	301
2008	314	3	54	89	96	128	293
2009	314	2	54	83	91	121	297
2010	314	1	49	75	87	120	357
2011	314	4	48	78	87	116	333

Źródło: opracowanie własne.

4.1.5. Jakość estymacji bezpośredniej

Modele statystyki małych obszarów, a zwłaszcza modele obszarowe jako zmienne objaśniane (wejściowe) wykorzystują szacunki bezpośrednie. Dlatego, aby szczegółowo ocenić jakość estymacji pośredniej należy w pierwszej kolejności ocenić oszacowania bezpośrednie. W związku z powyższym w niniejszym podrozdziale umieszczone zostaną informacje dotyczące estymatora bezpośredniego i jego precyzji w badaniu EU-SILC.

4.1.5.1. Oszacowania punktowe

Na wstępie należy zaznaczyć, że konstrukcja próby w badaniu EU-SILC nie uwzględnia powiatów jako jednej ze zmiennych warstwujących, co skutkuje losową obecnością powiatów w próbie. Tabela 4.7

4. Estymacja stopy ubóstwa w Polsce w przekroju powiatów

zawiera podstawowe statystyki opisowe dla lat 2005, 2008 oraz 2011 dla stopy ubóstwa oszacowanej estymatorem bezpośrednim na podstawie badania EU-SILC.

Tabela 4.7. Oszacowania stopy ubóstwa w powiatach w latach 2005–2011 na podstawie badania EU-SILC [%]

Rok	Minimum	Q_1	Średnia	Mediana	Q_3	Maksimum
2005	0.00	13.45	23.09	21.30	30.25	80.60
2008	0.00	9.45	19.61	17.60	26.40	91.20
2011	0.00	9.45	19.94	16.50	28.30	84.50

Źródło: Opracowanie własne.

Należy zwrócić uwagę, że w każdym roku pojawiają się oszacowania równe 0, które oznaczają, że w badanych powiatach nie było osób ubogich. Co istotniejsze, estymator bezpośredni wskazuje, że w niektórych powiatach wartości stopy ubóstwa wynoszą ponad 80%. Jednakże ogólna tendencja obserwowana w przypadku estymatora bezpośredniego oraz mediany wskazuje, że stopa ubóstwa w powiatach maleje.

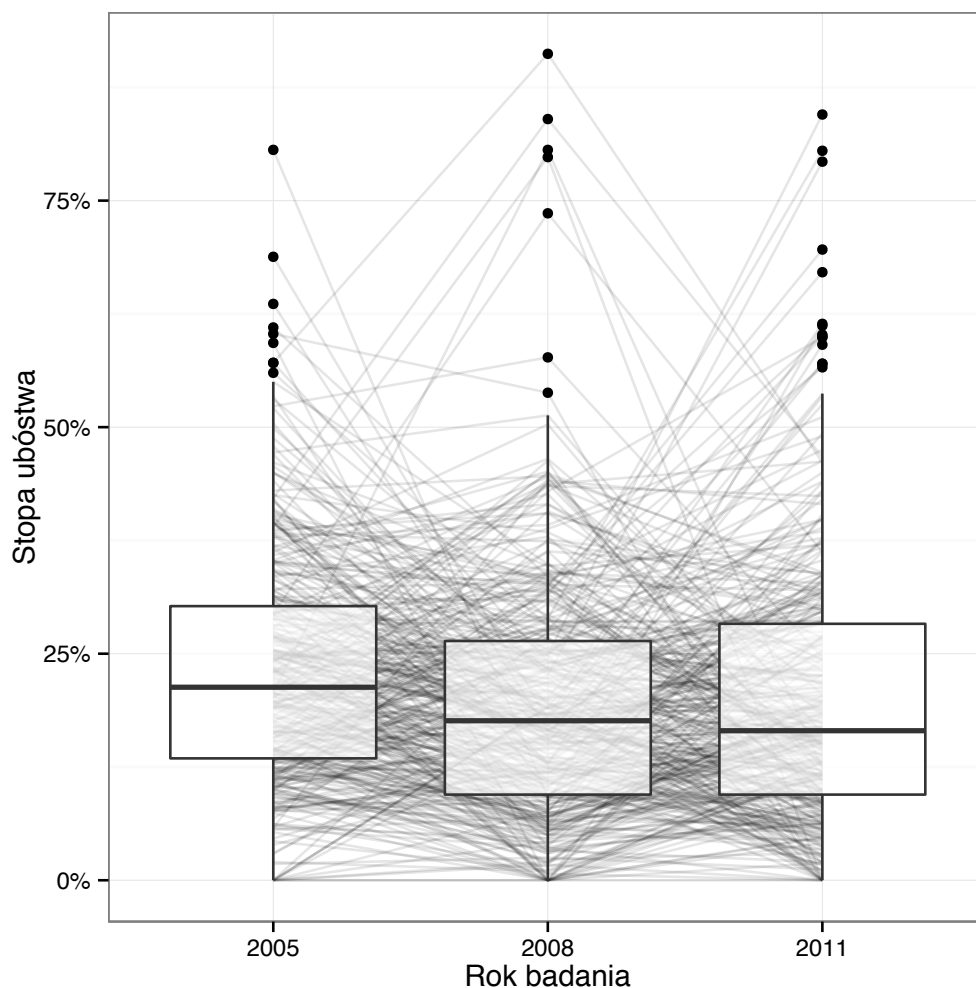
Wartości otrzymywane na podstawie danych z badania EU-SILC charakteryzują się bardzo dużą losowością i dla niektórych powiatów są nierzetelne. Dlatego, aby móc szacować modele obszarowe, należy wprowadzić pewne ograniczenia, o których mowa będzie w dalszej części raportu.

Kolejny problem ukazuje wykres 4.5 przedstawiający stopę ubóstwa w powiatach w latach 2005, 2008 i 2011 obliczoną z wykorzystaniem estymatora bezpośredniego. Wykres pudełkowy przedstawia rozkład badanej cechy według lat i wskazuje na silną asymetrię prawostronną. Istnieje grupa powiatów, dla których stopa ubóstwa jest bardzo wysoka, przekraczająca 60%. Natomiast, ważniejszy aspekt z punktu modelowania, przedstawiają szare linie umieszczone za wykresami pudełkowymi. Każda linia odpowiada jednemu powiatowi, a śledząc jej przebieg obserwujemy zmianę badanej cechy w czasie.

Analizując rysunek 4.5 zauważyć można powiaty, których stopa ubóstwa znacząco zmieniała się w latach 2005, 2008 i 2011. W niektórych przypadkach na początku badanego okresu wartość badanej cechy wynosiła poniżej 20%, podczas gdy w kolejnym rozważanym

4.1. Analiza próby

roku wzrastała do ponad 60%, aby w następnym okresie znów spaść poniżej 20%. Powiatów, których stopa ubóstwa, co do wartości bezwzględnej, zmieniła się w latach 2005–2011 o 10% jest 95, natomiast powyżej 15% jest 23, a powyżej 20% — 8 powiatów.



Rysunek 4.5. Rozkład oszacowań stopy ubóstwa w powiatach w latach 2005–2011 na podstawie badania EU-SILC

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 4.8 zawiera nazwy 23 powiatów, których badana cecha, co do wartości bezwzględnej, zmieniła się w badanym okresie ponad 15%. W tej grupie znajdują się dwa miasta – m.Toruń (wielkość próby wynosiła $n_{2005} = 269, n_{2008} = 215, n_{2011} = 152$) i m.Łomża (wielkość próby wynosiła $n_{2005} = 78, n_{2008} = 72, n_{2011} = 65$), natomiast analiza pozostałych powiatów nie wskazuje na przestrzenne zróżnicowanie.

4. Estymacja stopy ubóstwa w Polsce w przekroju powiatów

wanie. W przypadku większości powiatów wielkość próby była bardzo mała, jedynym odstającym powiatem jest powiat m. Toruń, który mimo dość dużej próby charakteryzował się fluktuacjami oszacowanej stopy ubóstwa.

Tabela 4.8. Powiaty charakteryzujące się największą fluktuacją stopy ubóstwa w latach 2005, 2008 i 2011

Powiat	Kod
inowrocławski	0407
m.Toruń	0463
lubelski	0609
żarski	0811
łowicki	1005
rawski	1013
mławski	1413
radomski	1425
sokołowski	1429
głubczycki	1602
kluczborski	1604
nyski	1607
jarosławski	1804
sokólski	2011
m.Łomża	2062
gliwicki	2405
kłobucki	2406
raciborski	2411
chodzieski	3001
kaliski	3007
turecki	3027
goleniowski	3204
koszaliński	3209

Źródło: Opracowanie własne.

4.1.5.2. Precyzja oszacowań

W kolejnym punkcie analizie poddano precyzję oszacowań używając współczynnika zmienności (w skrócie CV). Tabela 4.9 zawiera analizę

4.1. Analiza próby

precyzji estymacji bezpośredniej dla wszystkich powiatów w latach 2005, 2008 i 2011.

W 2005 roku średnia precyzja wynosiła 43%, natomiast w kolejnych latach obserwuje się jej spadek do przeciętnie 60%. Taką zmianę można tłumaczyć wzrostem obciążenia respondentów oraz frakcji braków odpowiedzi w badaniu EU-SILC, która z roku na rok była coraz większa.

Tabela 4.9. Współczynnik zmienności stopy ubóstwa w powiatach w latach 2005–2011 na podstawie badania EU-SILC [%]

Rok	Min	Q ₁	Średnia	Mediana	Q ₃	Max	Brak
2005	0.00	27.96	43.18	37.76	51.83	168.80	11
2008	0.00	35.88	53.53	47.27	63.90	232.30	15
2011	0.00	38.22	58.85	50.37	67.83	600.40	15

Źródło: Opracowanie własne.

W związku z wartościami odstającymi i zerowymi oszacowaniami stopy ubóstwa nie dla wszystkich powiatów możliwe było oszacowanie precyzji. W roku 2005 takich powiatów było 11, podczas gdy w kolejnych latach 15 (kolumna Brak w tabeli 4.9). Istnieje też grupa powiatów, dla których współczynnik zmienności był równy 0%. Oznacza to, że istnieją powiaty (dokładnie 43), których błąd standardowy oszacowania nie mógł być oszacowany (był tylko jeden reprezentant) lub wynosił 0 (wszyscy reprezentanci mieli tę samą wartość cechy).

Dodatkowo, w ramach analizowanego współczynnika zmienności możemy zauważyć wartości bardzo wysokie, przewyższające 100%. Najwyższy współczynnik w 2008 roku wynoszący 168.80% miał powiat m. Świnoujście (kod 3263, stopa ubóstwa 2%), w 2008 roku najwyższą wartość CV wynoszącą 232.30% zanotowano dla powiatu tucholskiego (kod 0416, stopa ubóstwa 1.7%), a w 2011 roku powiat myśliborski (kod 3210, stopa ubóstwa 3.8%) charakteryzował się współczynnikiem zmienności równym 600.40%. Jednakże, w próbie obecne były również powiaty, których stopa ubóstwa oraz błąd oszacowania były wysokie. Takimi powiatami są m.in.: bytowski (kod 2201, stopa ubóstwa 25.2%, CV 102%) w 2005 roku, golubsko-dobrzyński (kod 0405, stopa ubóstwa 19.4%, CV 107%) w 2008 roku oraz olecki (kod 2813, stopa ubóstwa 19.4, CV 107%) w 2011 roku. Dodatkowo, przedział ufności budowany dla tych powiatów mógł zawierać zero,

dolna granica mogła być mniejsza od 0 lub górna granica większa od 1.

Podsumowując analizę oszacowań bezpośrednich oraz ich wariacji należy wskazać dwa następujące problemy, które w znacznym stopniu będą wpływać na oszacowania modelowe: (1) wartości odstające stopy ubóstwa oraz (2) znaczące fluktuacje stopy ubóstwa między latami. Przyczynę takiej sytuacji należy upatrywać w losowej reprezentacji powiatów w próbie EU-SILC, która nie była zaprojektowana do dostarczania informacji na tak niskim poziomie agregacji. Dodatkowo, powyższe informacje o jakości estymacji bezpośredniej na poziomie powiatów w znacznym stopniu wpłynęły na selekcję powiatów w podejściu modelowym na poziomie obszarów. Aby zniwelować wpływ tych powiatów potrzebne są bardzo silne zmienne pomocnicze pochodzące z rejestrów administracyjnych lub spisów. Szczegóły doboru powiatów opisane zostały w kolejnej sekcji.

4.2. Analiza wyników modeli obszarowych

4.2.1. Opis procesu modelowania

Modele obszarowe dla badań wielookresowych wymagają, aby domeny były obserwowane we wszystkich okresach przyjętych do modelowania. Natomiast na poziomie powiatów, jak wynika z wcześniejszej analizy, pojawia się problem braku ciągłości. W polskim badaniu EU-SILC występują powiaty, które pojawiają się tylko w jednym lub kilku latach, a ich reprezentacja jest losowa. Dodatkowo, modele obszarowe charakteryzują się lepszymi oszacowaniami, gdy dostępny szereg czasowy jest długi. Oznacza to, że „pożyczanie” mocy w czasie poprzez uwzględnienie odpowiedniego efektu losowego znacząco poprawia precyzję oszacowań, gdy długość szeregu wzrasta.

W związku z powyższym zdecydowano, aby szacować modele obszarowe Rao i Yu [52] oraz uwzględniając wszystkie lata z okresu 2005–2011 (7 lat), natomiast wyniki przedstawić jedynie dla lat 2005, 2008 oraz 2011, które zostały określone w niniejszym projekcie.

W początkowym etapie modelowania dokonano doboru powiatów, który opierał się na następujących kryteriach: (1) wielkość próby w d -tym powiecie, w czasie t musi być większa od 0 ($n_{dt} > 0$), (2) odchylenie standardowe stopy ubóstwa musi być większe od 0 ($\sqrt{\psi_{dt}} >$

4.2. Analiza wyników modeli obszarowych

0). Pierwszy warunek określał, czy powiat był reprezentowany w próbie w danym okresie badania EU-SILC, drugi natomiast odnosił się do zróżnicowania jednostek w wylosowanych powiatach. Tabela 4.10 zawiera zestawienie liczebności powiatów w latach 2005–2011.

Tabela 4.10. Liczba powiatów obserwowanych we wszystkich latach 2005–2011

2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	Liczebność
1	1	1	1	1	1	1	325
1	1	1	1	1	1	0	6
1	1	1	1	1	0	1	1
1	1	1	1	1	0	0	2
1	1	1	1	0	1	1	2
1	1	1	1	0	0	1	1
1	1	1	1	0	0	0	3
1	1	1	0	1	1	1	5
1	1	1	0	0	1	1	2
1	1	1	0	0	0	1	1
1	1	1	0	0	0	0	1
1	1	0	1	1	1	1	4
1	1	0	1	1	0	0	1
1	1	0	1	0	1	0	1
1	1	0	0	1	1	1	3
1	1	0	0	0	0	0	2
1	0	1	1	1	1	1	2
1	0	0	1	0	0	1	1
1	0	0	0	1	1	1	1
0	1	1	1	1	1	1	5
0	1	1	1	0	1	1	1
0	1	1	0	1	1	1	1
0	1	0	1	1	1	1	2
0	1	0	0	1	1	1	1
0	0	1	1	1	1	1	1
0	0	0	1	0	0	1	1
0	0	0	0	0	1	1	1
0	0	0	0	0	0	1	1
0	0	0	0	0	0	1	2

Źródło: Opracowanie własne.

Każdy wiersz poniższej tabeli składa się z 7 kolumn zawierających wartości 1 albo 0 oraz ostatniej kolumny, określającej liczbę powiatów spełniających dany wzorzec. Wartość 1 oznaczała, że powiat był obserwowany w roku t , natomiast 0 wstawiana była w przeciwnym przypadku. Powiatów, które spełniały dwa powyższe warunki (re-

4. Estymacja stopy ubóstwa w Polsce w przekroju powiatów

prezentacja we wszystkich latach, odchylenie standardowe większe od 0) było 325, natomiast 54 powiaty, przy powyższych ograniczeniach, nie brały udziału w estymacji modeli.

Jednakże, w świetle informacji zawartych w sekcji 4.1.5., powyższe warunki nie były wystarczające. Wynikało to z faktu występowania w próbie powiatów, dla których oszacowania stopy ubóstwa były bardzo niskie lub bardzo wysokie.

Tabela 4.11 zawiera kwantyle rozkładu oszacowań estymatora stopy ubóstwa w powiatach w latach 2005–2011. Wartości zawarte w tej tabeli posłużyły do dodatkowego ograniczenia próby. Należy zauważyć, że większość powiatów znajdowała się w przedziale 2.20%–45.10% (90% wszystkich powiatów). Dlatego, jako dodatkowe ograniczenie na potrzeby estymacji modeli obszarowych, zastosowano ucięcie rozkładu stopu ubóstwa do przedziału (2.20%, 45.10%). Taki zabieg umożliwił urealnienie stopy ubóstwa, która służyła jako wartość objaśniana w modelach obszarowych.

Tabela 4.11. Rozkład oszacowań estymatora bezpośredniego stopy ubóstwa w powiatach w latach 2005–2011

Kwantyl	1%	2.5%	5%	25%	50%	75%	95%	97.5%	99%
Ubóstwo [%]	0.00	0.00	2.20	10.60	18.20	28.10	45.10	52.24	61.10

Źródło: Opracowanie własne.

Ostatecznie, po nałożeniu na warunki wielkości próby i odchylenia standardowego ograniczenia rozkładu 5% dołu i z góry, do analizy uwzględniono 234 powiatów, co stanowiło 61.74% wszystkich powiatów.

Kartogram 4.6 przedstawia przestrzenne zróżnicowanie 234 wybranych powiatów. Kolorem szarym oznaczono te powiaty, które zostały uwzględnione w modelowaniu, natomiast kolorem białym, które nie brały udziału w tym procesie. Analizując kartogram należy zauważyć, że powiaty Polski południowo-wschodniej oraz północno-zachodniej są mniej licznie reprezentowane. Szczegółowy wykaz powiatów, które wzięły udział w modelowaniu można również znaleźć w pliku Excela stanowiącym integralną część raportu. Należy zaznaczyć, że modele Rao i Yu [52] oraz Fay i Diallo [19] w swojej pierwotnej postaci zakładają, że wszystkie domeny są reprezentowane w badanym okresie.



Czy powiat był uwzględniony w modelu? TAK NIE

Rysunek 4.6. Przestrzenne zróżnicowanie powiatów uwzględnionych w procesie budowania modeli obszarowych

Źródło: Opracowanie własne.

W przypadku powiatów, które nie brały udziału w procesie modelowania, estymacja oraz precyzja będzie szacowana na podstawie części syntetycznej, bez uwzględnienia efektów losowych, tj. $x'_{dt}\beta$ pozbawionej efektu losowego dla domeny oraz efektu skorelowania w czasie. Oszacowania $x'_{dt}\beta$ dla obydwu modeli mogą być zbliżone. Natomiast, estymacja MSE ogranicza się do części syntetycznej danej wzorem (4.1) i jej wartości będą niższe, niż dla powiatów wykorzystanych w procesie modelowania.

$$\text{out-of-sample}MSE(\mu_{dt}) = \text{diag}(x_{dt}(x'_{dt}V^{-1}(\theta)x_{dt})^{-1}x'_{dt}), \quad (4.1)$$

gdzie $V(\theta)$ jest macierzą kowariancji estymowaną w odpowiednim modelu, $\theta = (\sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)'$ jest wektorem estymowanych parametrów, x_{dt} jest wektorem zmiennych pomocniczych w d -tej domenie w czasie t .

Istotnym elementem modelowania jest wybór zmiennych pomocniczych, które są związane z badanym zjawiskiem. W modelach statystyki małych obszarów zakłada się, że losowość wynika jedynie ze schematu doboru próby (wariancji oszacowań), natomiast zmienne pomocnicze winny pochodzić z rejestrów lub spisów. Źródła te pozbawione są błędu losowego, ponieważ zakłada się, że pokrywają całą populację.

Kryteria doboru oraz poziom agregacji (LAU-1) w znacznym stopniu ograniczały zbiór możliwych zmiennych pomocniczych. Część informacji na poziomie powiatów pochodziła jedynie z NSP 2011, natomiast większość zmiennych dostępnych w Banku Danych Lokalnych uniemożliwiała zastosowanie ze względu na brak informacji na poziomie powiatów. Dlatego w ramach dyskusji w zespole odpowiedzialnym za estymację stopy ubóstwa oraz uwzględnieniu powyższych problemów, wyodrębniono następujące zmienne:

- Stopa bezrobocia rejestrowanego (Bezrobocie) – Udział zarejestrowanych bezrobotnych w cywilnej ludności aktywnej zawodowo, tj. bez pracowników jednostek budżetowych, prowadzących działalność w zakresie obrony narodowej i bezpieczeństwa publicznego.
- Udział pracujących w rolnictwie, leśnictwie, łowiectwie i rybactwie we wszystkich pracujących (Udział sekcji A) – Bez podmiotów gospodarczych o liczbie pracujących do 9 osób, duchownych i pracujących w jednostkach budżetowych działających w zakresie obrony narodowej i bezpieczeństwa publicznego. Dane łącznie z rolnictwem indywidualnym i pracującymi w organizacjach, fundacjach, związkach (SOF), według faktycznego miejsca pracy i rodzaju działalności.
- Świadczenia na rzecz osób fizycznych w mln zł na jednego pracującego (Świadczenia)¹ – obejmują wydatki budżetu państwa kierowane, na podstawie odrębnych przepisów, bezpośrednio lub pośrednio do osób fizycznych, a niebędące wynagrodzeniem

¹<http://www.sejm.gov.pl/Sejm7.nsf/BASLeksykon.xsp?id=D908ED5B5B1C29EFC1257A560047ACA5&litera=W>

4.2. Analiza wyników modeli obszarowych

za świadczoną pracę (Ustawa z dnia 27 sierpnia 2009 r. o finansach publicznych (t. j. DZ. U z 2013 r., poz. 885 ze zm., art. 124 ust. 2).

- Ludność w wieku nieprodukcyjnym do wszystkich pracujących (Nieprodukcyjni) – na wiek nieprodukcyjny składa się wiek przedprodukcyjny, w którym ludność nie osiągnęła jeszcze zdolności do pracy, tj. grupa wieku 0–14 lat oraz wiek poprodukcyjny, w którym osoby zazwyczaj kończą pracę zawodową, tj. dla mężczyzn - 65 lat i więcej, dla kobiet - 60 lat i więcej.
- Klasy wielkości miejscowości (KLM) – została utworzona w następujący sposób:
 - 0 – wieś,
 - 1 – miasto poniżej 100 000 mieszkańców,
 - 2 – miasto o liczbie mieszkańców z przedziału [100 000, 200 000),
 - 3 – miasto o liczbie mieszkańców z przedziału [200 000, 500 000),
 - 4 – miasto z więcej niż 500 000 mieszkańcami.
- Województwo (Województwo) – jako referencyjny poziom zostało przyjęte województwo mazowieckie. Włączono do modelu, aby uwzględnić hierarchiczność podziału administracyjnego.

W ostatnim kroku zmodyfikowano wariancję wynikającą ze schematu losowania. Przesłanką do tego były wysokie wartości błędów standardowych oszacowanych metodą bootstrap. Takie podejście rekomendowane jest w przypadku, gdy oszacowanie wariancji jest niewiarygodne i zastępuje się ją wariancją wygładzoną (ang. *smoothed*) ([53, str. 77],[76, str. 225]). Istnieje wiele podejść, m.in. wykorzystanie uogólnionej funkcji wariancji lub przybliżenie wariancją pochodzącą z założonego rozkładu dla zmiennej objaśnianej. W projekcie, na potrzeby estymacji, wariancję przybliżono według wzoru (4.2):

$$\hat{\psi}_{dt}^{smooth} = \frac{\hat{y}_{dt} \times (1 - \hat{y}_{dt})}{n_{dt}}, \quad (4.2)$$

gdzie: $\hat{\psi}_{dt}^{smooth}$ oznacza wygładzoną wariancję estymatora bezpośredniego, \hat{y}_{dt} oszacowanie estymatora bezpośredniego w d -tej domenie w czasie t , a n_{dt} oznacza wielkość próby w d -tej domenie w czasie t .

Wszelkie powyższe obliczenia wykonano w programie R (R Core Team, 2015, [45]) wykorzystując dodatkowe pakiety rozszerzające możliwości analizy danych. W szczególności wykorzystano pakiet `sae2` Fay i Diallo [20] oraz funkcję `eblupRY` do estymacji modelu Rao i Yu [52] oraz `eblupDyn` do estymacji modelu Fay i Diallo [19]. W obydwu przypadkach funkcje zwracały oszacowane stopy ubóstwa dla powiatów wybranych do estymacji modelu (EBLUP oraz MSE). Natomiast w przypadku powiatów, które nie były uwzględnione przy estymacji modelu przygotowano autorski skrypt, który zawierał estymację syntetyczną (na podstawie efektów stałych) oraz estymację wariancji daną wzorem (4.1).

4.2.2. Wyniki estymacji modelu Rao i Yu [52]

W poniższej sekcji omówione są wyniki estymacji stopy ubóstwa na poziomie powiatów z wykorzystaniem modelu Rao i Yu [52]. W pierwszej kolejności dyskusji poddane są wyniki oszacowania parametrów stałych w modelu Rao i Yu [52] zawarte w tabeli 4.12. Wykorzystane zmienne mają poprawne znaki, ponieważ wszystkie badane zmienne powinny mieć charakter stymulujący stopę ubóstwa tj. wraz ze wzrostem danej zmiennej stopa ubóstwa rośnie. Największy wpływ na stopę ubóstwa ma stopa bezrobocia rejestrowanego, jeżeli bezrobocie wzrośnie o jednostkę (1 p.p.), *ceteris paribus*, stopa ubóstwa wzrośnie o 0.3 p.p. W mniejszym stopniu, jednak nadal istotnie, wpływa udział pracujących w sekcji A do wszystkich pracujących.

W tym przypadku, gdy omawiana zmienna wzrośnie o 1.p.p., *ceteris paribus*, stopa ubóstwa wzrośnie o 0.11 p.p. Wielkość świadczeń wypłacanych na jednego pracującego w ramach budżetów JST oraz udział osób w wieku nieprodukcyjnym (tzw. obciążenie demograficzne) również dodatnio wpływają na stopę ubóstwa.

Również poprawne znaki mają klasy wielkości miejscowości, które wraz ze wzrostem liczby mieszkańców (w porównaniu do wsi, *ceteris paribus*), powodują spadek ubóstwa w powiatach. Istotnym wpływem, w sensie statystycznym, województw w odniesieniu do mazowieckiego charakteryzuje się województwo świętokrzyskie (dodatni wpływ), pomorskie (dodatni wpływ), lubelskie (dodatni wpływ) oraz podkarpackie (dodatni wpływ). Oznacza to, że w tych województwach stopa ubóstwa jest znacząco wyższa niż w powiatach województwa mazowieckiego. Dodatkowo, należy pamiętać, że efekt województwa

4.2. Analiza wyników modeli obszarowych

Tabela 4.12. Oszacowania parametrów w modelu Rao i Yu [52] dla 234 powiatów uwzględnionych w modelowaniu

Zmienna	Parametr	Błąd	Statystyka t	Istotność
Wyraz wolny	-0.0140	0.0550	-0.2540	0.7995
Bezrobocie	0.3130	0.0489	6.4059	0.0000
Udział sekcji A	0.1067	0.0295	3.6199	0.0003
Świadczenia	0.0334	0.0149	2.2419	0.0250
Nieprodukcyjni	0.1773	0.0987	1.7970	0.0723
KLM – 1	-0.0252	0.0226	-1.1142	0.2652
KLM – 2	-0.0342	0.0208	-1.6452	0.0999
KLM – 3	-0.0412	0.0210	-1.9678	0.0491
KLM – 4	-0.0442	0.0235	-1.8815	0.0599
Woj 02	0.0154	0.0154	0.9990	0.3178
Woj 04	0.0252	0.0159	1.5790	0.1143
Woj 06	0.0548	0.0178	3.0861	0.0020
Woj 08	0.0278	0.0183	1.5166	0.1294
Woj 10	0.0221	0.0143	1.5496	0.1212
Woj 12	-0.0022	0.0159	-0.1407	0.8881
Woj 16	0.0394	0.0219	1.7963	0.0724
Woj 18	0.0299	0.0150	1.9911	0.0465
Woj 20	-0.0158	0.0183	-0.8674	0.3857
Woj 22	0.0319	0.0162	1.9746	0.0483
Woj 24	0.0047	0.0137	0.3404	0.7335
Woj 26	0.0465	0.0179	2.5938	0.0095
Woj 28	-0.0017	0.0186	-0.0903	0.9281
Woj 30	0.0177	0.0142	1.2524	0.2104
Woj 32	0.0343	0.0204	1.6759	0.0938
$\hat{\sigma}_1^2$	0.0004	0.0003		
$\hat{\sigma}_2^2$	0.0037	0.0002		
$\hat{\rho}$	0.4831	0.0451		
R^2	66.79			

Bezrobocie – stopa bezrobocia rejestrowanego; Udział sekcji A – udział pracujących w rolnictwie, leśnictwie, łowiectwie i rybołówstwie we wszystkich pracujących; Świadczenia – Świadczenia na rzecz osób fizycznych w mln zł na jednego pracującego; Nieprodukcyjni – Ludność w wieku nieprodukcyjnym do wszystkich pracujących; KLM – Klasy wielkości miejscowości, Woj – Województwo wraz z numerem (poziom referencyjny województwo mazowieckie, 02 - dolnośląskie, 04 - kujawsko-pomorskie, 06 - lubelskie, 08 - lubuskie, 10 - łódzkie, 12 - małopolskie, 14 - mazowieckie, 16 - opolskie, 18 - podkarpackie, 20 - podlaskie, 22 - pomorskie, 24 - śląskie, 26 - świętokrzyskie, 28 - warmińsko-mazurskie, 30 - wielkopolskie, 32 - zachodniopomorskie); σ_1^2 wariancja efektu losowego dla powiatu, σ_2^2 wariancja efektu losowego dla powiatu skorelowanego w czasie, ρ autokorelacja efektu losowego dla domeny w czasie; R^2 procent wariancji wyjaśnionej przez model.

Źródło: Opracowanie własne.

jest już oczyszczony z efektów powiatów (które są efektem losowym w modelach, zwłaszcza Warszawy), co pozwala na interpretacje poziomów między województwami.

Tabela 4.12 zawiera w dolnej części oszacowania parametrów dla 234 powiatów związanych z efektami losowymi w modelu Rao i Yu [52]. Model ten zakładał istnienie dwóch efektów – powiatu w danym czasie oraz powiatu skorelowanego w czasie. Analizując tabelę 4.12 należy zauważyć, że wariancja dla efektu losowego skorelowanego w czasie (σ_2^2) jest zdecydowanie większa niż dla efektu domeny w danym czasie ($\hat{\sigma}_1^2$). Oznacza to, że na sytuację w powiecie w znaczącym stopniu wpływa sytuacja z okresu poprzedniego. Informuje o tym również parameter autokorelacji $\hat{\rho}$, który wynosi blisko 50%. Wartość ta oznacza, że sytuacja w powiecie w czasie t w blisko połowie zależy od tego jaka była sytuacja powiatu w roku poprzednim. Model ten wyjaśnił również około 67% zmienności stopy ubóstwa w modelowanych powiatach.

4.2.3. Wyniki estymacji modelu Fay i Diallo [19]

W tym punkcie omówione są wyniki estymacji modelu Fay i Diallo [19]. Tabela 4.13 zawiera oszacowane zarówno parametry stałe, jak i związane z efektami losowymi. Podobnie, jak w przypadku modelu Rao i Yu [52] zmienne mają poprawne znaki tj. wraz ze wzrostem rozważanej w modelu zmiennej stopa ubóstwa rośnie. Raz jeszcze największy wpływ na stopę ubóstwa ma stopa bezrobocia rejestrowanego, przy czym jest ona nieznacznie silniejsza od zawartej w modelu Rao i Yu [52]. Oznacza, że wraz ze stopy bezrobocia rejestrowanego o jednostkę (1 p.p.), ceteris paribus, stopa ubóstwa wzrośnie o 0.31 p.p. Kolejny istotny wpływ ma zmienna określająca udział osób zatrudnionych w sekcji A do wszystkich pracujących.

W tym przypadku, gdy omawiana zmienna wzrośnie o 1 p.p., ceteris paribus, stopa ubóstwa wzrośnie o 0.11 p.p.. Dwie kolejne zmienne, wysokość świadczeń wypłacanych na jednego pracującego w ramach budżetów JST (w mln złotych) oraz udział osób w wieku nieprodukcyjnym również w dodatni sposób wpływają na stopę ubóstwa.

Kolejne rozważne zmienne, klasa wielkości miejscowości oraz województwo również posiadają poprawne znaki. Wraz ze wzrostem wielkości miejscowości, w porównaniu do wsi, spada odsetek ubogich gospodarstw domowych. Największy spadek obserwowany jest

4.2. Analiza wyników modeli obszarowych

Tabela 4.13. Oszacowania parametrów w modelu Fay'a i Diallo [19] dla 234 powiatów uwzględnionych w modelowaniu

Zmienna	Parametr	Oszacowanie	Statystyka t	Istotność
Wyraz wolny	-0.0099	0.0544	-0.1820	0.8556
Bezrobocie	0.3079	0.0481	6.3993	0.0000
Udział sekcji A	0.1091	0.0289	3.7726	0.0002
Świadczenia	0.0342	0.0146	2.3448	0.0190
Nieprodukcyjni	0.1718	0.0977	1.7596	0.0785
KLM – 1	-0.0273	0.0220	-1.2411	0.2146
KLM – 2	-0.0347	0.0203	-1.7077	0.0877
KLM – 3	-0.0413	0.0204	-2.0241	0.0430
KLM – 4	-0.0433	0.0227	-1.9045	0.0568
Woj 02	0.0145	0.0150	0.9683	0.3329
Woj 04	0.0255	0.0155	1.6504	0.0989
Woj 06	0.0539	0.0172	3.1270	0.0018
Woj 08	0.0269	0.0178	1.5126	0.1304
Woj 10	0.0217	0.0138	1.5682	0.1168
Woj 12	-0.0028	0.0154	-0.1853	0.8530
Woj 16	0.0395	0.0213	1.8520	0.0640
Woj 18	0.0273	0.0146	1.8761	0.0606
Woj 20	-0.0163	0.0177	-0.9163	0.3595
Woj 22	0.0317	0.0157	2.0219	0.0432
Woj 24	0.0037	0.0133	0.2780	0.7810
Woj 26	0.0462	0.0174	2.6592	0.0078
Woj 28	-0.0027	0.0181	-0.1484	0.8820
Woj 30	0.0157	0.0137	1.1447	0.2523
Woj 32	0.0351	0.0199	1.7676	0.0771
	$\hat{\sigma}_1^2$	0.0038	0.0002	
	$\hat{\sigma}_2^2$	0.0047	0.0006	
	$\hat{\rho}$	0.5306	0.0297	
	R^2	66.79		

Bezrobocie – stopa bezrobocia rejestrowanego; Udział sekcji A – udział pracujących w rolnictwie, leśnictwie, łowiectwie i rybactwie we wszystkich pracujących; Świadczenia – Świadczenia na rzecz osób fizycznych w mln zł na jednego pracującego; Nieprodukcyjni – Ludność w wieku nieprodukcyjnym do wszystkich pracujących; KLM – Klasy wielkości miejscowości, Woj – województwo wraz z numerem (poziom referencyjny woj. mazowieckie, 02 - dolnośląskie, 04 - kujawsko-pomorskie, 06 - lubelskie, 08 - lubuskie, 10 - łódzkie, 12 - małopolskie, 14 - mazowieckie, 16 - opolskie, 18 - podkarpackie, 20 - podlaskie, 22 - pomorskie, 24 - śląskie, 26 - świętokrzyskie, 28 - warmińsko-mazurskie, 30 - wielkopolskie, 32 - zachodniopomorskie); σ_1^2 wariancja efektu losowego dla powiatu, σ_2^2 wariancja efektu losowego dla powiatu skorelowanego w czasie, ρ autokorelacja efektu losowego dla domeny w czasie; R^2 procent wariancji wyjaśnionej przez model.

Źródło: Opracowanie własne.

dla miast powyżej 500 tys. mieszkańców i wynosi -0.04 p.p. Podobnie, jak w modelu Rao i Yu [52] istotnym wpływem, w sensie statystycznym, charakteryzuje się zmienna określająca przynależność do województwa. Zmienna ta uwzględniona w modelu pozwala na włączenie efektu hierarchicznego. Największą różnicę w porównaniu do województwa mazowieckiego obserwuje się w województwie świętokrzyskim oraz lubelskim. Parametry dla tych województw należy interpretować jako efekt województwa oczyszczony z powiatów. Wyniki wskazują, że te dwa województwa z Polski południowo-wschodniej charakteryzują się znacznym odchyleniem stopy ubóstwa w porównaniu do województwa mazowieckiego.

Tabela 4.13 w dolnej części zawiera oszacowania parametrów związanych z efektami losowymi. W przeciwieństwie do modelu Rao i Yu [52] model zakłada, że efekt losowy dla powiatu jest niestacjonarny w czasie, tj. zmienia się, natomiast część tej zmiany jest uwzględniona pośrednio w autokorelacji w czasie. W porównaniu do modelu Rao i Yu [52] efekt dla domeny (σ_2^2) jest zdecydowanie silniejszy, i bliższy efektowi skorelowania w czasie ($\hat{\sigma}_1^2$). Oznacza to, że średni poziom stopy ubóstwa w badanych latach nie jest stały i ulega zmianie. Jest to istotna wartość wynikająca z modelu Fay i Diallo [19]. Dodatkowo, informuje o tym również parametr autokorelacji $\hat{\rho}$, który wynosi ponad 50% (0.5306). Wartość ta oznacza, że sytuacja w powiecie w czasie t w ponad połowie zależy od tego, jaka była sytuacja powiatu w roku poprzednim.

4.2.4. Porównanie modeli Rao i Yu [52] oraz Fay'a i Diallo [19]

W ostatnim punkcie poświęconym modelom obszarowym dla badań powtarzalnych porównane są oszacowania uzyskane na podstawie modeli oraz precyzja ich oszacowań. Wybrane są również charakterystyczne powiaty, w których zaobserwowano duże zmiany z okresu na okres. Tabela 4.14 zawiera porównanie oszacowań stopy ubóstwa według estymatora bezpośredniego oraz podejścia modelowego.

We wszystkich latach przeciętny poziom stopy ubóstwa w powiatach jest zbliżony i wynosi w 2005 roku powyżej 20 %. W następnych latach obserwowany jest nieznaczny spadek do blisko 18%. Największe różnice w oszacowaniach są zauważalne dla wartości maksymal-

4.2. Analiza wyników modeli obszarowych

Tabela 4.14. Statystyki opisowe oszacowań punktowych stopy ubóstwa w powiatach w Polsce w latach 2005, 2008 i 2011

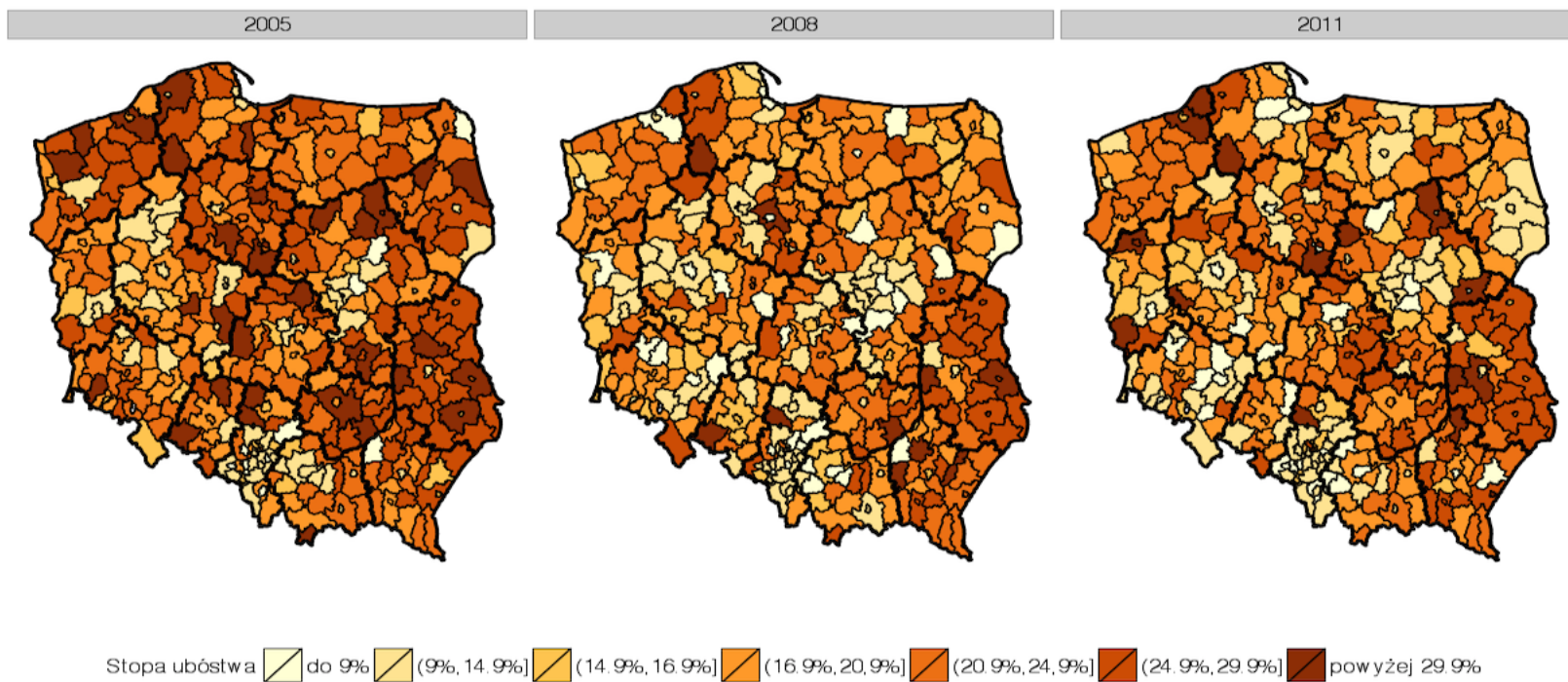
Rok	Estymator	Min	Q_1	Średnia	Mediana	Q_3	Max
2005	HT	0.00	13.45	23.09	21.30	30.25	80.60
2005	RY	4.66	16.74	21.38	22.01	26.00	40.72
2005	FD	4.86	16.74	21.37	21.99	25.96	40.24
2008	HT	0.00	9.45	19.61	17.60	26.40	91.20
2008	RY	3.37	13.24	18.00	18.43	22.21	38.30
2008	FD	3.36	13.22	18.02	18.47	22.28	38.29
2011	HT	0.00	9.45	19.94	16.50	28.30	84.50
2011	RY	2.94	14.08	18.60	19.00	23.02	40.42
2011	FD	2.93	14.09	18.62	19.02	22.99	40.56

HT – estymator bezpośredni; RY – estymator Rao i Yu [52]; FD – Fay i Diallo [19]

Źródło: Opracowanie własne.

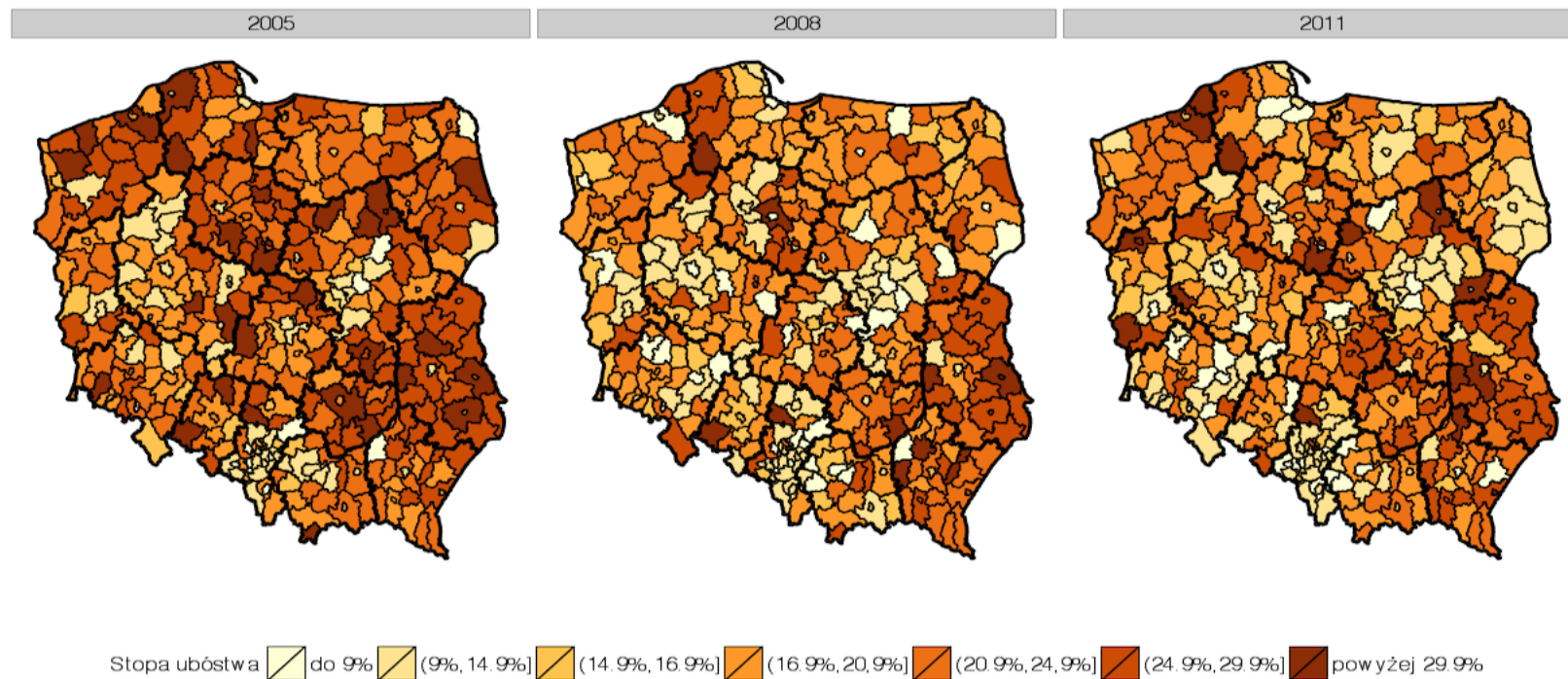
nych oraz minimalnych, które wynikają z doboru powiatów do procesu modelowania. Najniższe wartości stopy ubóstwa utrzymują się na poziomie 3%, a wartości maksymalne blisko 40%.

Analiza wykresów 4.7 oraz 4.8 pozwala na dokładniejszą analizę otrzymanych oszacowań. Po pierwsze, w większości powiatów Polski zauważalny jest pozytywny, malejący trend stopy ubóstwa. Najniższe wartości obserwuje się w powiatach grodzkich oraz powiatach do nich przylegających. Natomiast najwyższymi wartości badanej cechy charakteryzują się powiaty Polski południowo-wschodniej oraz pogranicza województw pomorskiego oraz zachodniopomorskiego. Obydwa szacowane modele wskazują zbliżone przestrzenne zróżnicowanie.



Rysunek 4.7. Wyniki estymacji stopy ubóstwa dla modelu Rao i Yu w latach 2005, 2008 i 2011

Źródło: Opracowanie własne.



Rysunek 4.8. Wyniki estymacji stopy ubóstwa dla modelu Fay i Diallo w latach 2005, 2008 i 2011

Źródło: Opracowanie własne.

4. Estymacja stopy ubóstwa w Polsce w przekroju powiatów

Tabela 4.15 dostarcza dodatkowo informacji o precyzji oszacowań. Dla estymacji bezpośredniej średni poziom współczynnika zmienności wynosił ponad 40% w 2005 roku i wzrastał do blisko 60% w roku 2011. W przypadku estymacji pośredniej obydwie modele charakteryzują się zdecydowanie większą precyzją. Przeciętne współczynniki zmienności wynosiły od 12% w 2005 roku do ponad 15% w 2011. Natomiast w przypadku obydwu modeli najniższa precyzja wynosiła od 40% w 2005 roku do ponad 55% w 2011 roku. Należy jednak zauważyć, że nieznacznie wyższą precyzją charakteryzował się model Fay i Diallo [19].

Tabela 4.15. Statystyki opisowe współczynników zmienności oszacowań punktowych stopy ubóstwa w powiatach w Polsce w latach 2005, 2008 i 2011

Rok	Estymator	Min	Q_1	Średnia	Mediana	Q_3	Max
2005	HT	0.00	27.96	43.18	37.76	51.83	168.80
2005	RY	4.24	6.92	12.79	12.19	16.24	40.74
2005	FD	4.09	6.72	12.60	12.17	16.07	39.00
2008	HT	0.00	35.88	53.53	47.27	63.90	232.30
2008	RY	4.59	8.13	15.35	13.65	19.77	45.66
2008	FD	4.43	7.95	15.26	13.60	19.75	45.76
2011	HT	0.00	38.22	58.85	50.37	67.83	600.40
2011	RY	4.59	7.63	15.67	14.51	20.40	55.30
2011	FD	4.45	7.38	15.62	14.54	20.43	55.61

HT – estymator bezpośredni; RY – estymator Rao i Yu [52]; FD – Fay i Diallo[19]

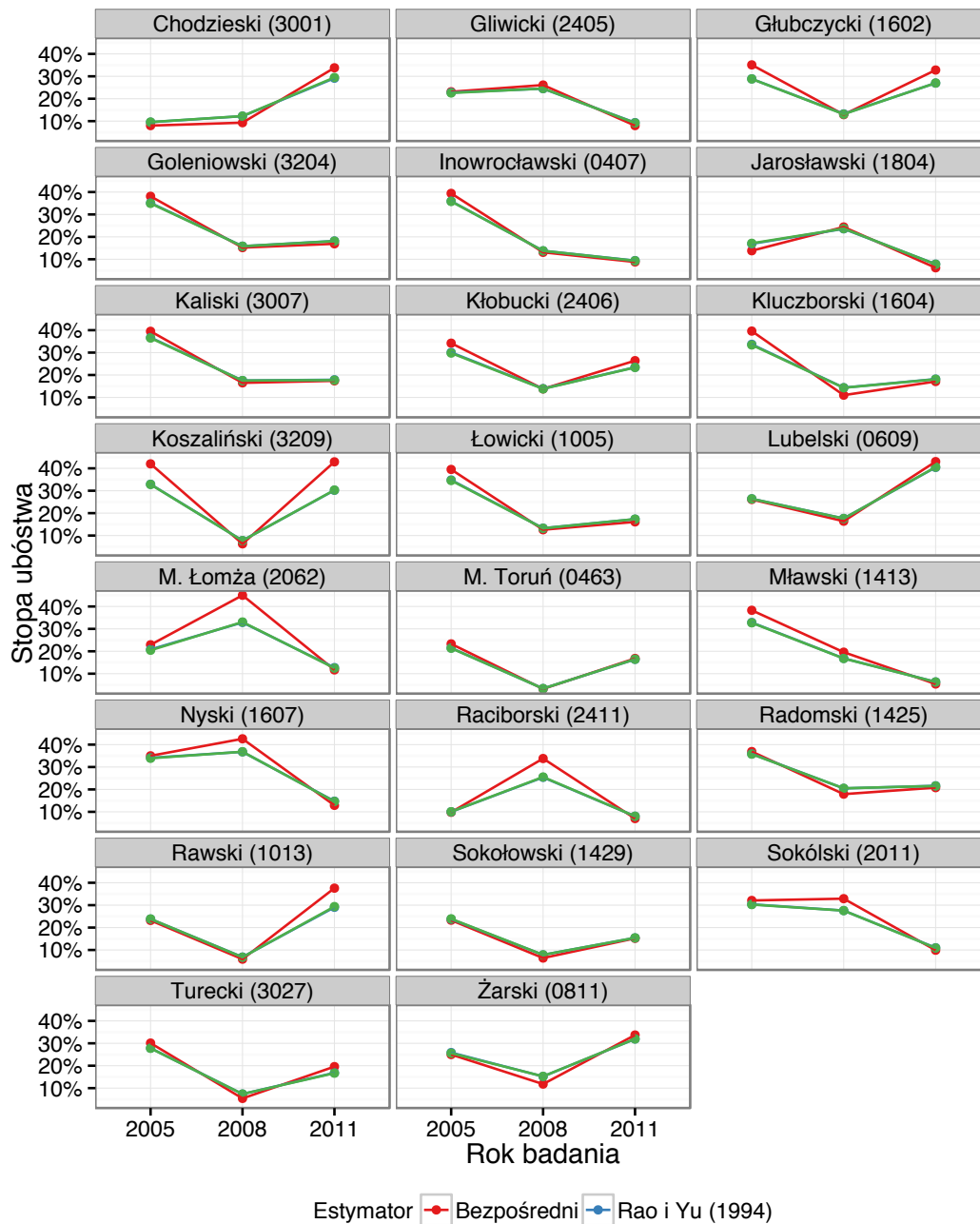
Źródło: Opracowanie własne.

Analiza współczynników zmienności zawartych w tabeli 4.15 wskazuje na znaczną poprawę oszacowań w stosunku do estymatora bezpośredniego. Jednak należy zauważyć, że podstawą estymacji są szacunki otrzymane dla powiatów na podstawie estymatora Horwitza-Thompsona. Dlatego, jeżeli wartości wejściowe nie są rzetelne, oszacowania modelowe będące kombinacją estymatora bezpośredniego oraz syntetycznego mogą być również obraczone dużym błędem (obciążeniem). Przykładów takiego zachowania estymatorów pośrednich można dopatrzeć się zwłaszcza w przypadku powiatów charakteryzujących się dużymi zmianami w badanych okresach.

Rysunek 4.9 przedstawia oszacowania bezpośrednie oraz mode-

4.2. Analiza wyników modeli obszarowych

lowe dla 23 powiatów charakteryzujących się największym zróżnicowaniem w badanym okresie.



Rysunek 4.9. Wybrane powiaty, których estymowane stopy ubóstwa charakteryzowały się wysoką fluktuacją w latach 2005, 2008 i 2011

Źródło: Opracowanie własne.

Różnice, co do wartości bezwzględnej, między latami wynoszą ponad 15 p.p. Największe różnice widoczne są w przypadku powiatu

koszalińskiego, który w 2005 i 2011 roku charakteryzował się stopą ubóstwa na poziomie 40%, podczas gdy w 2008 roku stopa ta zmalała do 10%. Kolejnym przykładem jest powiat chodzieski, który w 2005 oraz 2008 roku miał stopę ubóstwa na poziomie 10% podczas gdy w ostatnim roku widoczny był znaczący skok do 40%. Innym przykładem jest powiat mławski, w którym stopa ubóstwa w 2005 roku wynosiła blisko 40% podczas gdy w następnych latach 2008 i 2011 odpowiednio zmalała do blisko 20% i poniżej 10%. W przypadku estymacji pośredniej należy zauważyć, że w prawie wszystkich latach oszacowania nieznacznie się różniły, przy czym te zmiany charakteryzował następujący wzorzec: w przypadku wysokich wartości estymatora bezpośredniego - proponowane modele uzyskiwały wartości niższe (np. powiat koszaliński, raciborski, m. Łomża). Natomiast dla niskich stóp ubóstwa oszacowania modelowe były nieznacznie wyższe, co można zaobserwować dla powiatów tureckiego, koszalińskiego czy żarskiego.

W związku z długotrwałymi procesami społeczno-ekonomicznymi, zmiany obserwowane na rysunku 4.9 zarówno w estymatorze bezpośrednim, jak i pośrednim nie są rzetelne. Stopa ubóstwa nierozłącznie związana jest z sytuacją materialną gospodarstw domowych oraz sytuacją społeczno-ekonomiczną w danym powiecie. Procesy te nie zmieniają się tak szybko na przestrzeni trzech czy nawet siedmiu lat. Dlatego oszacowania uzyskane dla tych powiatów należy analizować z dużą ostrożnością.

4.3. Analiza wyników modelu jednostkowego

Jako alternatywę dla modeli obszarowych przeprowadzono także modelowanie na poziomie jednostki, jaką było gospodarstwo domowe. W tym celu wykorzystano metodę szczegółowo opisaną w podrozdziale (2.3.). Do estymacji poszczególnych parametrów oraz symulacji wykorzystano pakiet *sae* [42] w środowisku R.

4.3.1. Opis procesu modelowania

Wykorzystanie metody EB wymaga dostępu do jednostkowych danych z badania reprezentacyjnego (w tym przypadku był to EU-SILC) oraz szczegółowych wartości globalnych wyliczonych na podstawie

4.3. Analiza wyników modelu jednostkowego

Narodowego Spisu Powszechnego 2011. W pierwszym kroku dokonano identyfikacji zmiennych, które występują w obu zbiorach i mają identyczną lub zbliżoną definicję. W drugim przypadku dokonano także harmonizacji odpowiednich cech. W ten sposób została utworzona lista charakterystyk gospodarstw domowych mających wpływ na jego dobrobyt. Za miarę dobrobytu przyjęto ekwiwalentny dochód gospodarstwa domowego po transferach społecznych.

W zastosowanym modelu [4] estymacji podlega logarytm ekwiwalentnego dochodu gospodarstwa z uwzględnieniem efektu przynależności danego gospodarstwa do powiatu. Na podstawie danych z badania EU-SILC utworzono model, który zawierał następujące zmienne objaśniające:

- udział liczby mężczyzn w liczbie osób w gospodarstwie (l_mez_os),
- obciążenie osób powyżej 15 roku życia osobami poniżej 15 roku życia (dziećmi) w gospodarstwie (ob_dzieci),
- udział liczby osób w wieku 30–44 lat w liczbie osób w gospodarstwie ($l_30_44_os$),
- udział liczby osób w wieku 65 lat i więcej w liczbie osób w gospodarstwie ($l_65_w_os$),
- udział liczby osób bezrobotnych w liczbie osób w gospodarstwie (l_bezz_os),
- udział liczby osób niepełnosprawnych w liczbie osób w gospodarstwie (l_niep_os),
- udział liczby osób z wykształceniem podstawowym (osoby w wieku 25 lat i więcej) w liczbie osób w gospodarstwie ($l_wyk_pod_os$),
- udział liczby osób z wykształceniem wyższym (osoby w wieku 25 lat i więcej) w liczbie osób w gospodarstwie ($l_wyk_wyz_os$),
- zmienna binarna — gospodarstwo ma jeden pokój (pok_1),
- zmienna binarna — gospodarstwo ma trzy i więcej pokoi (pok_3_w),
- zmienna binarna — gospodarstwo znajduje się na obszarze wiejskim lub w gminie poniżej 20 tys. mieszkańców (mw_20k_wies).

Tabela 4.16. Parametry modelu jednostkowego

	β	błąd std.	wartość p
(wyraz wolny)	10,22	0,01	0,00
l_mez_os	0,10	0,01	0,00
ob_dzieci	-0,12	0,01	0,00
l_30_44_os	0,06	0,01	0,00
l_65_w_os	-0,04	0,01	0,00
l_bezr_os	-0,56	0,02	0,00
l_niep_os	-0,28	0,02	0,00
l_wyk_pod_os	-0,12	0,01	0,00
l_wyk_wyz_os	0,47	0,01	0,00
pok_1	-0,10	0,01	0,00
pok_3_w	0,09	0,01	0,00
mw_20k_wies	-0,12	0,01	0,00

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z EU-SILC 2011

Parametry zaproponowanego modelu znajdują się w tabeli (4.16). Zbudowany model można uznać za satysfakcjonujący, ponieważ wszystkie parametry są istotne oraz posiadają prawidłowy znak. Większy udział mężczyzn w gospodarstwie domowym, osób w wieku 30–44 lat oraz posiadających wyższe wykształcenie wpływa także na wzrost dochodu w gospodarstwie. Również posiadanie powyżej 3 pokoi w mieszkaniu jest symptomem dobrobytu. Z kolei wysoki wskaźnik liczby osób w wieku 0–15 lat do osób w wieku powyżej 15 lat, udział liczby osób w wieku 65 lat i więcej, udział liczby osób bezrobotnych oraz niepełnosprawnych, a także z wykształceniem podstawowym wpływa negatywnie na wysokość dochodu gospodarstwa. Za czynniki wskazujące posiadanie niskiego dochodu można ponadto uznać posiadanie tylko jednego pokoju w mieszkaniu oraz zamieszkiwanie na wsi bądź gminie poniżej 20 tys. mieszkańców.

4.3.2. Opis wyników

Parametry modelu z tabeli (4.16) zaadaptowano do wartości globalnych z Narodowego Spisu Powszechnego 2011 i na podstawie 200 symulacji Monte Carlo otrzymano oszacowania stopy ubóstwa na poziomie powiatów. W tabeli (4.17) znajdują się statystyki opisowe otrzymanych wartości.

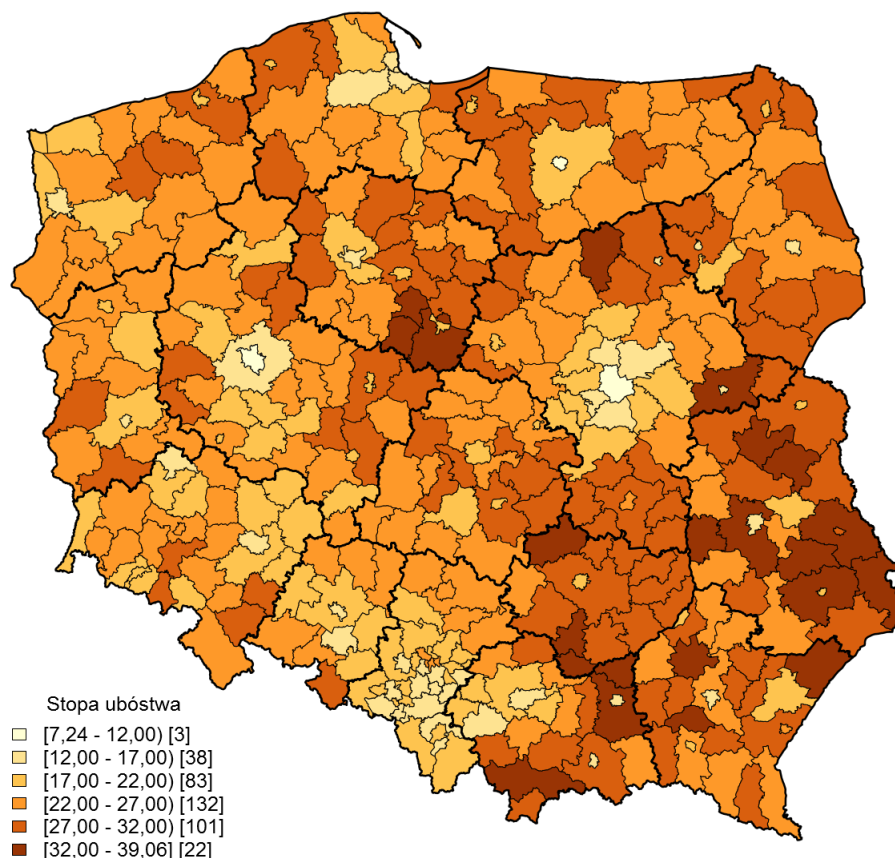
4.3. Analiza wyników modelu jednostkowego

Tabela 4.17. Statystyki opisowe oszacowań punktowych stopy ubóstwa w powiatach Polski w roku 2011

Estymator	N	Min	Q ₁	Mediana	Średnia	Q ₃	Max
Bezpośredni	375	0,00	9,45	19,94	16,50	28,30	84,50
Metoda EB	379	7,25	20,44	24,96	24,23	27,83	39,06

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z EU-SILC 2011 i NSP 2011

Otrzymane wyniki wskazują na dużo mniejszy rozstęp stopy ubóstwa otrzymanej metodą EB aniżeli w przypadku oszacowań bezpośrednich. W ten sposób wyeliminowano wartości ekstremalnie niskie i wysokie.



Rysunek 4.10. Przestrzenne zróżnicowanie stopy ubóstwa w powiatach Polski w 2011 roku

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z EU-SILC 2011 i NSP 2011

Rozkład przestrzenny powiatów (4.10), które w przyjętym modelu mają najwyższą stopę ubóstwa (górną grupę decylową – 38 powiatów

o najwyższej stopie ubóstwa), charakteryzuje się wyraźną koncentracją w południowo-wschodniej części Polski. Są to powiaty, które na kartogramie (4.10) zaliczone zostały ze względu na wartość stopy ubóstwa do przedziału 32,00–39,06 (22 powiaty) oraz wybrane powiaty z przedziału 27,00–32,00 (16 powiatów spośród 101, które miały najwyższą stopę ubóstwa w tym przedziale)². Aż 12 powiatów z tej grupy jest położonych w woj. lubelskim, przede wszystkim przy granicy z Ukrainą. Pozostałe powiaty z tej grupy kwintylowej leżą w woj. podkarpackim (5 ułożonych wyspowo), małopolskim (5 w zwartym paśmie od pow. suskiego po pow. dąbrowski), świętokrzyskim (5 — peryferyjnie w stosunku do Kielc) mazowieckim (5 — położone na obrzeżach województwa), kujawsko-pomorskim (5 — 3 koło Włocławka i 2 obok Grudziądza) i łódzkim (1).

Powiaty o stopie ubóstwa powyżej mediany stanowią wyraźną większość powiatów w następujących 7 województwach:

- kujawsko-pomorskim — wszystkie z wyjątkiem Bydgoszczy, Torunia i Włocławka oraz pow. bydgoskiego i żnińskiego;
- lubelskim — wszystkie z wyjątkiem: Lublina, Zamościa, Białej Podlaskiej oraz pow. łeczyńskiego i puławskiego;
- łódzkim — wszystkie z wyjątkiem: Łodzi, Piotrkowa i Skierniewic oraz pow. łowickiego, zgierskiego, łódzkiego wschodniego, bełchatowskiego i pajęczańskiego;
- podkarpackiego — wszystkie z wyjątkiem Rzeszowa, Przemyśla, Krosna, Tarnobrzegu oraz pow. jarosławskiego, mieleckiego i bieszczadzkiego;
- podlaskiego — wszystkie z wyjątkiem Białegostoku, Łomży i Suwałk oraz pow. zamrowskiego, monieckiego i augustowskiego
- świętokrzyskiego — wszystkie z wyjątkiem Kielc;
- warmińsko-mazurskiego — wszystkie z wyjątkiem Olsztyna i Elbląga oraz pow. olsztyńskiego, kętrzyńskiego, giżyckiego i elckiego.

²Pełen wykaz powiatów, wartości stopy ubóstwa i względnych błędów szacunku znaleźć można w pliku Excela.

4.3. Analiza wyników modelu jednostkowego

W pozostałych województwach charakterystyczną cechą jest występowanie powiatów o stopie ubóstwa powyżej mediany na obszarach bardziej peryferyjnych, zazwyczaj przy granicy państwowej lub granicach międzywojewódzkich. Większe skupiska takich powiatów występują:

- w paśmie pomorskim od pow. lęborskiego (woj. pomorskie) do pow. choszczeńskiego (woj. zachodniopomorskie);
- wzdłuż granicy z Niemcami w woj. lubuskim;
- przy granicy woj. wielkopolskiego z woj. lubuskim i dolnośląskim;
- przy granicy woj. wielkopolskiego z woj. kujawsko-pomorskim i pomorskim;
- we wschodniej części woj. wielkopolskiego (głównie w powiatach zaboru rosyjskiego w latach 1815–1915);
- w okolicy Częstochowy w woj. śląskim (jest to część historycznej Małopolski oraz zaboru rosyjskiego w latach 1815-1915);
- w woj. mazowieckim w kilku peryferyjnie zlokalizowanych skupiskach: w okolicy Radomia, wokół Płocka i oraz wzdłuż granicy z woj. podlaskim (najwyższa stopa ubóstwa w pow. przasnyskim, makowskim, ostrołęckim i siedleckim);
- w peryferyjnie położonych w stosunku do największych aglomeracji i miast wojewódzkich powiatach województw: dolnośląskiego, opolskiego, małopolskiego i pomorskiego.

Warto również podkreślić, że w przypadku większości centralnych obszarów województw wokół miast wojewódzkich odnotowano wyraźnie niższą stopę ubóstwa, co jest szczególnie widoczne wokół Warszawy, Krakowa, Wrocławia, Poznania, Gdańska i Szczecina. Podobnie stopa ubóstwa okazała się także wyraźnie niższa na tle innych obszarów danego województwa w powiatach, które charakteryzują się dobrze rozwiniętym przemysłem na swoim terenie lub w bezpośrednim sąsiedztwie: np. pow. lubiński, polkowicki i głogowski (zagłębie miedziowe w woj. dolnośląskim), pow. mielecki (przemysł lotniczy w woj. podkarpackim), pow. puławski (przemysł chemiczny w woj.

lubelskim), pow. łęczyński (zagłębnie węglowe w woj. lubelskim) czy pow. bełchatowski i pajęczański (zagłębnie węgla brunatnego w woj. łódzkim).

Z kolei w tabeli (4.18) zaprezentowano względne błędy szacunków stopy ubóstwa otrzymanych z wykorzystaniem metody bootstrap przyjmując 500 replikacji.

Tabela 4.18. Statystyki opisowe względnych błędów oszacowań punktowych stopy ubóstwa w powiatach Polski w roku 2011

Estymator	N	Min	Q_1	Mediana	Średnia	Q_3	Max
Bezpośredni	375	0,00	38,22	58,85	50,37	67,83	600,40
Metoda EB	379	7,23	12,80	14,56	14,81	16,57	24,14

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z EU-SILC 2011 i NSP 2011

Dane przedstawione w tabeli (4.18) jednoznacznie wskazują na większą efektywność estymatora EB. Maksymalny współczynnik zmienności dla estymatora EB jest dużo niższy od kwartyła pierwszego wartości CV estymatora bezpośredniego. Szacunek bezpośredni umożliwił w miarę precyzyjną estymację (CV poniżej 20%) w jedynie 14 powiatach, podczas gdy estymacja EB w 358. Dokładne wartości otrzymanych oszacowań znajdują się w załączniku (4.23).

4.4. Analiza porównawcza uzyskanych wyników

4.4.1. Analiza stopnia zgodności oszacowań dla metody EB z miernikiem taksonomicznym

W punkcie tym przeprowadzona jest próba porównania rezultatów grupowania powiatów dla roku 2011 w oparciu o wartości taksonomicznego miernika kompleksowego obliczone w części 3.2. oraz bezpośredniego oszacowania wartości wskaźnika ARPR. Aby to efektywnie uczynić, należałoby określić płaszczyznę porównawczą, umożliwiającą porównanie przestrzennego zróżnicowania obu wielkości. W tym celu dokonano normalizacji wartości wskaźnika ARPR do postaci odpowiadającej zakresowi i znaczeniu wartościom miernika. Wykorzystując tutaj fakt, że „wzorcem” jest w takim przypadku powiat z największą wartością ARPR, jak również formułę znaną z kon-

strukcji miernika. Formalnie zatem:

$$\widetilde{ARPR}_i = 1 - \frac{\vartheta_i}{\text{med}(\vartheta) + 2,5 \cdot \text{mad}(\vartheta)}, \quad (4.3)$$

gdzie $\vartheta_i \stackrel{df}{=} \max_{j=1,2,\dots,n} ARPR_j - ARPR_i$, $\vartheta \stackrel{df}{=} (\vartheta_1, \vartheta_2, \dots, \vartheta_n)$, przy czym n to liczba powiatów.

Grupowanie przeprowadzono zarówno metodą trzech median, jak i metodą progową, w sposób opisany formułami 3.10 i 3.11, odpowiednio, w oparciu o wartości stopy ubóstwa znormalizowanej formułą (4.3). Uzyskano następujące klasy:

- metoda trzech median:

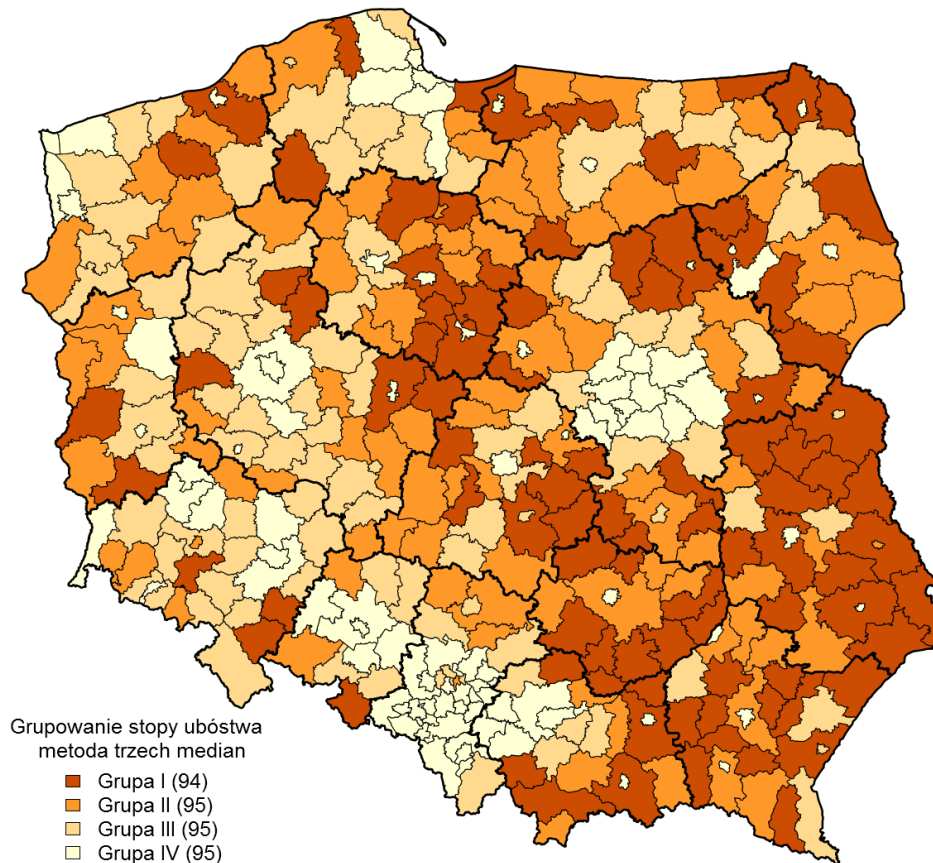
- Grupa I: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i > 0,5132\}$,
- Grupa II: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,3885 < \widetilde{ARPR}_i \leq 0,5132\}$,
- Grupa III: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,1929 < \widetilde{ARPR}_i \leq 0,3885\}$,
- Grupa IV: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i \leq 0,1929\}$.

- metoda progowa:

- Grupa I: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i \geq 0,7771\}$,
- Grupa II: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,3885 \leq \widetilde{ARPR}_i < 0,7771\}$,
- Grupa III: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,0000 \leq \widetilde{ARPR}_i < 0,3885\}$,
- Grupa IV: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i < 0,0000\}$.

Rysunek 4.11 wizualizuje rezultaty grupowania powiatów na podstawie znormalizowanej stopy ubóstwa metodą trzech median. Jeśli porównać je z wynikami zastosowania tej samej metody w odniesieniu do miernika kompleksowego (por. 3.6), to da się zauważyć podobieństwo obu podziałów pod względem liczebności poszczególnych grup, ale niekoniecznie ich struktur. Grupa I (powiaty o największej skali problemu ubóstwa) w przypadku ARPR jest bardziej rozproszona aniżeli gdy jako podstawę klasyfikacji zastosowano miernik. Z kolei w klasie IV (najmniejsze ubóstwo) istnieje sytuacja odwrotna — dla stopy ubóstwa koncentracja powiatów tej grupy jest większa aniżeli dla miernika. Widać także, że estymacja ARPR jest korzystniejsza dla wielu powiatów wschodniej i południowej Polski, a także dla części powiatów województwa wielkopolskiego, które w tym przypadku klasyfikowane są częstokroć znacznie korzystniej.

Rysunek 4.11. Grupowanie powiatów metodą trzech median według wartości wskaźnika ARPR w roku 2011



Uwaga: Liczby w nawiasach oznaczają liczebność poszczególnych grup, czyli liczbę należących do nich powiatów.

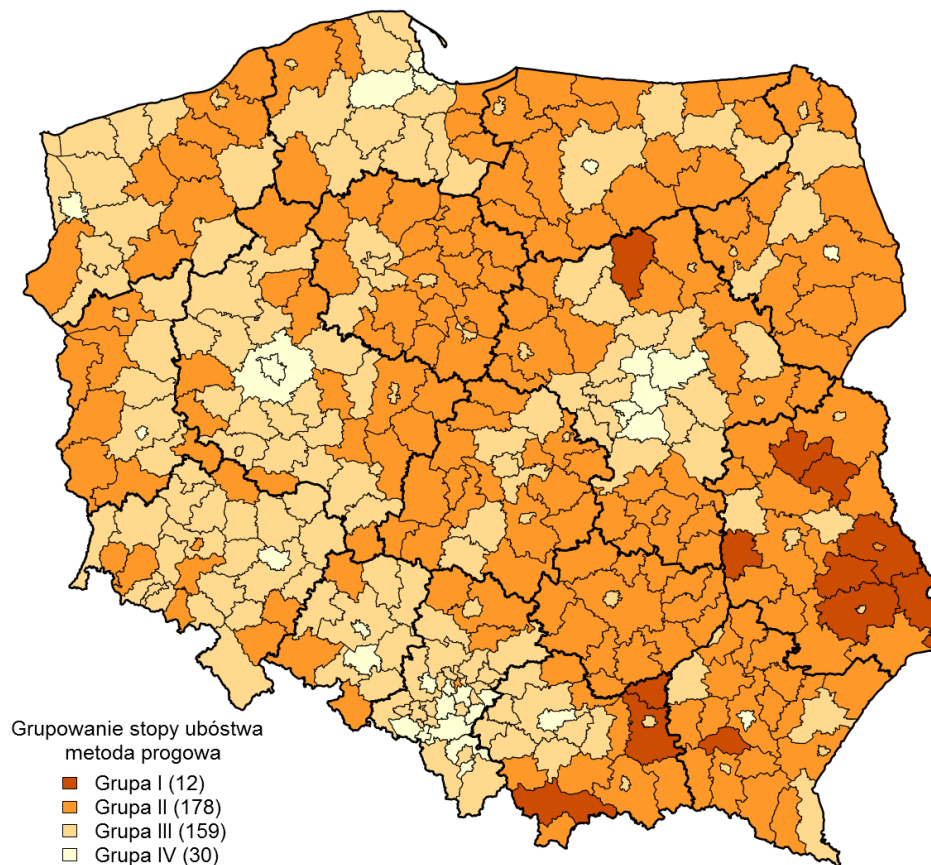
Źródło: Opracowanie własne.

Jeśli zaś dokona się analogicznego porównania w przypadku zastosowania metody progowej (por. rys. 3.7 i 4.12), to dostrzeże się jeszcze wyraźniejsze różnice. Przede wszystkim grupa powiatów o najwyższej skali natężenia ubóstwa w każdym z tych przypadków ma zupełnie inny skład, dla stopy ubóstwa jest w dodatku dwukrotnie liczniejsza (obejmuje m.in. siedem powiatów województwa lubuskiego, które w przypadku grupowania uzyskanego na bazie miernika kompleksowego takich obszarów nie posiadało).

Większa liczebnościowo jest też grupa II. Stopa ubóstwa wskazuje na gorszą sytuację powiatów np. województwa lubuskiego pod tym

4.4. Analiza porównawcza uzyskanych wyników

Rysunek 4.12. Grupowanie powiatów metodą progową według wartości wskaźnika ARPR w roku 2011



Uwaga: Liczby w nawiasach oznaczają liczebność poszczególnych grup, czyli liczbę należących do nich powiatów.

Źródło: Opracowanie własne.

względem anizeli miernik kompleksowy — według ARPR do grupy II należy sześć powiatów, podczas gdy wedle miernika — 2. Stopa ubóstwa zdaje się też w większym stopniu eksponować wpływ sąsiedztwa — podskupiska są tutaj bardziej spójne.

4.4.2. Analiza stopnia zgodności oszacowań dla modeli dynamicznych z miernikiem taksonomicznym

W tym punkcie omówione są wyniki analogicznych grupowań dla szacunków stopy ubóstwa wykonanych przy użyciu modeli Rao i Yu oraz Faya i Diallo dla lat 2005, 2008 i 2011. Dla każdego z tych lat i modeli zastosowano ponownie normalizację (4.3). W przypadku szacunków ARPR uzyskanych poprzez zastosowanie modelu Rao i Yu granice grup okazały się następujące:

- metoda trzech median:

- Grupa I: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i > 0,5127\}$,
- Grupa II: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,3770 < \widetilde{ARPR}_i \leq 0,5127\}$,
- Grupa III: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,1976 < \widetilde{ARPR}_i \leq 0,3770\}$,
- Grupa IV: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i \leq 0,1976\}$.

- metoda progowa:

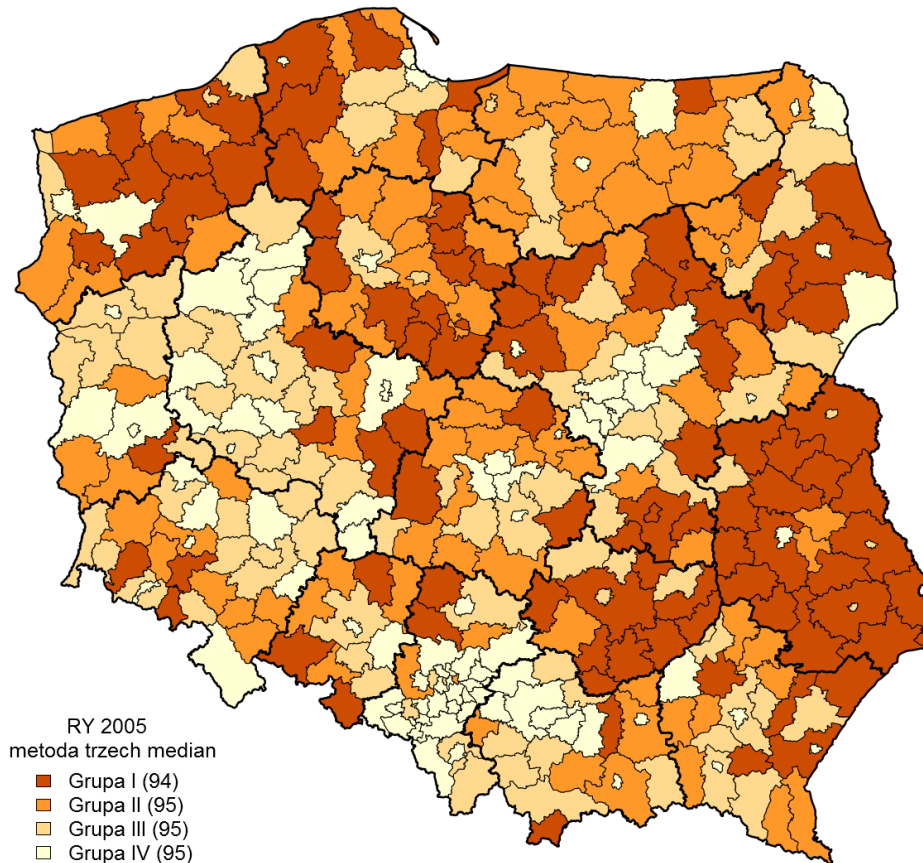
- Grupa I: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i \geq 0,7540\}$,
- Grupa II: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,3770 \leq \widetilde{ARPR}_i < 0,7540\}$,
- Grupa III: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,0000 \leq \widetilde{ARPR}_i < 0,3770\}$,
- Grupa IV: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i < 0,0000\}$.

W tej sytuacji grupowanie metodą trzech median (por. rys. 4.13) – mimo podobnej liczebności klas – daje dość odmienne rezultaty aniżeli dla miernika kompleksowego (rys. 3.2). Grupa I jest tutaj bardziej rozproszona i ukazuje lepszą sytuację pod względem ubóstwa np. na Podkarpaciu czy w Małopolsce, a znacznie gorszą – np. w Zachodniopomorskim. Z kolei jeśli podobnemu porównaniu poddać rezultaty zastosowania progowej metody grupowania (rys. 3.3 i 4.14), to można zauważyć znacznie większą liczebność skupiska powiatów o największym ubóstwie (czyli I) dla szacunków ARPR kosztem ubytku powiatów w grupie II. Oprócz tego, do najlepszego w tym zakresie skupienia IV, według estymacji, należy też sporo powiatów ziemskich, czego w przypadku miernika raczej nie było.

Dla roku 2008 i tegoż modelu estymacyjnego uzyskano zaś następujące granice klas:

4.4. Analiza porównawcza uzyskanych wyników

Rysunek 4.13. Grupowanie powiatów metodą trzech median według oszacowań wskaźnika ARPR uzyskanych przy użyciu modelu Rao i Yu w roku 2005



Uwaga: Liczby w nawiasach oznaczają liczebność poszczególnych grup, czyli liczbę należących do nich powiatów.

Źródło: Opracowanie własne.

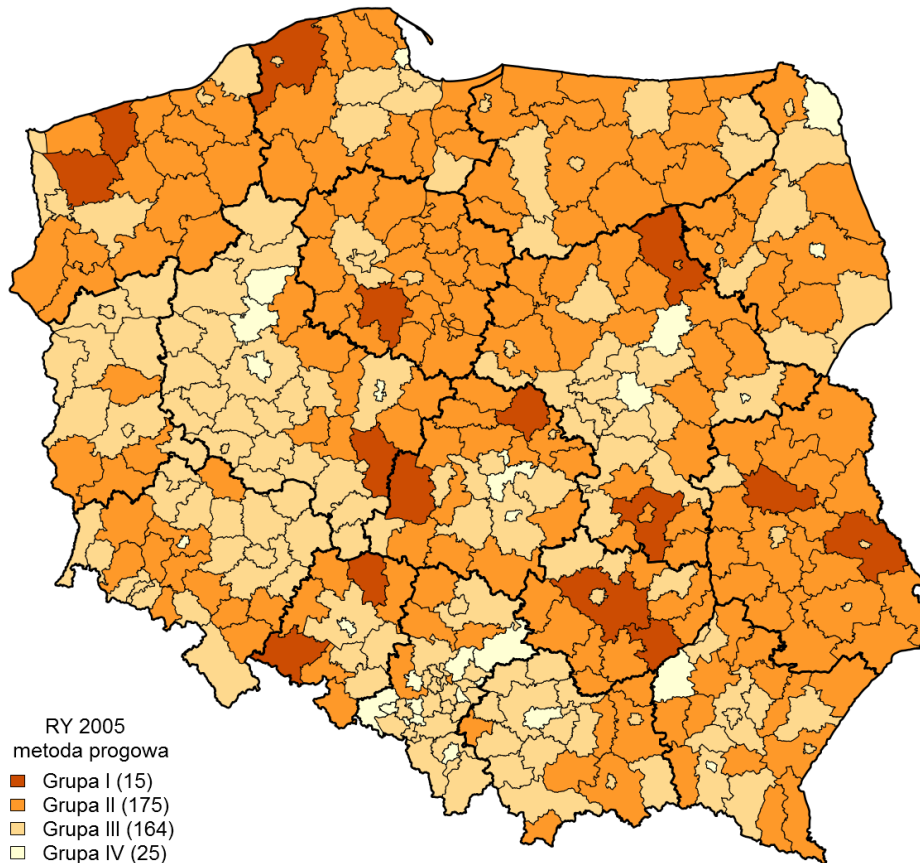
- metoda trzech median:

- Grupa I: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i > 0,4851\}$,
- Grupa II: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,3610 < \widetilde{ARPR}_i \leq 0,4851\}$,
- Grupa III: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,1918 < \widetilde{ARPR}_i \leq 0,3610\}$,
- Grupa IV: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i \leq 0,1918\}$.

- metoda progowa:

- Grupa I: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i \geq 0,7220\}$,

Rysunek 4.14. Grupowanie powiatów metodą progową według oszacowań wskaźnika ARPR uzyskanych przy użyciu modelu Rao i Yu w roku 2005



Uwaga: Liczby w nawiasach oznaczają liczebność poszczególnych grup, czyli liczbę należących do nich powiatów.

Źródło: Opracowanie własne.

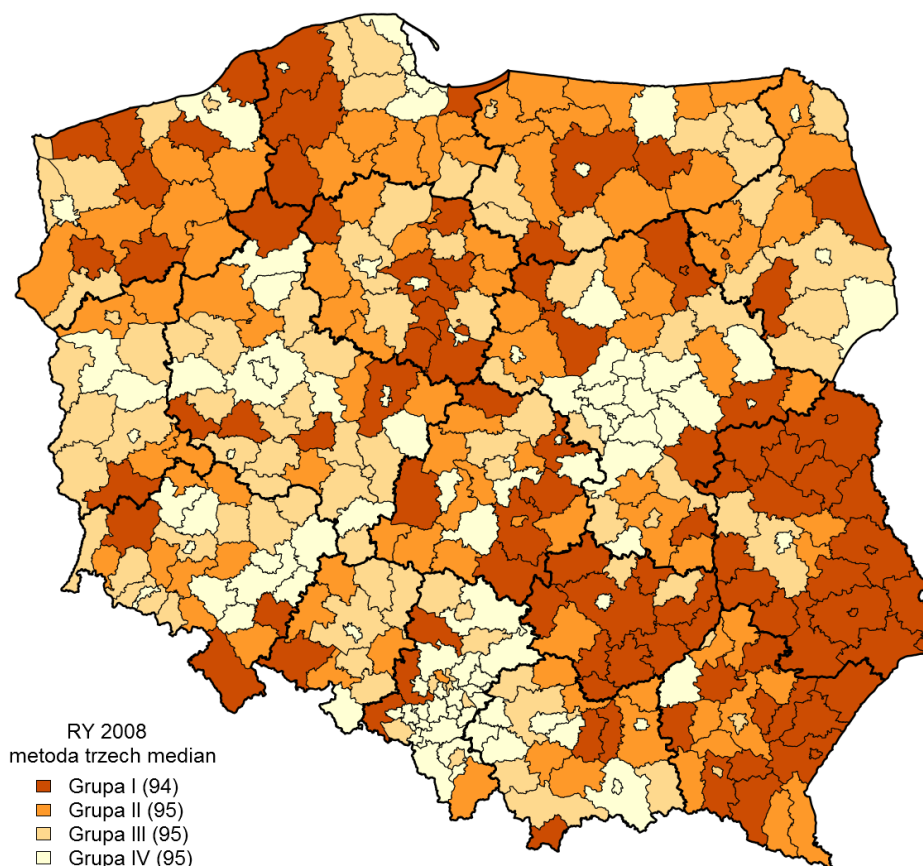
- Grupa II: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,3610 \leq \widetilde{ARPR}_i < 0,7220\}$,
- Grupa III: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,0000 \leq \widetilde{ARPR}_i < 0,3610\}$,
- Grupa IV: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i < 0,0000\}$.

Porównanie wyników zastosowania metody trzech median dla miernika i szacunków ARPR w roku 2008 (por. rys. 3.4 i 4.15) uwidacznia większe rozproszenie grupy I na rzecz znaczniejszej koncentracji powiatów najlepszej grupy IV w sytuacji zastosowania szacunków ARPR. Estymacja stopy ubóstwa ukazuje tu trudniejszą sytuację wielu

4.4. Analiza porównawcza uzyskanych wyników

powiatów na północy i zachodzie naszego kraju oraz bardziej eksponuje wpływ dużych ośrodków miejskich na otoczenie. Odmiennie rozmieszczenie powiatów grupy I widać także w przypadku zastosowania progowej metody grupowania dla wartości szacunków ARPR, jeśli porównać je z odpowiednim grupowaniem dla miernika kompleksowego (por. rys. 4.16 i 3.5). Jedynym powiatem należącym do grupy I w obu wariantach jest w tym przypadku powiat opolski w województwie lubelskim.

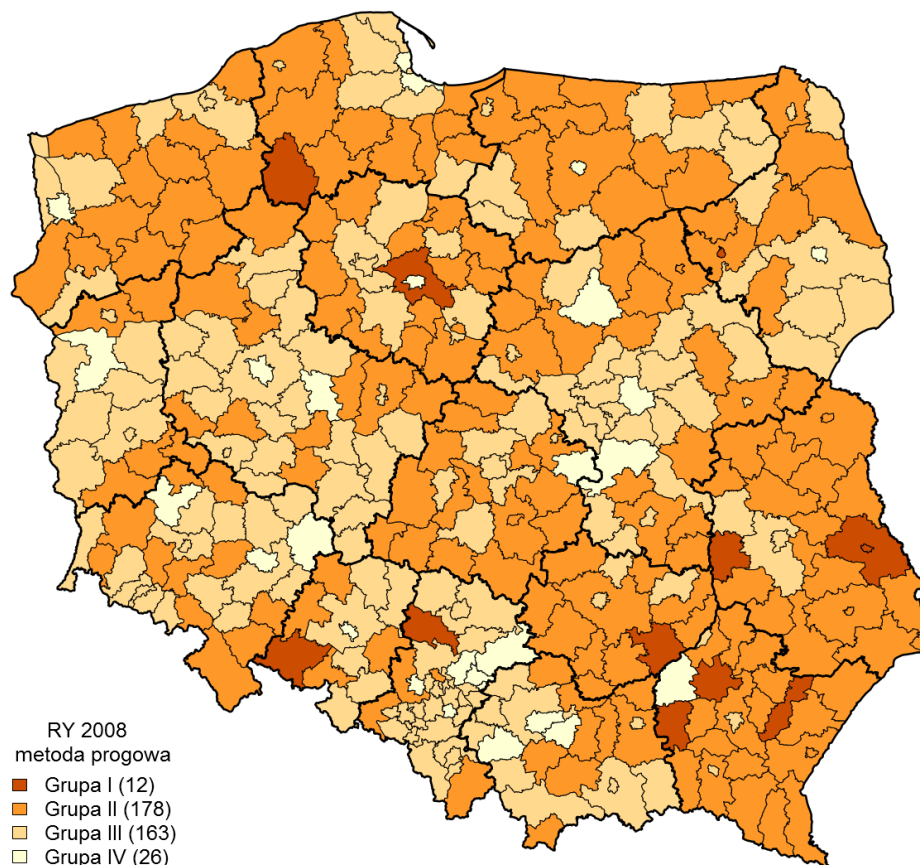
Rysunek 4.15. Grupowanie powiatów metodą trzech median według oszacowań wskaźnika ARPR uzyskanych przy użyciu modelu Rao i Yu w roku 2008



Uwaga: Liczby w nawiasach oznaczają liczebność poszczególnych grup, czyli liczbę należących do nich powiatów.

Źródło: Opracowanie własne.

Rysunek 4.16. Grupowanie powiatów metodą progową według oszacowań wskaźnika ARPR uzyskanych przy użyciu modelu Rao i Yu w roku 2008



Uwaga: Liczby w nawiasach oznaczają liczebność poszczególnych grup, czyli liczbę należących do nich powiatów.

Źródło: Opracowanie własne.

W roku 2011 granice klas dla szacunków wskaźnika ARPR dokonanych modelem Rao i Yu miały z kolei postać:

- metoda trzech median:

- Grupa I: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i > 0,4648\}$,
- Grupa II: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,3434 < \widetilde{ARPR}_i \leq 0,4648\}$,
- Grupa III: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,1933 < \widetilde{ARPR}_i \leq 0,3434\}$,
- Grupa IV: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i \leq 0,1933\}$.

4.4. Analiza porównawcza uzyskanych wyników

- metoda progowa:

- Grupa I: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i \geq 0,6969\}$,
- Grupa II: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,3434 \leq \widetilde{ARPR}_i < 0,6869\}$,
- Grupa III: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,0000 \leq \widetilde{ARPR}_i < 0,3434\}$,
- Grupa IV: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i < 0,0000\}$.

Porównanie grupowań uzyskanych metodą trzech median dla obecnych oszacowań i miernika kompleksowego (zob. rys. 3.6 i 4.17) pozwala ponownie dostrzec większą koncentrację powiatów grupy IV i mniejszą — grupy I dla grup ARPR. Oprócz wysokiego poziomu ubóstwa sygnalizowanego przez ten wskaźnik w północno — zachodniej Polsce, warto też zauważyć przynależność trzech powiatów ziemskich województwa podlaskiego — hajnowskiego, sokólskiego i białostockiego — do grupy IV według wartości ARPR, co w tym akurat regionie, zmagającym się dość mocno z rozpatrywanym niekorzystnym zjawiskiem społeczno-ekonomicznym, może do pewnego stopnia budzić zdziwienie. Liczniejszą grupę I uzyskano także w przypadku szacunków ARPR i użycia metody progowej (por. 3.7 i 4.18). Jednak tylko powiat ostrołęcki (województwo mazowieckie) jest tutaj wspólny w obu przypadkach. Dość zaskakujące może być w tym kontekście zaliczenie np. Poznania, Kalisza i Gdańska do grupy III, podczas gdy w innych wariantach nieodmiennie miasta te były w najlepszej grupie I.

W przypadku modelu Faya i Diallo, grupowania uzyskane na podstawie szacunków stopy ubóstwa wyznaczonych przy jego użyciu miały takie oto granice:

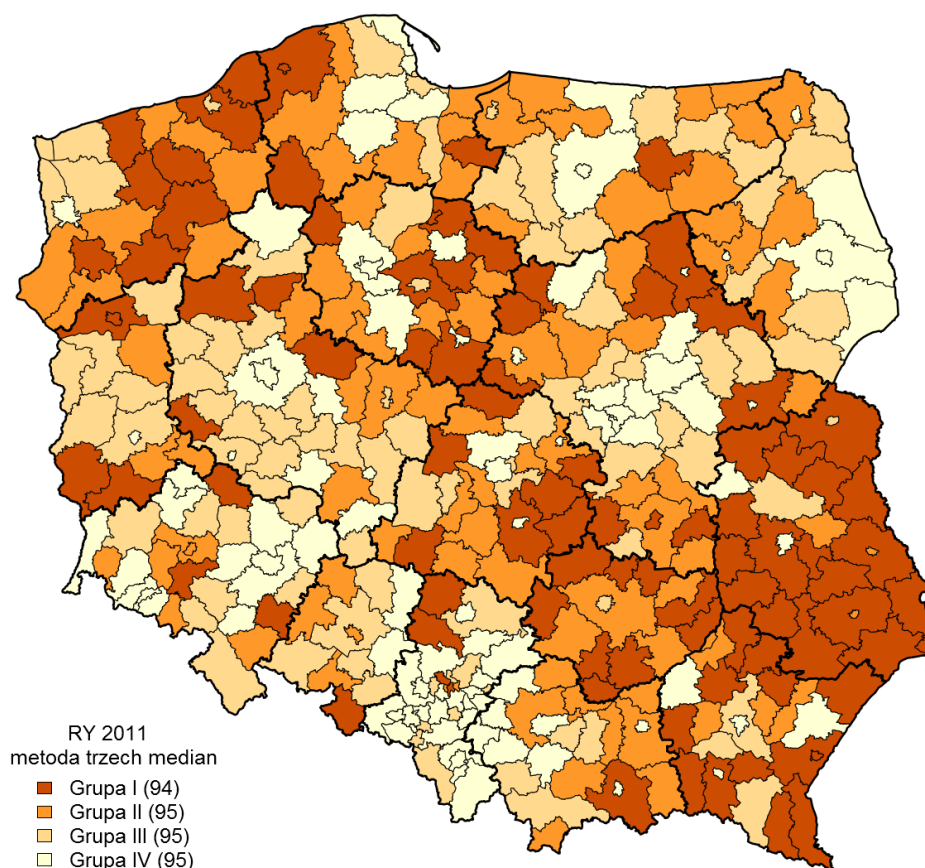
- metoda trzech median:

- Grupa I: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i > 0,5131\}$,
- Grupa II: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,3788 < \widetilde{ARPR}_i \leq 0,5131\}$,
- Grupa III: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,2038 < \widetilde{ARPR}_i \leq 0,3788\}$,
- Grupa IV: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i \leq 0,2038\}$.

- metoda progowa:

- Grupa I: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i \geq 0,7577\}$,
- Grupa II: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,3788 \leq \widetilde{ARPR}_i < 0,7577\}$,

Rysunek 4.17. Grupowanie powiatów metodą trzech median według oszacowań wskaźnika ARPR uzyskanych przy użyciu modelu Rao i Yu w roku 2011



Uwaga: Liczby w nawiasach oznaczają liczebność poszczególnych grup, czyli liczbę należących do nich powiatów.

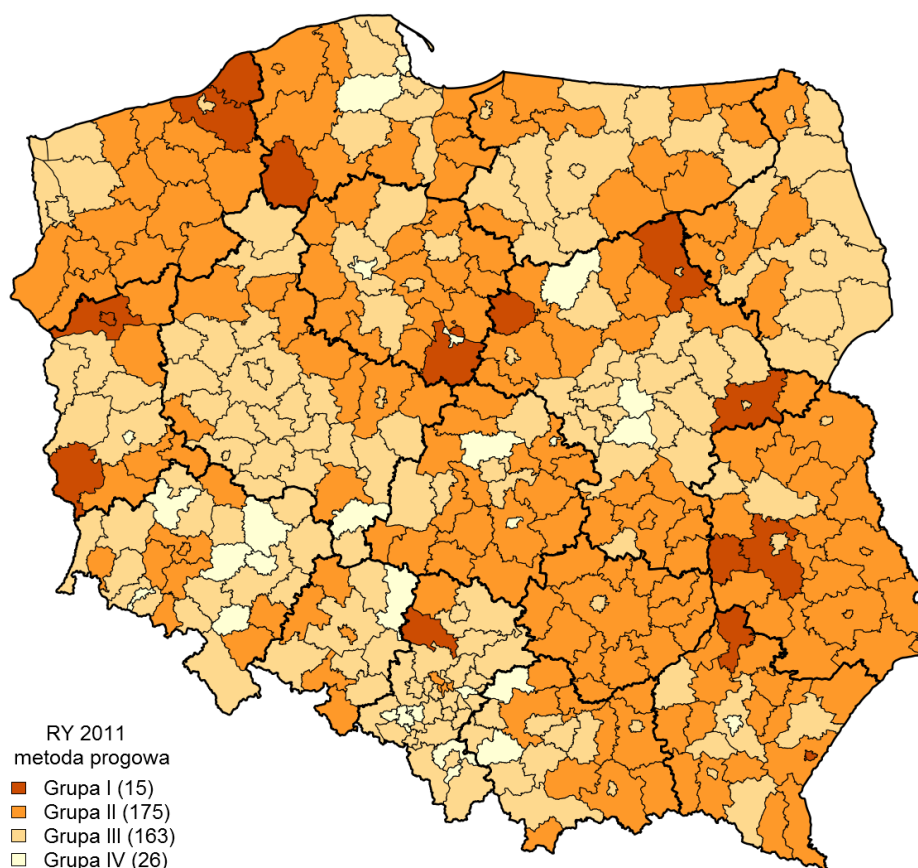
Źródło: Opracowanie własne.

- Grupa III: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,0000 \leq \widetilde{ARPR}_i < 0,3788\}$,
- Grupa IV: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i < 0,0000\}$.

Porównanie grupowań otrzymanych metodą trzech median dla szacunków ARPR wynikających z zastosowania rozpatrywanego modelu oraz analogicznego grupowania dla miernika kompleksowego (por. rys. 4.19 oraz 3.2) uwidacznia większe rozproszenie zarówno najgorszej, jak i najlepszej grupy powiatów dla ARPR. Warto jednak zauważyć, że na takiej wskaźnikowej podstawie grupowania zyskują

4.4. Analiza porównawcza uzyskanych wyników

Rysunek 4.18. Grupowanie powiatów metodą progową według oszacowań wskaźnika ARPR uzyskanych przy użyciu modelu Rao i Yu w roku 2011



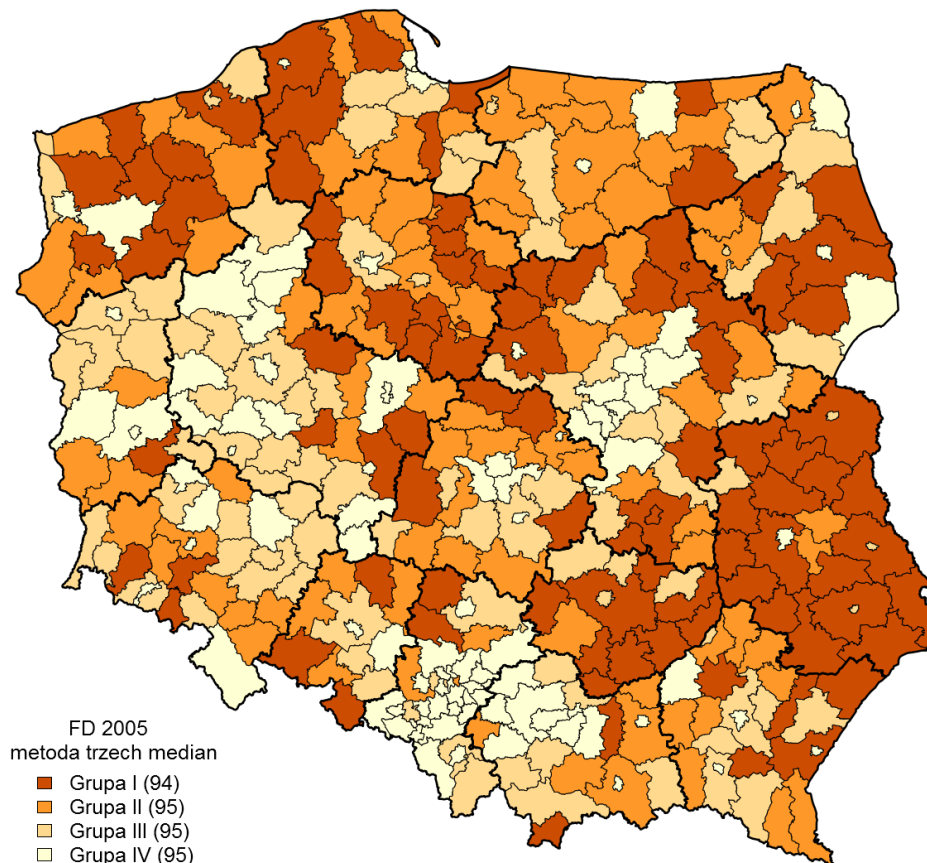
Uwaga: Liczby w nawiasach oznaczają liczebność poszczególnych grup, czyli liczbę należących do nich powiatów.

Źródło: Opracowanie własne.

Wielkopolska i Małopolska, gdzie znacznie więcej powiatów należy do grupy I. Z kolei powiat tatrzański (województwo małopolskie) i kilka powiatów podsudeckich znalazło się w najsłabszej grupie I.

W przypadku zastosowania metody progowej grupa I jest dla ARPR kilkukrotnie liczniejsza niż dla miernika kompleksowego (por. rys. 4.20 i 3.3). W obu przypadkach stabilnie pozostaje w tej grupie jedynie powiat ostrołęcki na Mazowszu. W grupie IV według ARPR znalazły się np. dwa powiaty z dość ubogich regionów, a mianowicie mielecki z Podkarpacia i wyszkowski z Mazowsza, które na podstawie

Rysunek 4.19. Grupowanie powiatów metodą trzech median według oszacowań wskaźnika ARPR uzyskanych przy użyciu modelu Faya i Diallo w roku 2005



Uwaga: Liczby w nawiasach oznaczają liczebność poszczególnych grup, czyli liczbę należących do nich powiatów.

Źródło: Opracowanie własne.

wartości miernika kompleksowego znalazły się w grupie III. Ponownie też widać większe wartości ARPR dla powiatów północnych.

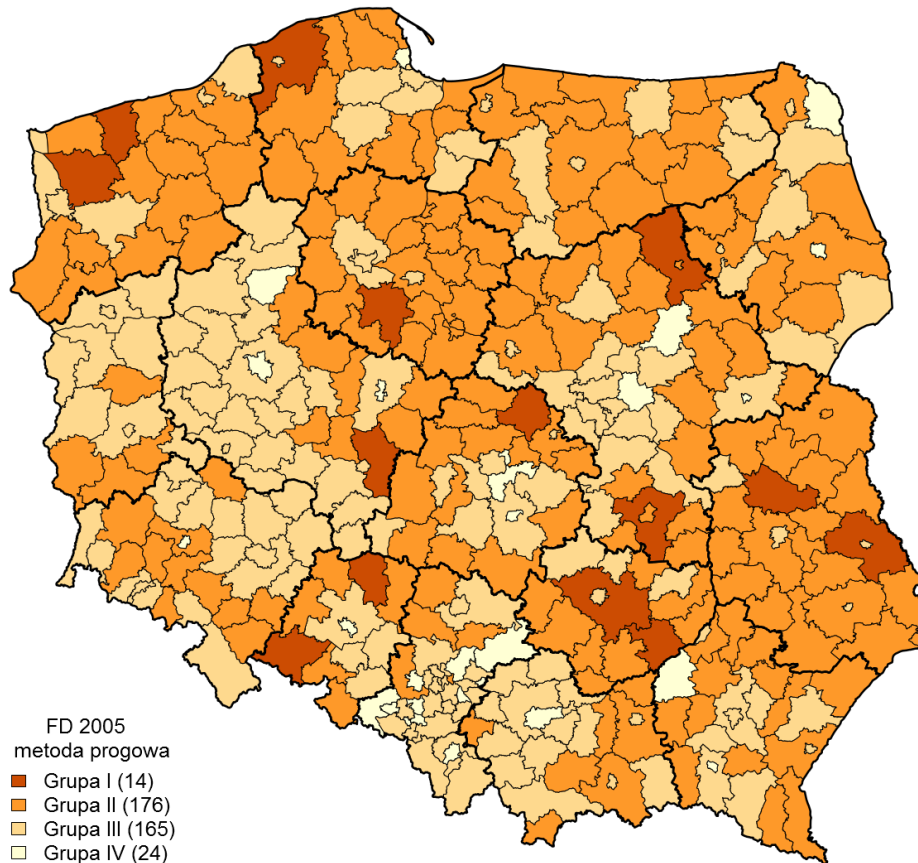
W roku 2008 w tych uwarunkowaniach granice skupień były natomiast takie:

- metoda trzech median:

- Grupa I: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i > 0,4821\}$,
- Grupa II: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,3595 < \widetilde{ARPR}_i \leq 0,4821\}$,
- Grupa III: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,1925 < \widetilde{ARPR}_i \leq 0,3595\}$,

4.4. Analiza porównawcza uzyskanych wyników

Rysunek 4.20. Grupowanie powiatów metodą progową według oszacowań wskaźnika ARPR uzyskanych przy użyciu modelu Faya i Diallo w roku 2005



Uwaga: Liczby w nawiasach oznaczają liczebność poszczególnych grup, czyli liczbę należących do nich powiatów.

Źródło: Opracowanie własne.

– Grupa IV: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i \leq 0,1925\}$.

• metoda progowa:

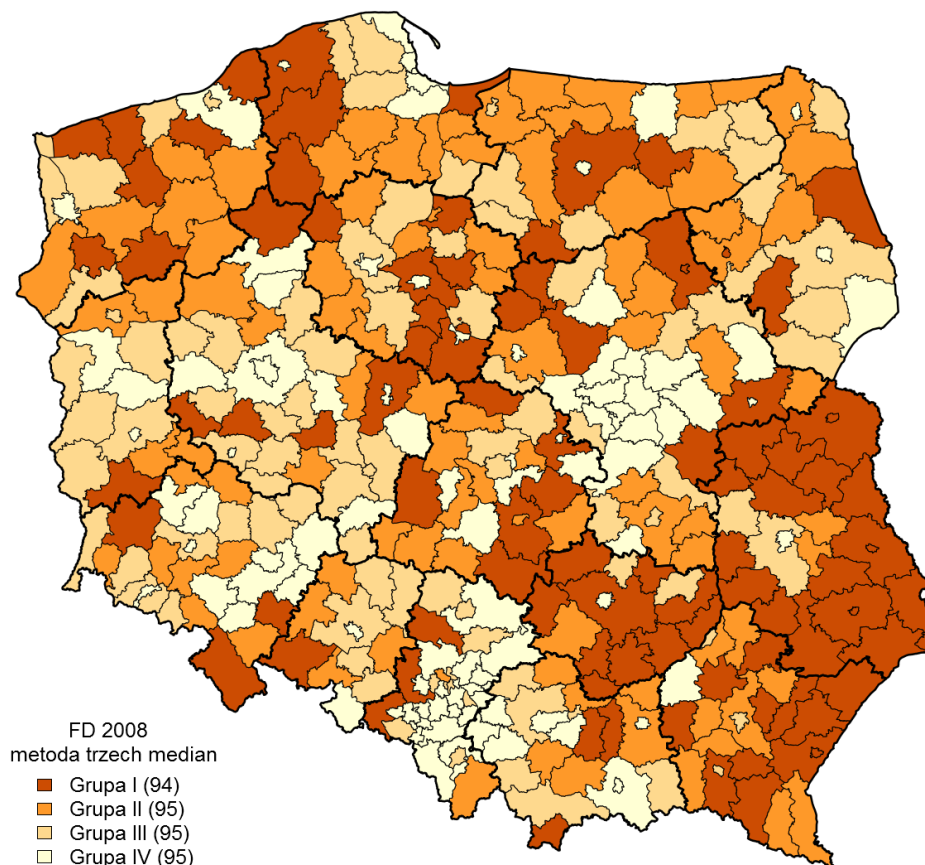
– Grupa I: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i \geq 0,7190\}$,

– Grupa II: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,3595 \leq \widetilde{ARPR}_i < 0,7190\}$,

– Grupa III: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,0000 \leq \widetilde{ARPR}_i < 0,3595\}$,

– Grupa IV: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i < 0,0000\}$.

Rysunek 4.21. Grupowanie powiatów metodą trzech median według oszacowań wskaźnika ARPR uzyskanych przy użyciu modelu Faya i Diallo w roku 2008



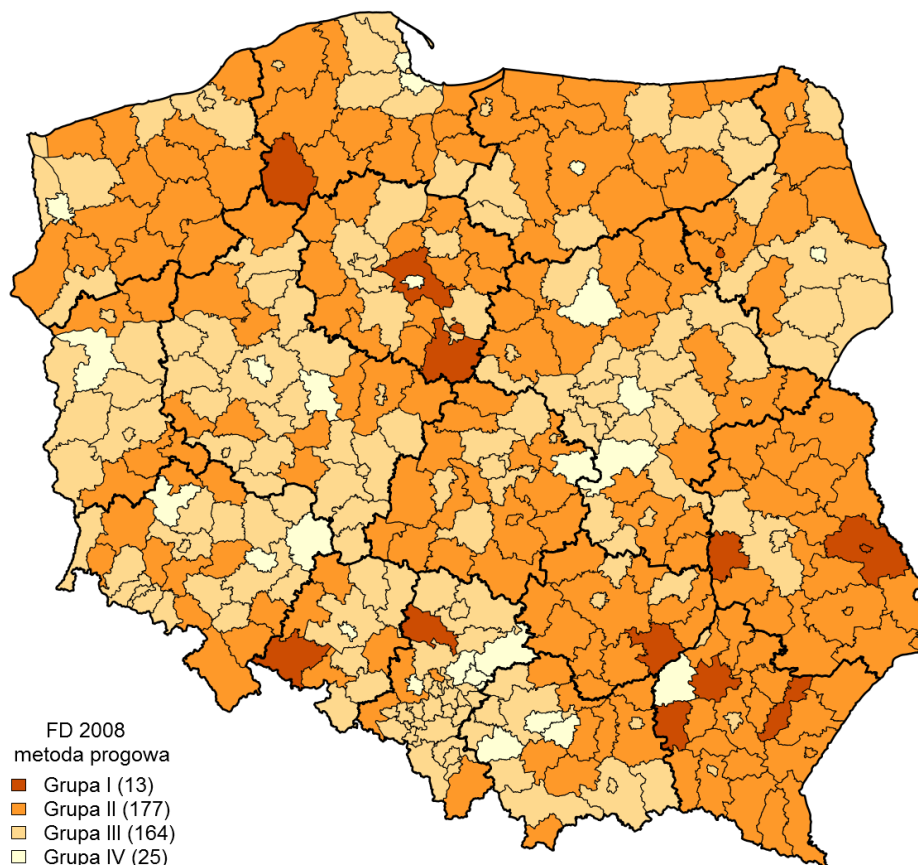
Uwaga: Liczby w nawiasach oznaczają liczebność poszczególnych grup, czyli liczbę należących do nich powiatów.

Źródło: Opracowanie własne.

Rys. 4.21 oraz 3.4 ukazują, że ta sama metoda grupowania (trzech median) zastosowana do różnych (choć porównywalnych co do zakresu informacyjnego) danych prowadzi w znacznym stopniu do odmiennych rezultatów. Wedle wskaźnika ARPR do grupy I należy sporo powiatów z zachodu i południowego zachodu kraju, których wartości miernika tam nie klasyfikują. Natomiast na Mazowszu i na Śląsku — w otoczeniu dużych aglomeracji — więcej jest powiatów najlepszej grupy I. Podobnie składy grup różnią się, jeśli grupowanie oprzemy na podejściu progowym (por. rys. 4.22 oraz 3.5). Tutaj też tylko po-

4.4. Analiza porównawcza uzyskanych wyników

Rysunek 4.22. Grupowanie powiatów metodą progową według oszacowań wskaźnika ARPR uzyskanych przy użyciu modelu Faya i Diallo w roku 2008



Uwaga: Liczby w nawiasach oznaczają liczebność poszczególnych grup, czyli liczbę należących do nich powiatów.

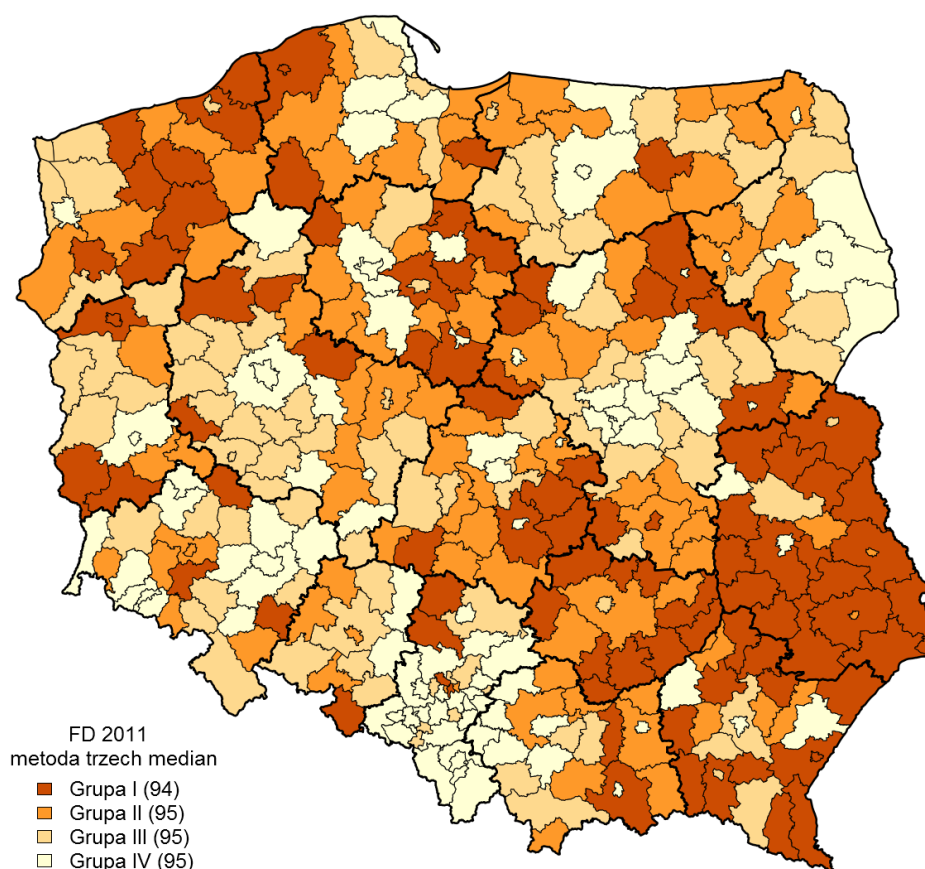
Źródło: Opracowanie własne.

wiat opolski na Lubelszczyźnie w obu przypadkach pozostaje w grupie I, mimo bardzo podobnej jej liczebności i dla ARPR, i dla miernika. W przypadku szacunków ARPR więcej powiatów ziemskich należy do odpowiedniej najlepszej grupy IV, ale na przykład wiele tych podgórskich klasyfikowanych bywa niżej niż dla miernika.

4. Estymacja stopy ubóstwa w Polsce w przekroju powiatów

Na zakończenie przeanalizowane zostały jeszcze klasy szacunków ARPR uzyskanych przy pomocy rozpatrywanego modelu dla roku 2011 (por. rys. 4.23 i 4.24).

Rysunek 4.23. Grupowanie powiatów metodą trzech median według oszacowań wskaźnika ARPR uzyskanych przy użyciu modelu Faya i Diallo w roku 2011

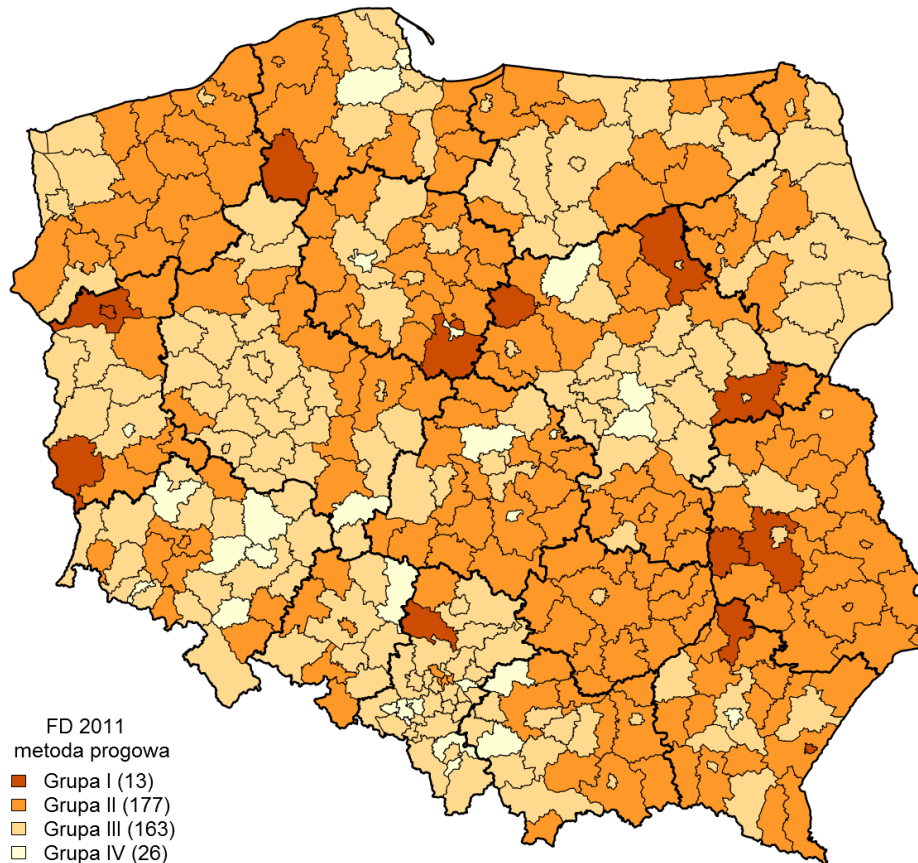


Uwaga: Liczby w nawiasach oznaczają liczebność poszczególnych grup, czyli liczbę należących do nich powiatów.

Źródło: Opracowanie własne.

4.4. Analiza porównawcza uzyskanych wyników

Rysunek 4.24. Grupowanie powiatów metodą progową według oszacowań wskaźnika ARPR uzyskanych przy użyciu modelu Faya i Diallo w roku 2011



Uwaga: Liczby w nawiasach oznaczają liczebność poszczególnych grup, czyli liczbę należących do nich powiatów.

Źródło: Opracowanie własne.

Ich granice ukształtowały się następująco:

- metoda trzech median:

- Grupa I: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i > 0,4672\}$,
- Grupa II: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,3440 < \widetilde{ARPR}_i \leq 0,4672\}$,
- Grupa III: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,1933 < \widetilde{ARPR}_i \leq 0,3440\}$,
- Grupa IV: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i \leq 0,1933\}$.

- metoda progowa:

- Grupa I: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i \geq 0,6879\}$,
- Grupa II: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,3440 \leq \widetilde{ARPR}_i < 0,6879\}$,
- Grupa III: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : 0,0000 \leq \widetilde{ARPR}_i < 0,3440\}$,
- Grupa IV: $\{i = 1, 2, \dots, 379 : \widetilde{ARPR}_i < 0,0000\}$.

„Przesunięcie” grupy I na zachód kraju w stosunku do kształtu tejże grupy uformowanej na podstawie wartości miernika kompleksowego (por. rys. 4.23 i 3.6) jest także widoczne i tutaj, w przypadku zastosowania metody trzech median. W grupie IV ARPR wydają się znajdować większe obszarowo powiaty niż w takiejże samej grupie dla miernika. Model Faya i Diallo daje ponownie lepsze wyniki dla Podlasia. Z kolei zastosowanie progowego podejścia do konstrukcji klas (por. rys. 4.24 i 3.7) uwidacznia większą liczebność najsłabszej grupy I w przypadku szacunków ARPR oraz — co ciekawe — przynależność miasta Przemyśla do najsłabszej grupy I (podczas gdy w myśl miernika należał on do grupy III). Z kolei w IV grupie według ARPR zawartych jest kilka powiatów ziemskich, przede wszystkim te sąsiadujące z dużymi miastami, ale też i np. powiat ostrzeszowski w Wielkopolsce.

Ogólnie można stwierdzić, że grupowania uzyskane w oparciu o szacunki wskaźnika ARPR otrzymane za pomocą obu modeli — Rao i Yu oraz Faya i Diallo — w ramach tej samej metody różnią się bardzo nieznacznie (niezwykle sporadyczne różnice sięgają jedynie sąsiednich porządkowo grup) lub nawet wcale.

4.4.3. Analiza porównawcza estymacji dla modeli dynamicznych i metody EB

Ostatnim krokiem analizy wyników estymacji stopy ubóstwa w powiatach było porównanie oszacowań punktowych na podstawie modelu obszarowego oraz jednostkowego. Ze względu na dostępność danych dla metody EB porównanie to dotyczy wyłącznie oszacowań dla roku 2011. Dodatkowo - umieszczono porównanie precyzji obydwu estymatorów. Jednakże, ze względu na różny sposób estymacji błędów w modelach (ze wzoru oraz bootstrap), należy do tych oszacowań podchodzić z ostrożnością, ponieważ nie są one porównywalne. Obydwa zestawienia znajdują się w tabeli 4.19.

4.4. Analiza porównawcza uzyskanych wyników

Tabela 4.19. Statystyki opisowe oszacowań punktowych oraz precyzji stopy ubóstwa w powiatach w Polsce roku 2011 według rozpatrywanych modeli

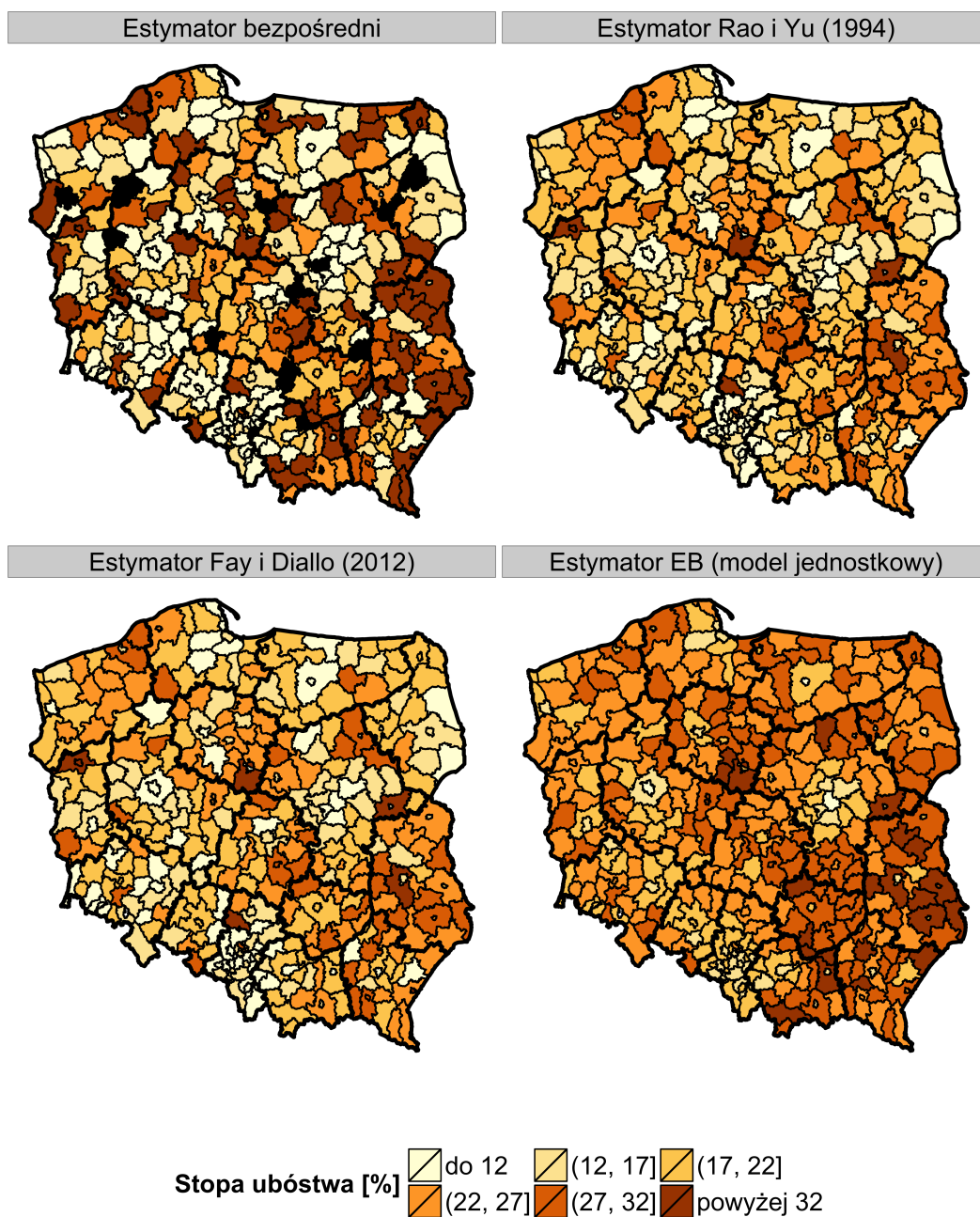
Estymator	Min	Q_1	Średnia	Mediana	Q_3	Max
Oszacowania punktowe						
Bezpośredni	0.00	9.45	19.94	16.50	28.30	84.50
Rao i Yu (1994)	2.94	14.08	18.60	19.00	23.02	40.42
Fay i Diallo (2012)	2.93	14.09	18.62	19.02	22.99	40.56
Metoda EB	7.25	20.44	24.96	24.23	27.83	39.06
Oszacowania precyzji						
Bezpośredni	0.00	38.22	58.85	50.37	67.83	600.40
Rao i Yu (1994)	4.59	7.63	15.67	14.51	20.40	55.30
Fay i Diallo (2012)	4.45	7.38	15.62	14.54	20.43	55.61
Metoda EB	7.23	12.60	14.14	14.39	16.12	23.18

Źródło: Opracowanie własne.

Model EB, w porównaniu do modeli obszarowych, wskazuje przeciętnie wyższą stopę ubóstwa w powiatach. Mediana, jak i średnia oszacowań modeli obszarowych znajduje się mniej więcej na poziomie 19%, podczas gdy model EB wskazuje około 25%. Najwyższe wartości oszacowań punktowych są zbliżone i kształtują się na poziomie 40%, natomiast najniższe w przypadku EB wynosi 7,25%, a dla modeli obszarowych blisko 3%. Dodatkowych informacji wnosi analiza kwartyli — w przypadku metody EB, 25% powiatów ma stopę ubóstwa niższą bądź równą 20,44%, podczas gdy w modelach obszarowych około 14%. Natomiast 75% powiatów według modeli obszarowych ma stopę ubóstwa mniejszą lub równą 23%, gdy estymator EB wskazuje 27%.

Analizując tabelę 4.19 należy jednak zwrócić uwagę, że obydwa podejścia wskazują mniej więcej podobne poziomy stopy ubóstwa. Zgodności oszacowań widoczne są zwłaszcza w górnej granicy oszacowań stopy ubóstwa. Dodatkowych informacji o zgodności oszacowań przynosi również analiza kartogramów znajdujących się na wykresie 4.25. Wykres 4.25 zawiera 4 kartogramy przedstawiające wartości stopy ubóstwa pogrupowanej w sześć przedziałów dla estymatora bezpośredniego, Rao i Yu [52], Fay i Diallo [19] oraz EB. Liczebności tych przedziałów znajdują się w tabeli 4.20.

4. Estymacja stopy ubóstwa w Polsce w przekroju powiatów



Rysunek 4.25. Porównanie oszacowań estymatora bezpośredniego, Rao i Yu [52], Fay i Diallo [19] oraz EB (model jednostkowy) dla roku 2011

Źródło: Opracowanie własne.

4.4. Analiza porównawcza uzyskanych wyników

Tabela 4.20. Stopa ubóstwa w 2011 pogrupowana według 6 przedziałów dla analizowanych estymatorów

Przedziały [%]	HT	RY	FD	EB
poniżej 12	116	65	65	3
(12, 17]	68	84	83	38
(17, 22]	49	111	112	83
(22, 27]	34	81	79	132
(27, 32]	31	32	34	101
Powyżej 32	66	6	6	22
BRAK	15			

HT – estymator bezpośredni; RY – estymator Rao i Yu [52]; FD – Fay i Diallo [19]; EB – estymator EB.

Źródło: Opracowanie własne.

Analiza kartogramów wskazuje na podobne oszacowania dla następujących województw Polski południowo-wschodniej (podkarpackiego, lubelskiego oraz świętokrzyskiego), w których obserwuje się zdecydowanie wyższą stopę ubóstwa niż w przypadku innych regionów. W tym rejonie, większość powiatów charakteryzuje się stopą ubóstwa znajdującą się w przedziale 22 do 40%. Dodatkowo, w przypadku powiatów na granicy województwa zachodnio-pomorskiego oraz pomorskiego obserwuje się wysoki poziom stopy ubóstwa. W przypadku powiatów grodzkich stopa ubóstwa znajduje się poniżej 12%, co jest zgodne z wcześniejszymi analizami. Wszystkie modele wskazują, że w powiatach włocławskim (woj. kujawsko-pomorskie), siedleckim (woj. mazowieckie) oraz mrągowskim (woj. warmińsko-mazurskie) stopa ubóstwa jest wyższa od 32%. Zgodność wyników wskazuje również współczynnik korelacji rang Spearmana zawarty w tabeli 4.21 wynoszący około 70%.

Dodatkowo, należy jednak zwrócić uwagę na pewne rozbieżności między modelami. Wynikają one głównie ze sposobu modelowania oraz wybranych zmiennych pomocniczych. Największe różnice widoczne są dla województwa podlaskiego, warmińsko-mazurskiego oraz śląskiego. Dla tych województw modele obszarowe wskazują stopę ubóstwa do 22%, podczas gdy model jednostkowy wskazuje na przedział od 17 do 32%.

4. Estymacja stopy ubóstwa w Polsce w przekroju powiatów

Tabela 4.21. Korelacja rang Spearmana między oszacowaniami modeli obszarowych i modelu jednostkowego

Estymator	Rao i Yu	Fay i Diallo	EB
Rao i Yu	1,00	1,00	0,68
Fay i Diallo	1,00	1,00	0,68
EB	0,68	0,68	1,00

Źródło: Opracowanie własne.

Największa różnica widoczna jest dla powiatu sokólskiego (woj. podlaskie), gorzowskiego oraz m. Gorzowa Wielkopolskiego (woj. lubuskie), lublenickiego (woj. śląskie) oraz nowotarskiego (woj. małopolskie).

Zakończenie

Praca badawcza pt. „Pomiar ubóstwa na poziomie powiatów (LAU 1)” okazała się projektem wymagającym i stanowiącym bardzo ambitne wyzwania naukowe i poznawcze postawione przed zespołem ją realizującym. Aspektem, którego znaczenie w największym stopniu wpływało na prace projektowe, był fakt, że brakuje jakichkolwiek informacji na temat ubóstwa w Polsce w przekroju powiatów. Jednocześnie zespół badawczy miał świadomość ogromnych potrzeb informacyjnych dotyczących ubóstwa na niskich poziomach agregacji przestrzennych, formułowanych przez szerokie grono odbiorców danych pod adresem polskiej statystyki publicznej.

Oczekiwania te zgłaszane były licznie przez uczestników ogólnopolskiej konferencji naukowej „Pomiar ubóstwa i wykluczenia społecznego w układach regionalnych i lokalnych”, która została zorganizowana w dniach 11–12 czerwca 2015 roku na Uniwersytecie Ekonomicznym w Poznaniu w ramach programu „Wsparcie systemu monitorowania polityki spójności w perspektywie finansowej 2007–2013” oraz „Programowania i monitorowania polityki spójności w perspektywie finansowej 2014–2020” współfinansowanego ze środków Unii Europejskiej w ramach Programu Operacyjnego Pomoc Techniczna 2007–2013. Celem konferencji była prezentacja dwóch badań realizowanych w ramach Programu Operacyjnego Pomoc Techniczna: „Dezagregacja wskaźników strategii Europa 2020 na poziom NTS 2 z zakresu pomiaru ubóstwa i wykluczenia społecznego” i „Pomiar ubóstwa na poziomie powiatów (LAU 1)” oraz poddanie dyskusji naukowej ich metodologii i prezentacja wyników pierwszego z nich. Uczestnikami wydarzenia, obok środowiska akademickiego, byli przedsta-

wiciele służb statystyki publicznej oraz administracji rządowej i samorządowej, dla których problematyka prezentowanych badań ma kluczowe znaczenie w systemie programowania polityki spójności i monitorowania jej efektów.

Główny cel niniejszej pracy badawczej stanowiło oszacowanie wskaźnika zagrożenia ubóstwem w Polsce na poziomie LAU 1 w latach 2005, 2008, 2011 z wykorzystaniem metodologii statystyki małych obszarów (SMO). Realizacja celu głównego oraz celów szczegółowych sformułowanych na potrzeby obydwu etapów pracy badawczej wymagała m. in. przeprowadzenia: krytycznej oceny podejść stosowanych w zakresie estymacji wskaźnika zagrożenia ubóstwem, prezentowanych od strony teoretycznej w literaturze przedmiotu, przeglądu praktycznych zastosowań i implementacji w różnych krajach w zakresie oszacowania wskaźnika zagrożenia ubóstwem z wykorzystaniem statystyki małych obszarów, krytycznej oceny estymatorów statystyki małych obszarów, które mogłyby być wykorzystane do szacowania wskaźnika zagrożenia ubóstwem na niskim poziomie agregacji przestrzennej (LAU 1), kwerendy potencjalnych źródeł danych w kontekście poszukiwania zmiennych pomocniczych do budowy odpowiednich modeli statystycznych, które można by wykorzystać na potrzeby estymacji wskaźnika zagrożenia ubóstwem na poziomie LAU 1, weryfikacji dostępnego oprogramowania, które potencjalnie mogłoby być wykorzystane na potrzeby szacowania wskaźnika zagrożenia ubóstwem w Polsce na poziomie LAU 1, oceny terytorialnego zróżnicowania wskaźnika zagrożenia ubóstwem na poziomie powiatów (LAU 1), wytypowanie obszarów najbardziej i najmniej dotkniętym ubóstwem, statystycznej oceny jakości zastosowanych estymatorów z punktu widzenia precyzji szacunku.

Jako bardzo ważne efekty pracy badawczej zostały wskazane także: prezentacja zjawiska ubóstwa na mapach tematycznych oraz sformułowanie wytycznych i rekomendacji w zakresie możliwości przyszłego cyklicznego wykorzystania zaproponowanej metodologii.

W kontekście zatem tak określonych celów i efektów projektu, należy podkreślić, że raporty będące efektem prac obydwu etapów stanowią bardzo obszerne kompendium aktualnego stanu wiedzy w obszarze wykorzystania metod statystyki małych obszarów na potrzeby szacowania ubóstwa w przekroju powiatów. Po pierwsze, Czytelnik ma możliwość zapoznania się ze światowym dorobkiem w zakresie zastosowania metodologii statystyki małych obszarów do esty-

macji charakterystyk ubóstwa na przykładzie Hiszpanii, Włoch, Stanów Zjednoczonych czy opracowań Banku Światowego, a także najważniejszych europejskich projektów badawczych, które stworzyły podwaliny współczesnej perspektywy postrzegania problematyki estymacji pośredniej i ubóstwa, czy szerzej - jakości życia. Chodzi tutaj o efekty poznawcze takich projektów jak SAIPE, AMELI, SAMPLE, ES-Snet on Small Area Estimation czy EURAREA. Przeprowadzono bardzo szeroką kwerendę w zakresie potencjalnych źródeł danych przydatnych do szacowania ubóstwa, gdzie oprócz zasobów statystyki publicznej sformułowane zostały także pewne rekomendacje dotyczące rejestrów administracyjnych, m.in. takich jak POLTAX, SyriuszStd, POMOST, czy Krajowy System Monitoringu Pomocy Społecznej.

Niewątpliwie cennym, chociaż mało efektywnym etapem pracy badawczej, był przegląd potencjalnych zmiennych pomocniczych w estymacji ubóstwa z punktu widzenia estymacji na różnych poziomach agregacji przestrzennej – od poziomu regionu, o największych możliwościach, do poziomu gospodarstwa domowego i osoby, gdzie liczba zmiennych pomocniczych potencjalnie dostępnych na potrzeby modelowania jest najmniejsza, a zasilanie charakteryzuje się najmniejszą częstotliwością. Wartością dodaną w tym kompendium wiedzy jest przegląd potencjalnych estymatorów statystyki małych obszarów, ze wskazaniem ich mocnych stron i ograniczeń, a także charakterystyka narzędzi informatycznych przydatnych w estymacji ubóstwa. Ten fragment raportu ma niebagatelną wartość dla rozpowszechnienia informacji o projekcie i rozwijania jego dorobku, z tego względu, że w znacznej części dotyczy on oprogramowania R, które jest oprogramowaniem darmowym, łatwym do implementacji i coraz powszechniej stosowanym, nawet przez mniej zaawansowanych analitycznie użytkowników. Należy zatem oczekiwać, że będzie to jeden z tych elementów projektu, który wzmocni jego trwałość. Raport końcowy, stanowiący zwieńczenie całej pracy badawczej ma charakter bardziej syntetyzujący osiągnięte wyniki. Niezwykle cenny poznawczo jest fragment poświęcony usystematyzowaniu pojęcia ubóstwa, jego definicji i problematyki związanej z pomiarem owego zjawiska.

Punkt ciężkości pracy badawczej i jej efekty metodologiczne i poznawcze związane są jednak niewątpliwie z tymi fragmentami raportu, które dotyczą analizy taksonomicznej ubóstwa w Polsce w latach 2005, 2008 i 2011 oraz estymacji stopy ubóstwa w Polsce w przekroju powiatów w oparciu o modele obszarowe i model jednostkowy.

Takie ujęcie nawiązuje do historycznych związków estymacji pośredniej i metod taksonomicznych. Należy podkreślić, że chociaż współczesne zastosowania metod statystyki małych obszarów nie ekspozują swojego rodowodu, koncentrując się na poszukiwaniu coraz bardziej złożonych modeli przekrojowych, przestrzennych, czasowych i ich kombinacji, to jednak podstawowe kryteria formalne wewnętrznie formułowane w stosunku do wyników uzyskiwanych tymi metodami pozostały takie same [49], tzn. kryterium poziomu, kolejności, kolejności i dystansu. Wynika to niewątpliwie z popularności zastosowań opartych na konstrukcji sztucznej populacji i stosowania technik symulacyjnych, gdzie w zasadzie można poddać analizie spełnienie wszystkich wymienionych powyżej postulatów. Autorzy niniejszej pracy badawczej nie mieli tak komfortowej sytuacji, aby skonfrontować uzyskane szacunki na poziomie powiatów z określonymi punktami odniesienia – z tej prostej przyczyny, że nie są dostępne szacunki ubóstwa na tak niskich poziomach agregacji przestrzennej. W tej sytuacji przyjęto ambitne założenie zastosowania dwóch niezależnych dróg badawczych, które na końcu powinny dać przynajmniej podobne uporządkowanie powiatów według stopy ubóstwa. Byłoby to spełnienie w realistycznej wersji minimum chociażby niezwykle ważnego postulatu związanego z kryterium kolejności. Jedną z tych dróg było zastosowanie miernika syntetycznego na podstawie określonych zmiennych diagnostycznych, a drugą – zastosowanie dwóch modeli obszarowych i jednego modelu jednostkowego.

Praca badawcza pt. „Pomiar ubóstwa na poziomie powiatów (LAU 1)” ma w dużej mierze charakter pionierski na gruncie polskim i w związku z tym, że przeciera pewne nowe potencjalne kierunki rozwoju statystyki publicznej w Polsce, będzie przedmiotem krytycznej oceny dotyczącej zastosowanej metodologii badawczej, w tym w szczególności w obszarze wybranych zmiennych pomocniczych, zastosowanych modeli statystyki małych obszarów oraz uzyskanych wyników. Dla Autorów opracowania jest to sytuacja naturalna a wręcz pożądana – daje bowiem możliwość zaprezentowania szeregu argumentów na rzecz kontynuowania i doskonalenia prac poświęconych wykorzystaniu statystyki małych obszarów do szacowania ubóstwa.

Członkowie zespołu badawczego pragną jednocześnie stanowczo podkreślić, że uzyskane wyniki nie mają charakteru oficjalnych danych statystyki publicznej. Stanowią one rezultaty pewnego pionierskiego i eksperymentalnego postępowania badawczego, a pełna ocena

rezultatów projektu powinna uwzględnić obok elementów krytycznych, także dobre strony zastosowanego podejścia, jak również obiektywne trudności, które musiał brać pod uwagę zespół badawczy.

Wśród pozytywów zastosowanej metodologii na podkreślenie zasługuje przede wszystkim możliwie najpełniejsze wykorzystanie istniejącej w statystyce publicznej infrastruktury statystycznej. Wybór zmiennych do modeli poprzedzony był szczegółowymi analizami dotyczącymi ich dostępności na pożądanym poziomie agregacji przestrzennej, a także spełnienie postulatów związanych ze statystycznymi i merytorycznymi kryteriami doboru zmiennych objaśniających do modeli. Postępowanie badawcze wykazało, że istniejąca w statystyce publicznej infrastruktura informacyjna zapewnia trwałość efektów projektu, bowiem pozwala (przynajmniej w odniesieniu do podejścia taksonomicznego oraz podejść opartych o modele obszarowe) na cykliczne-coroczne szacunki stopy ubóstwa na poziomie powiatów z wykorzystaniem zaproponowanej metodologii. Co więcej, istniejąca infrastruktura badawcza umożliwiła dwutorowe szacowanie stopy ubóstwa w powiatach. Analizy wskazują, że uporządkowanie powiatów ze względu na stopę ubóstwa uzyskaną w oparciu o modele statystyki małych obszarów (jednostkowy i obszarowe) jest w dużym stopniu zgodne z uporządkowaniem powiatów uzyskanym w oparciu o analizę taksonomiczną – świadczą o tym wysokie, dodatnie wartości współczynnika korelacji rang Spearman'a. Warto przy tym podkreślić, że zestaw zmiennych służących do budowy tzw. metacechy był inny (zachowując przy tym związek merytoryczny bezpośredni lub pośredni ze stopą ubóstwa) niż zestaw zmiennych wykorzystanych do modelowania w przypadku stosowania metod statystyki małych obszarów. Zatem należałoby uznać, przy braku innych możliwości benchmarkingu, że postulat związany z kryterium zachowania kolejności przy porządkowaniu powiatów ze względu na stopę ubóstwa, w dużej mierze został spełniony. Niewątpliwym novum w praktycznych zastosowaniach metod statystyki małych obszarów do szacowania ubóstwa jest wykorzystanie modeli dynamicznych, a nie tylko przekrojowych. Autorzy opracowania zdają sobie jednak sprawę z pewnych ograniczeń stosowania modeli dynamicznych, wynikających ze specyfiki badania EU-SILC, polegającej na tym, że próby w kolejnych latach pokrywają się w znacznym stopniu.

Członkowie zespołu badawczego są świadomi szeregu zalet, jak i słabszych stron zaprezentowanych wyników. Obiektywne trudno-

ści, które niewątpliwie miały wpływ na uzyskane szacunki można pogrupować w następujące kategorie:

- specyfika badania EU-SILC (zmniejszanie się panelu wskutek odmów respondentów, powiat jako tzw. nieplanowana domena – powiat nie stanowi warstwy w schemacie losowania do badania EU-SILC – stąd brak reprezentantów);
- pionierskość badania i – co się z tym wiąże – brak danych referencyjnych, co przy formalnej konstrukcji wskaźnika ubóstwa, nie pozwala np. na proste agregowanie szacunków dla powiatów na poziom wojewódzki (w celu porównania z wartościami estymatora bezpośredniego dla większych obszarów);
- brak dostępu do danych z rejestrów administracyjnych, w tym przede wszystkim do danych podatkowych i danych dotyczących pomocy społecznej.

Rekapitulując powyższe, należy podkreślić, że w dobie silnej presji popytowej na coraz bardziej szczegółową informację dotyczącą ubóstwa, o częstotliwości większej niż w przypadku spisów powszechnych, przy jednoczesnym obniżaniu się środków na prowadzenie badań statystycznych i rosnącej tendencji odmów udziału w badaniach statystycznych oraz dążeniu do zadośćuczynienia postulatowi dotyczącemu zmniejszania obciążeń respondentów, nie ma w zasadzie alternatywy dla metod estymacji pośredniej. Estymator bezpośredni przy takiej konstrukcji badania EU-SILC oraz wspomnianych ograniczeniach nie jest w stanie dostarczyć precyzyjnych oszacowań dla poszczególnych powiatów, a dla części z nich jest to nawet niemożliwe ze względu na brak reprezentacji w próbie.

Zaprezentowana w niniejszym raporcie metodologia szacowania stopy ubóstwa na poziomie powiatów powinna być rozwijana, przy czym oprócz dalszego doskonalenia modeli statystyki małych obszarów, także tych uwzględniających korelacje przestrzenno-czasowe, należy w większym stopniu wykorzystywać zasoby rejestrów administracyjnych resortu Ministerstwa Finansów, Ministerstwa Pracy i Polityki Społecznej, jednostek samorządu terytorialnego, Zakładu Ubezpieczeń Społecznych, itp. Przyczyni się to z pewnością do polepszenia jakości modeli i uzyskiwanych oszacowań. Być może dobrą okazją do zainteresowania decydentów wynikami niniejszej pracy badawczej w kontekście szerszego wykorzystania rejestrów podatko-

wych i związanych z pomocą społeczną jest ożywiona w ostatnim czasie dyskusja poświęcona tzw. kwocie wolnej od podatku i funkcjom, jakie powinna ona pełnić w kontekście przeciwdziałania zjawisku ubóstwa. Zauważył to też poniekąd Trybunał Konstytucyjny, uznając orzeczeniem z dnia 28 października 2015 r. stałość tej kwoty za niezgodną z konstytucją³, gdyż – jego zdaniem – uzasadnione jest oczekiwanie, że państwo zagwarantuje obywatelowi minimalny zasób środków umożliwiających zaspokojenie podstawowych potrzeb życiowych i uczestniczenie w życiu publicznym. Stąd sprzężenie kwoty wolnej od podatku z minimum socjalnym (które stanowi wszak jedną z formalnych granic ubóstwa) wydaje się oczywiste.

Członkowie zespołu badawczego pragną zarekomendować dalsze prowadzenie prac badawczych poświęconych szacowaniu ubóstwa w przekroju powiatów, wyraźnie przy tym podkreślając, że wartości estymatorów stopy ubóstwa dla poszczególnych powiatów na obecnym etapie należy traktować bardzo ostrożnie – tylko i wyłącznie jako wyniki eksperymentalne. Większą wartość poznawczą powinno mieć natomiast uporządkowanie powiatów ze względu na wielkość stopy ubóstwa.

³por. <http://biznes.pl/podatki/osoba-fizyczna/tk-kwota-wolna-od-podatku-niezgodna-z-konstytucja/dvjtfy>, dostęp: 29 X 2015

Bibliografia

- [1] Abel-Smith, B. i Townsend, P., 1965, *The Poor and the Poorest*, Occasional Papers and Social Administration, 17, Bell & Sons, London.
- [2] Atkinson, T., Cantillon, B., Marlier, E. i Nolan, B., 2002, *Social Indicators: The EU and Social Inclusion*, Oxford University Press, Oxford.
- [3] Alkire, S. i Foster, J., 2008, *Counting and Multidimensional Poverty Measurement*, OPWI Working Paper Series, University of Oxford, Oxford.
- [4] Battese, G.E., Harter, R.M., i Fuller, W.A., 1988, *An Error-Components Model for Prediction of County Crop Areas Using Survey and Satellite Data*, Journal of the American Statistical Association, 83, 28–36.
- [5] Burniaux J-M, Dang T-T, Fore D., Förster M.F., Mira d’Ercole M. i Oxley H., 1998, *Income Distribution and Poverty in Selected OECD Countries*, OECD Economics Department Working Paper, 189, Paris.
- [6] Bradshaw, J. i Mayhew, E., 2010, *Understanding Extreme Poverty in the European Union*, “European Journal of Homelessness”, 4, 171–186.
- [7] Büchs, M., 2007, *New Governance in European Social Policy: the Open Method of Coordination*, Palgrave MacMillan, Houndmills, UK.

- [8] Commission of the European Communities, 1990, *Final Report on the Second European Poverty Programme*, COM(91)29.
- [9] Copeland, P. i Daly, M., 2012, *Varieties of Poverty Reduction: Inserting the Poverty and Social Exclusion Target into Europe 2020*, "Journal of European Social Policy", 22, (3), 273–287.
- [10] Coudouel, A., Hentschel i J.S., Wodon, Q.T., 2002, *Poverty Measurement and Analysis, w: Poverty Reduction Sourcebook for Poverty Reduction Strategies*, World Bank, Washington D.C., 27–74 i 405–427.
- [11] Council of the European Communities, 1975, *Council Decision No. 75/458/EEC of 22 July 1975 Concerning a programme of pilot schemes and studies to combat poverty*, "Official Journal" L199, 30 July, 34–55.
- [12] Council of the European Communities, 1985, *Council Decision No. 85/8/EEC of 19 December 1984 on specific Community actions to combat poverty*, "Official Journal" L002, 3 January, 24–25.
- [13] Deaton A.S. i Muellbauer J., 1980, *Economics and Consumer Behaviour*, Cambridge University Press, Cambridge.
- [14] Dobrowolska, B. i Podgórski, J., 1991, *Subiektywne granice ubóstwa a dochody gospodarstw domowych*, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- [15] Donaldson, D. i Pendakur, K., 1999, *Equivalent-income Function and Income-dependent Equivalence Scales*, Discussion Paper, 99–16, Simon Fraser University, Burnaby.
- [16] Drewnowski, J., 1997, *Poverty: Its Meaning and Measurement*, „Development and Change”, 8, 183–208.
- [17] European Commission, 2010, *Compacting Poverty and Social Exclusion, A Statistical Portrait of the European Union 2010*, Publication Office of the European Union, Luxemburg.
- [18] Fay, R. E., and Roger A. Herriot. *Estimates of income for small places: an application of James-Stein procedures to census data*, Journal of the American Statistical Association 74.366a (1979): 269–277.

- [19] Fay, R.E. i Diallo, M.S., 2012. *Small Area Estimation Alternatives for the National Crime Victimization Survey*, Dostęp online: https://www.amstat.org/sections/srms/proceedings/y2012/files/304438_73111.pdf.
- [20] Fay, R.E. i Diallo, M.S., 2015, *sae2: Small Area Estimation: Time-series Models*, R package version 0.1-1, <http://CRAN.R-project.org/package=sae2>
- [21] Fay, R.E., Planty, M. i Diallo, M.S., 2013. *Small Area Estimation Alternatives for the National Crime Victimization Survey*, Dostęp online: https://www.amstat.org/sections/srms/proceedings/y2013/files/308383_80758.pdf.
- [22] Foster, J.E., 1998, *What is Poverty and who are the Poor? Redefinition for the United States in the 1990s, Absolute Versus Relative Poverty*, „American Economic Review”, 88, 335–341.
- [23] Frazer H., Marlier E. i Nicaise I., 2010, *A social inclusion roadmap for Europe 2020*, Garant, Antwerp-Apeldoorn.
- [24] Goethart, T., Halberstadt V., Kapteyn A. i Van Praag B.M.S., 1977, *The Poverty Line, Concept and Measurement*, “The Journal of Human Resources”, 12, 503–520.
- [25] González-Manteiga, W., Lombardía, M.J., Molina, I., Morales, D. i Santamaría, L., 2008, *Bootstrap mean squared error of a small-area EBLUP*, Journal of Statistical Computation and Simulation, 78, 443–462.
- [26] GUS, 2012, *Dochody i warunki życia ludności Polski*, Warszawa.
- [27] Hagenaars, A.J.M., 1986, *The Perception of Poverty*, North-Holland, Amsterdam-New York-Oxford.
- [28] Hagenaars A.J.M., de Vos K. i Zaidi A., 1994, *Poverty Statistics in the Late 1980s*, Eurostat, Luxembourg.
- [29] Haughton, J. i Khandker, S.R., 2009, *Handbook on Poverty and Inequality*, World Bank, Washington D.C.
- [30] Henderson, C.R., 1975. *Best linear unbiased estimation and prediction under a selection model*. Biometrics, 31(2), pp.423–447.

- [31] Jevons M., 1871, *The Theory of Political Economy*, MacMillan, London.
- [32] Kordos J. i Ochocki A., 1993, *Problemy pomiaru ubóstwa w krajach EWG i w Polsce*, „Wiadomości Statystyczne”, 1, 3–8.
- [33] Kot S.M., 2000, *Ekonometryczne modele dobrobytu*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa-Kraków.
- [34] Kurowski P., 2002, *Koszyki minimum socjalnego i minimum egzystencji - dotychczasowe podejście*, Seminarium pt. Kategorie i instrumenty interwencji państwa w sytuacji ubóstwa. Czym jest minimum socjalne, Instytut Pracy i Spraw Socjalnych i Komisja Polityki Społecznej i Rodziny Sejmu RP, Warszawa.
- [35] Lanjouw P., Milanovic B. i Paternostro S., 2009, *Poverty and the Economic Transition: How Do Changes in Economies of Scale Affect Poverty Rates for Different Households*, Policy Research Working Paper, World Bank, Washington D.C
- [36] Lenoir R., 1974, *Les Exclus. Un Francais Sur Dix*, Editions de Seuil, Paris.
- [37] Marshall A., 1920, *Principles of Economics. 8th ed.*, MacMillan, London.
- [38] *Measuring Poverty. A New Approach*, 1995, red. C.F. Citro i R.T. Michael, National Academy Press, Washington D.C.
- [39] Młodak, A., 2005, *Ocena zmienności cech statystycznych w modelu taksonomicznym*, *Wiadomości Statystyczne*, L(9):5–18.
- [40] Młodak, A., 2006, *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*, Centrum Doradztwa i Informacji DIFIN, Warszawa.
- [41] Młodak, A., 2009, *Historia problemu Webera*, *Matematyka Stosowana*, 51(10):3–21.
- [42] Molina, I. i Marhuenda, Y., 2015, *sae: An R Package for Small Area Estimation*, *The R Journal*, Vol. 7, No. 1, ss. 81–98, <http://journal.r-project.org/archive/2015-1/molina-marhuenda.pdf>
- [43] Molina, I., i Rao., J.N.K., 2010, *Small area estimation of poverty indicators*, *The Canadian Journal of Statistics*, Vol. 38, No. 3, pp. 369–385

- [44] Orshansky, M., 1965, *Counting the Poor, Another Look at the Poverty Profile*, „Social Security Bulletin”, 28, 3–29.
- [45] R Core Team, 2015, *R: A language and environment for statistical computing*, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria <https://www.R-project.org/>.
- [46] Panek, T., 2011, *Ubóstwo, wykluczenie społeczne i nierówności. Teoria i praktyka pomiaru*, Oficyna Wydawnicza Szkoły Głównej Handlowej, Warszawa.
- [47] Panek, T., 2014a, *Metodologia analizy ubóstwa*, w: *Diagnoza Społeczna 2013. Warunki i jakość życia Polaków*, red. J. Czapiński i T. Panek, Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej, Warszawa.
- [48] Panek, T., 2014b, *Ubóstwo i wykluczenie społeczne*, w: *Statystyka Społeczna*, red. T. Panek, Warszawa, 210–257.
- [49] Paradysz J., 2008, *Kryteria dobroci estymacji dla małych obszarów*, w: *Statystyka społeczna – dokonania, szanse, perspektywy*, red. K. Jakóbik, Biblioteka Wiadomości Statystycznych, tom 57, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- [50] Podgórski, J., 1996, *Subiektywne linie ubóstwa*, w: *Polska bieda. Kryteria. Ocena. Przeciwdziałanie*, red. S. Golinowska, Instytut Pracy i Spraw Socjalnych. Warszawa, 111–134.
- [51] Prasad, N. G. N., and J. N. K. Rao. *The estimation of the mean squared error of small-area estimators*, Journal of the American statistical association 85.409 (1990): 163–171.
- [52] Rao, J.N.K. i Yu, M., 1994. *Small area estimation by combining time series and cross-sectional data*. Canadian Journal of Statistics, 22(4), pp.511–528.
- [53] Rao, J.N.K. (2003). *Small area estimation*. John Wiley & Sons, Inc.
- [54] RMS, 2014, *Diagnoza Społeczna 2013. Warunki i jakość życia Polaków*, red. J. Czapińskiego i T. Panka, Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej, Warszawa.

- [55] Rousseeuw, P. J. i Leroy, A. M., 2005, *Robust regression and outlier detection*, volume 589, John Wiley & Sons.
- [56] Rowntree, B.S., 1901, *Poverty, A Study of Town Life*, MacMillan, London.
- [57] Rusnak, R., 2007, *Statystyczna analiza dobrobytu ekonomicznego gospodarstw domowych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław.
- [58] Saunders, P., 2005, *The Poverty Wars: Reconnecting Research with Reality*, UNSW Press, Sydney.
- [59] Seidl C., 1988, *Poverty measurement: A survey, w: Welfare and efficiency in public economies*, red. D. Bos, M. Rose i C. Seidl, Springer, New York, 71–147.
- [60] Sen A., 1985, *Commodities and capabilities*, North-Holland, Amsterdam.
- [61] Sen A., 2000, *Nierówności. Dalsze rozważania*, Społeczny Instytut Wydawniczy “Znak”, Fundacja im. Stefana Batorego, Kraków-Warszawa.
- [62] Silver H., 1994, *Social Exclusion and Social Solidarity: Three Paradigms*, „International Labour Review”, 133, (5–6), 531–578.
- [63] Subramanian S., 2004, *Indicators on Inequality and Poverty*, World Institute for Development Economics Research, United Nations University, Helsinki.
- [64] Szukielojć-Bieńkuńska, A., 2008, *Pomiar ubóstwa i wykluczenia społecznego w urzędowej statystyce polskiej, w: Pomiar ubóstwa. Zmiany koncepcji i ich znaczenie*, red. I. Topińska, Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, Warszawa.
- [65] Szulc, A., 2014, *Dochód i konsumpcja, w: Statystyka społeczna*, red. T. Panek, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa, 131–163.
- [66] Topińska, I., 2005, *Badania Banku Światowego nad ubóstwem: cele, metody, wyniki w: Ubóstwo i wykluczenie społeczne. Badania. Metody. Wyniki*, red. S. Golinowska, E. Tarkowska, I. Topińska, Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, Warszawa, 126–147.

- [67] Townsend, P., 1979, *Poverty in the United Kingdom*, Penguin Books, Middlesex.
- [68] UNDP, 2013, *Human Development Report 2013. The Rise of the South: Human Progress in a Diverse World*, New York.
- [69] Van Praag, B.M.S., Hagenaars, A.J. i Van Verden, H., 1982, *Poverty in Europe*, „Review of Income and Wealth”, 28(3), 45–359.
- [70] Van Praag, B.M.S. i Flik, R.J., 1992, *Subjective Poverty Final Report*, Research Institute for Population Economics. Foundation for Economic Research, Rotterdam.
- [71] Vandev, D. L., 2002, *Computing of Trimmed L_1 -Median*. Laboratory of Computer Stochastics, Institute of Mathematics, Bulgarian Academy of Sciences, Bulgaria, Preprint, <http://www.fmi.uni-sofia.bg/fmi/statist/Personal/Vandev/papers/aspap.pdf>.
- [72] Veitt-Wilson, J., 1996, *Aktualne problemy ubóstwa w krajach Europy Zachodniej w: Polityka społeczna wobec ubóstwa. Ujęcie porównawcze*, red. S. Golinowska, Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, Warszawa, 40–60.
- [73] Wagle, U., 2008, *Multidimensional Poverty Measurement. Concepts and Applications*, Springer US, New York, NY.
- [74] Wolf P., Montaigne F. i Gonzales G. R., 2010, *Investing in statistics, w: Income living conditions in Europe*, red. A. B. Atkinson i E. Marlier, Office for the Official Publications of the European Communities, Luxembourg, 37–56.
- [75] Zeliaś, A., 2002, *Some Notes on the Selection of Normalization of Diagnostic Variables*, *Statistics in Transition*, 5(5):787–802.
- [76] Zhang, L.-C., 2007. *Finite Population Small Area Interval Estimation*. *Journal of Official Statistics*, 23(2), pp.223–237.

Spis tablic

3.1	Wykaz cech diagnostycznych	61
3.2	Powiaty o najwyższych minimalnych wartościach mierzalnika	68
3.3	Powiaty o najniższych minimalnych wartościach mierzalnika	69
3.4	Podstawowe klasyczne statystyki opisowe dla badanych indeksów	71
4.1	Powiaty niereprezentowane w EU-SILC w roku 2005, 2008 i 2011	86
4.2	Powiaty niereprezentowane w EU-SILC w latach 2005–2011	86
4.3	Statystyki opisowe liczebności próby w miastach na prawach powiatu	89
4.5	Statystyki opisowe liczebności próby w powiatach	91
4.7	Oszacowania stopy ubóstwa w powiatach w latach 2005–2011 na podstawie badania EU-SILC [%]	92
4.8	Powiaty charakteryzujące się największą fluktuacją stopy ubóstwa w latach 2005, 2008 i 2011	94
4.9	Współczynnik zmienności stopy ubóstwa w powiatach w latach 2005–2011 na podstawie badania EU-SILC [%]	95
4.10	Liczba powiatów obserwowanych we wszystkich latach 2005–2011	97
4.11	Rozkład oszacowań estymatora bezpośredniego stopy ubóstwa w powiatach w latach 2005–2011	98

4.12	Oszacowania parametrów w modelu Rao i Yu [52] dla 234 powiatów uwzględnionych w modelowaniu	103
4.13	Oszacowania parametrów w modelu Fay'a i Diallo [19] dla 234 powiatów uwzględnionych w modelowaniu	105
4.14	Statystyki opisowe oszacowań punktowych stopy ubóstwa w powiatach w Polsce w latach 2005, 2008 i 2011	107
4.15	Statystyki opisowe współczynników zmienności oszacowań punktowych stopy ubóstwa w powiatach w Polsce w latach 2005, 2008 i 2011	110
4.16	Parametry modelu jednostkowego	114
4.17	Statystyki opisowe oszacowań punktowych stopy ubóstwa w powiatach Polski w roku 2011	115
4.18	Statystyki opisowe względnych błędów oszacowań punktowych stopy ubóstwa w powiatach Polski w roku 2011	118
4.19	Statystyki opisowe oszacowań punktowych oraz precyzji stopy ubóstwa w powiatach w Polsce roku 2011 według rozpatrywanych modeli	137
4.20	Stopa ubóstwa w 2011 pogrupowana według 6 przedziałów dla analizowanych estymatorów	139
4.21	Korelacja rang Spearmana między oszacowaniami modeli obszarowych i modelu jednostkowego	140
4.22	Oszacowania stopy ubóstwa w powiatach w latach 2005, 2008 i 2011 z wykorzystaniem modelu Rao i Yu (1994) oraz Faya i Diallo (2012)	160
4.23	Oszacowania stopy ubóstwa w powiatach Polski w roku 2011 z wykorzystaniem metody EB	186

Spis rysunków

3.1	Wykres typu „pudełko z wąsami” dla wartości miernika w latach 2005, 2008 i 2011	72
3.2	Grupowanie powiatów metodą trzech median według wartości miernika kompleksowego w roku 2005	74
3.3	Grupowanie powiatów metodą progową według wartości miernika kompleksowego w roku 2005	75
3.4	Grupowanie powiatów metodą trzech median według wartości miernika kompleksowego w roku 2008	76
3.5	Grupowanie powiatów metodą progową według wartości miernika kompleksowego w roku 2008	78
3.6	Grupowanie powiatów metodą trzech median według wartości miernika kompleksowego w roku 2011	79
3.7	Grupowanie powiatów metodą progową według wartości miernika kompleksowego w roku 2011	81
3.8	Wartości mediany miernika według województw w latach 2005, 2008 i 2011	82
4.1	Liczebność próby w 10 największych miastach na prawach powiatu	88
4.2	Liczebność próby w 10 najmniejszych miastach na prawach powiatu	88
4.3	Liczebność próby w 10 największych powiatach	90
4.4	Liczebność próby w 10 najmniejszych powiatach	90
4.5	Rozkład oszacowań stopy ubóstwa w powiatach w latach 2005–2011 na podstawie badania EU-SILC	93

4.6	Przestrzenne zróżnicowanie powiatów uwzględnionych w procesie budowania modeli obszarowych	99
4.7	Wyniki estymacji stopy ubóstwa dla modelu Rao i Yu w latach 2005, 2008 i 2011	108
4.8	Wyniki estymacji stopy ubóstwa dla modelu Fay i Diallo w latach 2005, 2008 i 2011	109
4.9	Wybrane powiaty, których estymowane stopy ubóstwa charakteryzowały się wysoką fluktuacją w latach 2005, 2008 i 2011	111
4.10	Przestrzenne zróżnicowanie stopy ubóstwa w powiatach Polski w 2011 roku	115
4.11	Grupowanie powiatów metodą trzech median według wartości wskaźnika ARPR w roku 2011	120
4.12	Grupowanie powiatów metodą progową według wartości wskaźnika ARPR w roku 2011	121
4.13	Grupowanie powiatów metodą trzech median według oszacowań wskaźnika ARPR uzyskanych przy użyciu modelu Rao i Yu w roku 2005	123
4.14	Grupowanie powiatów metodą progową według oszacowań wskaźnika ARPR uzyskanych przy użyciu modelu Rao i Yu w roku 2005	124
4.15	Grupowanie powiatów metodą trzech median według oszacowań wskaźnika ARPR uzyskanych przy użyciu modelu Rao i Yu w roku 2008	125
4.16	Grupowanie powiatów metodą progową według oszacowań wskaźnika ARPR uzyskanych przy użyciu modelu Rao i Yu w roku 2008	126
4.17	Grupowanie powiatów metodą trzech median według oszacowań wskaźnika ARPR uzyskanych przy użyciu modelu Rao i Yu w roku 2011	128
4.18	Grupowanie powiatów metodą progową według oszacowań wskaźnika ARPR uzyskanych przy użyciu modelu Rao i Yu w roku 2011	129
4.19	Grupowanie powiatów metodą trzech median według oszacowań wskaźnika ARPR uzyskanych przy użyciu modelu Faya i Diallo w roku 2005	130
4.20	Grupowanie powiatów metodą progową według oszacowań wskaźnika ARPR uzyskanych przy użyciu modelu Faya i Diallo w roku 2005	131

4.21 Grupowanie powiatów metodą trzech median według oszacowań wskaźnika ARPR uzyskanych przy użyciu modelu Faya i Diallo w roku 2008	132
4.22 Grupowanie powiatów metodą progową według oszacowań wskaźnika ARPR uzyskanych przy użyciu modelu Faya i Diallo w roku 2008	133
4.23 Grupowanie powiatów metodą trzech median według oszacowań wskaźnika ARPR uzyskanych przy użyciu modelu Faya i Diallo w roku 2011	134
4.24 Grupowanie powiatów metodą progową według oszacowań wskaźnika ARPR uzyskanych przy użyciu modelu Faya i Diallo w roku 2011	135
4.25 Porównanie oszacowań estymatora bezpośredniego, Rao i Yu [52], Fay i Diallo [19] oraz EB (model jednostkowy) dla roku 2011	138

Załączniki

Tabela 4.22. Oszacowania stopy ubóstwa w powiatach w latach 2005, 2008 i 2011 z wykorzystaniem modelu Rao i Yu (1994) oraz Faya i Diallo (2012)

Powiat	Kod	Rok	HT	CV_HT	RY	CV_RY	FD	CV_FD
bolesławiecki	0201	2005	24.8	37.4	24.8	13.0	24.6	13.0
bolesławiecki	0201	2008	26.4	42.5	24.7	13.6	24.8	13.5
bolesławiecki	0201	2011	17.3	46.6	17.5	17.2	17.4	17.3
dzierżoniowski	0202	2005	23.6	23.9	23.1	11.3	23.1	11.2
dzierżoniowski	0202	2008	10.0	69.1	10.2	26.5	10.2	26.5
dzierżoniowski	0202	2011	6.1	58.6	6.9	34.4	6.9	34.5
głogowski	0203	2005	11.8	56.4	12.5	23.0	12.6	22.8
głogowski	0203	2008	25.3	46.7	20.3	19.4	20.4	19.3
głogowski	0203	2011	11.1	79.3	12.3	23.8	12.3	23.8
górowski	0204	2005	80.6	14.9	25.7	5.3	25.7	5.1
górowski	0204	2008	9.2	100.3	21.0	5.6	21.0	5.4
górowski	0204	2011	9.2	74.2	24.4	5.4	24.4	5.3
jaworski	0205	2005	29.5	35.2	26.8	13.8	26.6	13.7
jaworski	0205	2008	23.6	37.5	19.8	18.1	19.7	18.2
jaworski	0205	2011	33.5	44.7	27.7	15.0	27.8	15.0
jeleniogórski	0206	2005	16.2	41.2	19.2	18.6	19.3	18.3
jeleniogórski	0206	2008	12.3	77.8	18.1	21.8	18.3	21.5
jeleniogórski	0206	2011	11.1	58.6	11.4	25.6	11.3	26.0
kamiennogórski	0207	2005	36.6	34.9	28.4	18.5	28.0	18.3
kamiennogórski	0207	2008	15.8	52.3	16.7	22.6	16.7	22.7
kamiennogórski	0207	2011	29.7	32.5	21.3	26.9	21.0	27.5
kłodzki	0208	2005	14.3	34.2	15.5	14.4	15.6	14.2
kłodzki	0208	2008	32.2	27.3	29.2	10.2	29.3	10.2

Ciąg dalszy na następnej stronie

Załączniki

Powiat	Kod	Rok	HT	CV_HT	RY	CV_RY	FD	CV_FD
kłodzki	0208	2011	14.3	37.0	14.6	16.1	14.5	16.2
legnicki	0209	2005	39.8	30.0	23.5	5.5	23.5	5.3
legnicki	0209	2008	33.2	40.0	18.1	6.7	18.1	6.5
legnicki	0209	2011	6.7	110.0	20.3	5.8	20.3	5.6
lubański	0210	2005	28.0	110.1	21.3	5.7	21.2	5.5
lubański	0210	2008	41.5	30.8	18.6	5.8	18.6	5.6
lubański	0210	2011	23.1	38.4	20.0	5.4	19.9	5.3
lubiński	0211	2005	14.6	32.8	14.7	15.5	14.7	15.5
lubiński	0211	2008	7.0	62.8	7.4	27.6	7.4	27.7
lubiński	0211	2011	18.3	56.8	17.3	18.4	17.3	18.4
lwówecki	0212	2005	39.4	40.6	30.4	17.2	30.2	16.9
lwówecki	0212	2008	17.8	38.8	18.0	19.7	18.1	19.7
lwówecki	0212	2011	8.4	83.1	11.3	28.8	11.1	29.2
milicki	0213	2005	30.9	60.3	20.7	5.3	20.7	5.2
milicki	0213	2008	28.9	35.9	17.6	6.2	17.7	6.0
milicki	0213	2011	1.9	302.8	19.0	5.7	19.0	5.5
oleśnicki	0214	2005	21.4	17.9	20.9	13.7	21.0	13.5
oleśnicki	0214	2008	6.2	68.8	6.6	33.8	6.5	34.0
oleśnicki	0214	2011	11.1	53.9	12.5	19.9	12.5	19.9
oławski	0215	2005	11.7	67.3	16.7	6.5	16.7	6.4
oławski	0215	2008	3.8	64.2	12.7	9.2	12.7	9.0
oławski	0215	2011	26.8	41.9	14.3	7.8	14.3	7.6
polkowicki	0216	2005	18.1	78.5	17.0	25.1	17.1	24.5
polkowicki	0216	2008	5.7	73.1	6.7	32.1	6.7	32.1
polkowicki	0216	2011	5.4	141.0	6.2	45.6	6.1	46.0
strzeliński	0217	2005	19.7	54.1	22.8	17.0	22.7	16.8
strzeliński	0217	2008	23.8	51.3	23.8	14.9	23.9	14.9
strzeliński	0217	2011	31.7	44.9	25.9	20.8	25.9	20.9
średzki	0218	2005	14.5	46.2	17.3	21.5	17.4	21.0
średzki	0218	2008	19.8	42.5	18.5	24.3	18.7	24.1
średzki	0218	2011	3.7	67.5	5.7	39.7	5.6	39.9
świdnicki	0219	2005	24.4	41.1	23.4	12.7	23.4	12.6
świdnicki	0219	2008	11.0	57.7	11.9	19.8	12.0	19.8
świdnicki	0219	2011	15.5	43.2	14.4	18.4	14.3	18.6
trzebnicki	0220	2005	10.4	40.0	12.7	22.5	12.9	22.0
trzebnicki	0220	2008	21.0	61.7	16.4	22.0	16.4	21.9
trzebnicki	0220	2011	2.5	151.5	4.7	51.7	4.8	51.6
wałbrzyski	0221	2005	21.3	21.9	21.6	10.9	21.5	10.9
wałbrzyski	0221	2008	20.6	30.4	20.9	11.8	20.9	11.8
wałbrzyski	0221	2011	15.1	39.1	15.8	13.6	15.8	13.7
wołowski	0222	2005	27.7	40.0	19.4	5.8	19.4	5.7
wołowski	0222	2008	0.0	0.0	16.8	6.3	16.8	6.1
wołowski	0222	2011	13.0	38.6	18.8	5.7	18.8	5.5
wrocławski	0223	2005	24.7	34.8	18.6	5.9	18.6	5.7
wrocławski	0223	2008	16.7	38.4	12.4	10.3	12.5	10.1

Ciąg dalszy na następnej stronie

Powiat	Kod	Rok	HT	CV_HT	RY	CV_RY	FD	CV_FD
wrocławski	0223	2011	1.0	71.8	12.4	9.8	12.4	9.6
ząbkowicki	0224	2005	41.8	30.2	23.4	5.2	23.3	5.0
ząbkowicki	0224	2008	18.1	79.7	18.6	5.9	18.6	5.7
ząbkowicki	0224	2011	61.4	40.0	20.4	5.6	20.4	5.4
zgorzelecki	0225	2005	20.2	31.3	19.8	13.0	19.7	13.0
zgorzelecki	0225	2008	18.2	38.2	16.6	20.4	16.6	20.4
zgorzelecki	0225	2011	8.5	72.5	9.9	29.3	9.9	29.4
złotoryjski	0226	2005	29.3	49.7	23.6	5.6	23.6	5.5
złotoryjski	0226	2008	43.8	40.3	19.8	6.2	19.8	6.0
złotoryjski	0226	2011	12.5	86.3	21.3	6.2	21.3	6.0
m.Jelenia Góra	0261	2005	17.2	48.1	15.3	21.0	15.2	20.9
m.Jelenia Góra	0261	2008	7.5	61.0	9.4	28.3	9.4	28.2
m.Jelenia Góra	0261	2011	5.6	56.7	7.2	36.9	7.2	37.1
m.Legnica	0262	2005	7.6	89.4	9.0	24.9	9.1	24.6
m.Legnica	0262	2008	12.3	64.1	11.7	26.1	11.7	26.2
m.Legnica	0262	2011	24.9	35.5	21.0	19.1	21.1	19.1
m.Wrocław	0264	2005	17.3	16.8	17.0	8.4	17.0	8.4
m.Wrocław	0264	2008	4.2	29.1	4.2	21.2	4.2	21.2
m.Wrocław	0264	2011	6.2	28.8	6.3	20.2	6.3	20.2
aleksandrowski	0401	2005	30.3	38.0	29.3	13.6	29.1	13.5
aleksandrowski	0401	2008	26.4	32.2	26.8	13.1	26.9	13.0
aleksandrowski	0401	2011	21.8	45.8	23.0	15.0	22.9	15.1
brodnicki	0402	2005	25.4	42.2	25.7	16.9	25.5	16.7
brodnicki	0402	2008	16.6	41.6	18.9	19.2	18.9	19.2
brodnicki	0402	2011	25.0	42.5	24.2	19.7	24.3	19.7
bydgoski	0403	2005	19.7	32.9	20.9	14.6	20.9	14.4
bydgoski	0403	2008	13.5	64.6	14.0	19.2	14.0	19.2
bydgoski	0403	2011	12.8	58.7	13.6	18.3	13.6	18.3
chełmiński	0404	2005	0.0	0.0	24.6	5.4	24.7	5.2
chełmiński	0404	2008	27.5	43.9	21.4	6.0	21.5	5.8
chełmiński	0404	2011	36.7	29.8	22.0	5.8	22.1	5.6
golubsko-dobrzyński	0405	2005	52.1	30.2	27.4	5.2	27.5	5.0
golubsko-dobrzyński	0405	2008	19.4	107.5	22.5	6.0	22.7	5.8
golubsko-dobrzyński	0405	2011	12.1	34.4	23.7	5.5	23.8	5.3
grudziądzki	0406	2005	52.3	18.9	29.3	5.4	29.4	5.2
grudziądzki	0406	2008	57.7	39.9	25.2	5.9	25.4	5.7
grudziądzki	0406	2011	24.6	14.3	25.9	5.5	26.0	5.3
inowrocławski	0407	2005	39.4	25.1	35.9	9.4	35.8	9.4
inowrocławski	0407	2008	13.1	47.0	13.8	16.2	13.8	16.2
inowrocławski	0407	2011	8.8	33.4	9.4	22.3	9.3	22.5
lipnowski	0408	2005	24.6	37.4	24.3	11.8	24.4	11.7
lipnowski	0408	2008	17.1	85.1	17.3	21.5	17.3	21.6

Ciąg dalszy na następnej stronie

Załączniki

Powiat	Kod	Rok	HT	CV_HT	RY	CV_RY	FD	CV_FD
lipnowski	0408	2011	20.4	41.7	22.1	16.8	22.2	16.8
mogileński	0409	2005	26.8	43.9	24.6	14.9	24.6	14.7
mogileński	0409	2008	25.1	41.0	20.2	18.5	20.0	18.7
mogileński	0409	2011	22.5	62.6	22.7	16.3	22.8	16.2
nakielski	0410	2005	27.9	38.1	27.1	11.2	27.1	11.2
nakielski	0410	2008	18.4	66.5	18.9	18.8	18.9	18.8
nakielski	0410	2011	21.3	61.7	21.7	19.0	21.8	19.1
radziejowski	0411	2005	31.3	27.9	27.1	5.4	27.2	5.2
radziejowski	0411	2008	30.8	0.0	24.7	5.8	24.9	5.6
radziejowski	0411	2011	15.0	45.4	24.9	5.6	25.1	5.4
rypiński	0412	2005	40.8	12.8	26.6	5.4	26.7	5.2
rypiński	0412	2008	26.6	44.6	21.8	6.2	21.9	6.0
rypiński	0412	2011	0.0	0.0	22.3	5.8	22.4	5.6
sępoleński	0413	2005	10.3	143.5	26.2	5.2	26.3	5.0
sępoleński	0413	2008	8.6	100.8	22.6	5.6	22.7	5.4
sępoleński	0413	2011	61.2	23.3	23.8	5.4	23.9	5.2
świecki	0414	2005	22.3	31.0	22.3	15.0	22.4	14.8
świecki	0414	2008	15.4	101.3	14.6	25.4	14.5	25.5
świecki	0414	2011	14.7	51.6	15.0	21.6	15.0	21.7
toruński	0415	2005	20.6	37.9	23.5	15.5	23.5	15.4
toruński	0415	2008	36.3	51.1	31.6	12.4	31.8	12.4
toruński	0415	2011	33.9	65.9	24.2	17.6	24.0	17.8
tucholski	0416	2005	0.0	0.0	25.7	5.2	25.8	5.1
tucholski	0416	2008	1.7	232.3	20.7	6.2	20.9	6.0
tucholski	0416	2011	27.0	58.1	21.9	5.8	22.0	5.6
wąbrzeski	0417	2005	33.2	31.5	31.9	10.9	31.9	10.8
wąbrzeski	0417	2008	16.0	56.7	18.3	18.1	18.4	18.0
wąbrzeski	0417	2011	10.0	75.5	13.6	24.8	13.5	25.0
włocławski	0418	2005	35.2	27.3	31.5	13.5	31.2	13.4
włocławski	0418	2008	31.7	62.8	29.6	13.3	29.6	13.3
włocławski	0418	2011	37.8	40.3	34.5	11.0	34.6	11.0
żniński	0419	2005	0.0	0.0	25.6	5.3	25.7	5.2
żniński	0419	2008	2.0	95.3	22.0	5.9	22.1	5.7
żniński	0419	2011	11.5	85.6	22.2	5.8	22.3	5.6
m.Bydgoszcz	0461	2005	13.1	23.6	13.1	12.5	13.1	12.4
m.Bydgoszcz	0461	2008	11.1	31.9	11.0	17.3	11.0	17.3
m.Bydgoszcz	0461	2011	4.7	40.9	5.0	23.9	5.0	23.9
m.Grudziądz	0462	2005	14.0	55.3	25.6	9.1	25.6	8.9
m.Grudziądz	0462	2008	40.7	40.4	21.7	10.2	21.7	9.9
m.Grudziądz	0462	2011	29.8	40.8	23.9	10.2	23.9	9.9
m.Toruń	0463	2005	23.3	18.6	21.5	11.1	21.4	11.1
m.Toruń	0463	2008	3.2	53.5	3.4	34.8	3.4	34.9
m.Toruń	0463	2011	16.8	42.1	16.4	16.7	16.4	16.7
m.Włocławek	0464	2005	22.5	27.0	22.8	12.7	22.9	12.5
m.Włocławek	0464	2008	9.2	55.6	10.1	23.4	10.1	23.4

Ciąg dalszy na następnej stronie

Powiat	Kod	Rok	HT	CV_HT	RY	CV_RY	FD	CV_FD
m.Włocławek	0464	2011	5.7	56.1	7.0	27.0	6.9	27.1
białski	0601	2005	35.1	21.5	29.5	6.7	29.5	6.5
białski	0601	2008	33.7	26.1	26.8	6.4	26.8	6.2
białski	0601	2011	38.5	29.4	26.7	5.9	26.7	5.7
biłgorajski	0602	2005	36.8	14.6	26.8	6.0	26.8	5.8
biłgorajski	0602	2008	45.1	42.8	23.5	6.8	23.6	6.6
biłgorajski	0602	2011	8.3	60.0	24.2	6.8	24.3	6.6
chełmski	0603	2005	38.3	30.6	36.9	11.2	36.8	11.0
chełmski	0603	2008	37.4	37.0	33.1	12.2	33.2	12.2
chełmski	0603	2011	24.4	29.7	25.0	15.4	24.8	15.6
hrubieszowski	0604	2005	23.3	35.6	29.2	5.6	29.2	5.4
hrubieszowski	0604	2008	32.4	27.3	27.3	5.8	27.3	5.7
hrubieszowski	0604	2011	69.6	11.6	28.2	5.7	28.3	5.5
janowski	0605	2005	56.0	11.1	28.9	6.1	28.9	5.9
janowski	0605	2008	28.9	49.5	27.0	6.1	27.1	5.9
janowski	0605	2011	80.5	13.9	27.4	5.9	27.5	5.7
krasnostawski	0606	2005	19.0	71.2	28.1	6.1	28.1	5.9
krasnostawski	0606	2008	43.7	22.8	26.0	6.3	26.0	6.1
krasnostawski	0606	2011	31.4	37.7	27.0	5.8	27.0	5.6
kraśnicki	0607	2005	38.5	16.7	27.0	5.9	27.0	5.7
kraśnicki	0607	2008	41.5	19.5	25.5	6.1	25.5	5.9
kraśnicki	0607	2011	26.7	53.1	26.2	5.9	26.3	5.7
lubartowski	0608	2005	40.2	24.2	36.5	10.6	36.4	10.5
lubartowski	0608	2008	29.3	43.9	27.9	12.5	27.9	12.5
lubartowski	0608	2011	14.9	50.6	16.7	18.0	16.5	18.2
lubelski	0609	2005	26.1	18.6	26.4	8.7	26.4	8.7
lubelski	0609	2008	16.4	31.4	17.6	14.0	17.6	14.0
lubelski	0609	2011	43.0	20.0	40.4	7.1	40.6	7.1
łęczyński	0610	2005	0.0	0.0	24.9	6.3	24.9	6.2
łęczyński	0610	2008	19.1	47.1	21.3	8.3	21.4	8.1
łęczyński	0610	2011	2.8	62.6	20.5	8.6	20.6	8.4
łukowski	0611	2005	37.0	21.4	28.3	6.3	28.3	6.1
łukowski	0611	2008	30.6	40.8	24.6	6.7	24.7	6.5
łukowski	0611	2011	46.3	24.5	24.9	6.3	25.0	6.1
opolski	0612	2005	35.9	21.4	33.1	12.6	32.9	12.5
opolski	0612	2008	40.5	26.7	35.6	9.5	35.5	9.5
opolski	0612	2011	31.2	26.0	30.8	10.3	30.8	10.4
parczewski	0613	2005	44.9	34.4	28.6	5.9	28.6	5.7
parczewski	0613	2008	32.6	52.0	25.9	6.1	26.0	5.9
parczewski	0613	2011	60.2	26.9	26.4	6.0	26.5	5.8
puławski	0614	2005	30.4	26.3	27.4	12.0	27.3	12.0
puławski	0614	2008	13.3	55.1	13.8	20.2	13.7	20.3
puławski	0614	2011	30.7	46.3	27.4	14.0	27.6	14.0
radzyński	0615	2005	32.5	25.8	28.1	6.0	28.2	5.9
radzyński	0615	2008	15.2	41.4	25.6	6.2	25.7	6.0

Ciąg dalszy na następnej stronie

Załączniki

Powiat	Kod	Rok	HT	CV_HT	RY	CV_RY	FD	CV_FD
radzyński	0615	2011	49.3	20.6	25.9	6.0	26.0	5.8
rycki	0616	2005	20.3	24.7	21.8	15.7	22.0	15.4
rycki	0616	2008	34.0	47.1	26.6	16.6	26.7	16.5
rycki	0616	2011	9.4	65.2	12.6	25.5	12.6	25.6
świdnicki	0617	2005	13.2	94.7	24.3	6.5	24.3	6.3
świdnicki	0617	2008	19.1	59.1	22.0	7.2	22.1	7.0
świdnicki	0617	2011	52.5	31.1	23.5	6.6	23.6	6.4
tomaszowski	0618	2005	43.0	24.9	28.7	5.7	28.7	5.5
tomaszowski	0618	2008	44.6	19.0	25.9	6.0	26.0	5.8
tomaszowski	0618	2011	34.0	16.0	26.4	6.0	26.5	5.8
włodawski	0619	2005	8.6	90.4	28.7	5.5	28.7	5.3
włodawski	0619	2008	0.0	0.0	26.8	5.8	26.8	5.6
włodawski	0619	2011	33.3	28.0	27.4	5.9	27.4	5.7
zamojski	0620	2005	37.9	29.7	30.2	6.2	30.2	6.0
zamojski	0620	2008	39.2	20.6	27.6	6.2	27.7	6.0
zamojski	0620	2011	51.1	18.3	27.8	5.9	27.9	5.7
m.Biała Podlaska	0661	2005	21.6	49.2	22.0	14.1	22.0	14.0
m.Biała Podlaska	0661	2008	31.1	58.2	26.0	16.2	26.1	16.2
m.Biała Podlaska	0661	2011	15.1	55.6	15.6	20.3	15.5	20.5
m.Chełm	0662	2005	20.1	46.5	21.2	16.2	21.2	16.0
m.Chełm	0662	2008	44.2	43.8	29.8	16.7	29.9	16.7
m.Chełm	0662	2011	18.2	51.9	19.6	19.9	19.5	20.1
m.Lublin	0663	2005	11.2	32.3	11.3	13.3	11.3	13.3
m.Lublin	0663	2008	9.5	30.0	9.6	16.2	9.6	16.2
m.Lublin	0663	2011	13.3	23.0	13.3	13.5	13.3	13.5
m.Zamość	0664	2005	13.3	68.3	16.9	21.8	16.8	21.6
m.Zamość	0664	2008	27.8	36.3	27.7	11.8	27.9	11.7
m.Zamość	0664	2011	21.7	59.9	22.5	17.6	22.4	17.7
gorzowski	0801	2005	19.4	41.6	18.7	15.7	18.6	15.7
gorzowski	0801	2008	29.3	63.8	19.7	24.8	19.6	25.0
gorzowski	0801	2011	44.0	36.7	33.4	13.8	33.8	13.7
krośnieński	0802	2005	14.2	49.2	16.1	18.0	16.3	17.7
krośnieński	0802	2008	17.5	47.4	17.9	21.7	17.9	21.7
krośnieński	0802	2011	11.7	63.5	15.2	28.9	15.2	28.8
międzyrzecki	0803	2005	24.7	35.6	21.3	6.9	21.3	6.7
międzyrzecki	0803	2008	17.2	29.7	18.3	8.1	18.3	7.8
międzyrzecki	0803	2011	1.1	82.5	19.6	7.4	19.5	7.2
nowosolski	0804	2005	31.4	34.8	28.6	13.0	28.4	12.9
nowosolski	0804	2008	23.4	55.8	21.5	13.4	21.4	13.4
nowosolski	0804	2011	19.8	46.0	20.6	13.7	20.6	13.7
słubicki	0805	2005	5.8	67.8	20.4	7.2	20.4	7.0
słubicki	0805	2008	44.1	52.2	16.7	8.9	16.7	8.6
słubicki	0805	2011	41.5	55.2	16.5	9.0	16.5	8.7
strzelecko- drezdenecki	0806	2005	14.1	108.3	17.4	27.4	17.7	26.4

Ciąg dalszy na następnej stronie

Powiat	Kod	Rok	HT	CV_HT	RY	CV_RY	FD	CV_FD
strzelecko-drezdenecki	0806	2008	27.2	59.3	21.7	23.6	21.8	23.6
strzelecko-drezdenecki	0806	2011	19.8	21.1	19.0	21.1	19.0	21.2
sulęciński	0807	2005	21.6	73.7	21.6	20.0	21.7	19.6
sulęciński	0807	2008	5.7	59.0	6.9	34.3	6.9	34.4
sulęciński	0807	2011	18.5	124.3	17.3	23.6	17.4	23.6
świebodziński	0808	2005	24.4	37.8	23.3	14.5	23.2	14.4
świebodziński	0808	2008	7.4	108.5	9.0	32.4	9.0	32.5
świebodziński	0808	2011	15.5	125.0	15.1	25.6	15.0	25.8
zielonogórski	0809	2005	10.3	64.1	11.8	23.9	12.0	23.4
zielonogórski	0809	2008	16.0	63.3	14.5	19.2	14.5	19.2
zielonogórski	0809	2011	14.1	68.5	14.0	23.0	14.1	22.9
żagański	0810	2005	25.8	27.2	24.5	13.3	24.4	13.3
żagański	0810	2008	34.1	31.7	28.2	13.5	28.2	13.5
żagański	0810	2011	29.9	49.8	26.7	16.5	26.8	16.5
żarski	0811	2005	25.0	43.5	25.9	12.2	25.6	12.2
żarski	0811	2008	11.8	51.3	15.2	16.9	15.2	16.8
żarski	0811	2011	33.7	39.5	31.9	11.6	32.0	11.6
wschowski	0812	2005	68.8	54.9	21.5	6.8	21.5	6.6
wschowski	0812	2008	17.8	48.4	18.8	7.8	18.8	7.6
wschowski	0812	2011	53.7	41.4	19.8	7.4	19.8	7.2
m.Gorzów Wielkopolski	0861	2005	16.4	25.2	15.8	16.6	15.6	16.7
m.Gorzów Wielkopolski	0861	2008	17.1	55.3	17.2	16.5	17.2	16.5
m.Gorzów Wielkopolski	0861	2011	37.3	30.6	30.8	12.1	30.9	12.1
m.Zielona Góra	0862	2005	11.4	44.6	11.5	21.8	11.6	21.6
m.Zielona Góra	0862	2008	12.4	34.6	11.7	25.0	11.7	25.0
m.Zielona Góra	0862	2011	2.5	89.0	2.9	55.3	2.9	55.6
bełchatowski	1001	2005	19.8	30.0	19.6	12.2	19.5	12.2
bełchatowski	1001	2008	10.6	48.4	11.3	19.6	11.3	19.6
bełchatowski	1001	2011	20.3	31.6	20.3	13.7	20.3	13.7
kutnowski	1002	2005	26.4	35.7	26.1	13.7	26.0	13.6
kutnowski	1002	2008	24.0	33.9	23.4	12.7	23.4	12.7
kutnowski	1002	2011	29.9	33.1	27.1	13.5	27.1	13.5
łaski	1003	2005	26.8	17.2	24.9	15.0	24.8	14.9
łaski	1003	2008	20.2	47.6	20.5	19.9	20.5	20.0
łaski	1003	2011	22.7	46.9	22.3	17.2	22.2	17.2
łęczycki	1004	2005	57.1	23.8	25.7	5.2	25.8	5.0
łęczycki	1004	2008	24.1	93.6	22.2	5.9	22.3	5.7
łęczycki	1004	2011	23.1	66.8	22.7	5.4	22.8	5.2
łowicki	1005	2005	39.5	30.9	34.8	9.3	34.6	9.2
łowicki	1005	2008	12.6	38.4	13.3	18.1	13.2	18.1

Ciąg dalszy na następnej stronie

Załączniki

Powiat	Kod	Rok	HT	CV_HT	RY	CV_RY	FD	CV_FD
łowicki	1005	2011	16.1	36.9	17.3	14.6	17.3	14.6
łódzki wschodni	1006	2005	7.9	42.7	9.6	24.1	9.8	23.6
łódzki wschodni	1006	2008	11.3	41.9	11.7	26.0	11.7	25.9
łódzki wschodni	1006	2011	16.4	72.2	16.5	24.0	16.7	23.8
opoczyński	1007	2005	29.0	54.5	26.8	15.9	26.6	15.7
opoczyński	1007	2008	16.6	93.4	19.3	19.2	19.3	19.2
opoczyński	1007	2011	32.3	42.0	29.4	12.7	29.5	12.7
pabianicki	1008	2005	16.8	38.4	16.4	18.0	16.4	17.9
pabianicki	1008	2008	24.0	30.9	19.8	17.1	19.8	17.2
pabianicki	1008	2011	21.9	28.3	20.7	15.9	20.7	15.9
pajęczański	1009	2005	2.9	61.9	24.0	5.3	24.1	5.1
pajęczański	1009	2008	20.3	38.3	21.0	5.8	21.1	5.6
pajęczański	1009	2011	18.0	35.0	21.5	5.5	21.6	5.4
piotrkowski	1010	2005	19.7	32.8	19.9	15.5	20.0	15.3
piotrkowski	1010	2008	25.7	36.3	23.5	12.0	23.5	12.0
piotrkowski	1010	2011	30.1	34.8	28.5	10.8	28.6	10.7
poddębicki	1011	2005	37.8	49.5	24.3	5.3	24.4	5.1
poddębicki	1011	2008	33.2	35.7	21.8	6.3	22.0	6.1
poddębicki	1011	2011	25.4	46.0	23.0	5.6	23.1	5.4
radomszczański	1012	2005	24.7	23.7	24.6	10.1	24.6	10.0
radomszczański	1012	2008	25.4	24.6	24.6	11.2	24.7	11.1
radomszczański	1012	2011	24.5	45.8	23.0	14.2	23.0	14.3
rawski	1013	2005	23.2	41.8	23.8	14.8	23.8	14.6
rawski	1013	2008	5.9	66.6	6.8	32.6	6.8	32.9
rawski	1013	2011	37.6	57.5	29.1	16.3	29.4	16.2
sieradzki	1014	2005	35.3	20.5	33.3	8.7	33.1	8.7
sieradzki	1014	2008	25.6	23.6	25.5	9.9	25.5	9.9
sieradzki	1014	2011	18.6	55.3	18.7	18.9	18.5	19.1
skierniewicki	1015	2005	20.8	8.7	25.7	6.6	25.8	6.4
skierniewicki	1015	2008	46.3	58.0	22.7	7.2	22.8	6.9
skierniewicki	1015	2011	0.0	0.0	22.5	6.5	22.6	6.3
tomaszowski	1016	2005	19.0	33.0	20.0	13.6	20.0	13.5
tomaszowski	1016	2008	25.0	22.8	23.9	11.9	23.9	11.9
tomaszowski	1016	2011	28.2	28.9	26.1	12.9	26.1	12.9
wieluński	1017	2005	25.4	41.5	24.1	15.5	23.9	15.4
wieluński	1017	2008	19.3	59.1	19.6	15.7	19.6	15.7
wieluński	1017	2011	24.3	34.1	23.3	13.0	23.4	13.0
wieruszowski	1018	2005	10.0	62.8	20.5	5.6	20.6	5.4
wieruszowski	1018	2008	0.0	0.0	19.0	6.0	19.1	5.8
wieruszowski	1018	2011	0.0	0.0	19.0	5.8	19.1	5.6
zduńskowolski	1019	2005	19.3	51.7	19.8	20.2	20.0	19.8
zduńskowolski	1019	2008	8.4	53.5	8.5	31.3	8.4	31.5
zduńskowolski	1019	2011	15.2	50.6	15.1	24.8	15.2	24.8
zgierski	1020	2005	22.0	24.7	22.1	10.9	22.2	10.8
zgierski	1020	2008	14.1	35.7	13.8	18.5	13.8	18.5

Ciąg dalszy na następnej stronie

Powiat	Kod	Rok	HT	CV_HT	RY	CV_RY	FD	CV_FD
zgierski	1020	2011	3.3	64.6	4.6	38.9	4.6	39.0
brzeziński	1021	2005	20.6	55.0	22.4	5.3	22.5	5.1
brzeziński	1021	2008	16.9	57.9	19.6	6.2	19.7	6.0
brzeziński	1021	2011	11.5	84.9	21.5	5.5	21.6	5.3
m.Łódź	1061	2005	13.8	16.2	13.8	8.5	13.8	8.5
m.Łódź	1061	2008	15.3	19.9	15.0	8.9	15.0	8.9
m.Łódź	1061	2011	13.9	19.3	13.8	10.3	13.8	10.3
m.Piotrków bunalski	Try- 1062	2005	8.0	52.3	8.8	28.9	8.8	28.4
m.Piotrków bunalski	Try- 1062	2008	23.5	26.9	20.8	16.4	20.9	16.3
m.Piotrków bunalski	Try- 1062	2011	6.3	87.7	7.6	31.2	7.6	31.3
m.Skierniewice	1063	2005	13.9	59.6	13.0	24.2	13.1	23.8
m.Skierniewice	1063	2008	7.2	52.5	7.4	38.2	7.4	38.2
m.Skierniewice	1063	2011	5.8	89.2	7.1	40.8	7.1	40.9
bocheński	1201	2005	12.0	67.7	12.9	21.1	12.9	20.9
bocheński	1201	2008	30.5	40.2	27.4	11.7	27.6	11.6
bocheński	1201	2011	14.3	56.0	14.5	20.3	14.5	20.4
brzeski	1202	2005	28.8	28.6	26.4	14.2	26.1	14.2
brzeski	1202	2008	28.7	33.2	26.4	13.9	26.5	13.8
brzeski	1202	2011	25.8	66.2	23.1	19.5	23.0	19.7
chrzanowski	1203	2005	11.9	59.6	12.2	17.5	12.3	17.4
chrzanowski	1203	2008	7.4	44.2	7.8	26.2	7.8	26.1
chrzanowski	1203	2011	12.8	54.6	12.6	20.4	12.6	20.4
dąbrowski	1204	2005	29.7	63.6	23.4	6.6	23.4	6.4
dąbrowski	1204	2008	31.5	33.3	20.8	7.4	20.9	7.2
dąbrowski	1204	2011	67.1	14.0	21.6	8.0	21.7	7.7
gorlicki	1205	2005	23.1	46.2	21.0	17.2	21.0	17.0
gorlicki	1205	2008	20.1	28.7	16.9	18.4	16.8	18.5
gorlicki	1205	2011	23.5	47.6	20.3	17.7	20.4	17.7
krakowski	1206	2005	10.7	33.1	11.1	16.5	11.1	16.5
krakowski	1206	2008	15.8	32.5	15.8	13.8	15.9	13.8
krakowski	1206	2011	19.1	33.7	19.0	12.8	19.1	12.8
limanowski	1207	2005	26.8	40.6	23.6	7.2	23.5	7.0
limanowski	1207	2008	10.2	46.7	20.3	7.2	20.4	7.0
limanowski	1207	2011	37.7	55.2	22.1	6.7	22.2	6.5
miechowski	1208	2005	24.0	48.0	21.3	7.3	21.4	7.1
miechowski	1208	2008	43.7	41.7	19.1	8.4	19.3	8.1
miechowski	1208	2011	46.2	63.3	20.5	7.7	20.6	7.4
myślenicki	1209	2005	23.0	30.6	21.7	13.5	21.6	13.4
myślenicki	1209	2008	23.4	31.2	21.3	12.1	21.3	12.1
myślenicki	1209	2011	12.0	36.8	12.8	18.1	12.8	18.1
nowosądecki	1210	2005	23.4	26.9	23.6	9.1	23.7	9.1
nowosądecki	1210	2008	9.4	43.1	10.0	17.3	10.0	17.3

Ciąg dalszy na następnej stronie

Załączniki

Powiat	Kod	Rok	HT	CV_HT	RY	CV_RY	FD	CV_FD
nowosądecki	1210	2011	25.3	29.1	24.7	11.3	24.8	11.3
nowotarski	1211	2005	29.4	23.5	19.3	7.2	19.3	7.0
nowotarski	1211	2008	38.8	25.2	16.9	7.9	17.0	7.6
nowotarski	1211	2011	49.0	24.1	18.2	7.4	18.3	7.2
olkuski	1212	2005	17.0	29.9	16.4	15.1	16.4	15.0
olkuski	1212	2008	15.5	52.1	15.3	19.0	15.4	18.9
olkuski	1212	2011	4.5	68.8	7.0	39.7	7.0	39.9
oświęcimski	1213	2005	27.0	30.9	24.6	11.4	24.5	11.3
oświęcimski	1213	2008	13.0	55.0	13.2	17.5	13.2	17.5
oświęcimski	1213	2011	8.6	66.0	8.8	24.0	8.7	24.2
proszowicki	1214	2005	24.4	45.0	21.3	8.0	21.5	7.8
proszowicki	1214	2008	32.8	76.9	19.5	8.9	19.6	8.6
proszowicki	1214	2011	0.0	0.0	20.3	8.5	20.4	8.2
suski	1215	2005	34.1	47.2	17.2	8.8	17.2	8.5
suski	1215	2008	28.9	29.7	15.1	9.2	15.1	8.9
suski	1215	2011	37.2	53.3	17.7	7.6	17.7	7.3
tarnowski	1216	2005	33.8	28.4	22.4	6.8	22.4	6.6
tarnowski	1216	2008	33.0	28.7	18.8	7.5	18.8	7.2
tarnowski	1216	2011	47.5	21.2	19.9	7.7	20.0	7.5
tatrzański	1217	2005	42.5	30.8	30.8	14.5	30.1	14.6
tatrzański	1217	2008	38.4	41.2	26.3	17.6	26.3	17.7
tatrzański	1217	2011	24.3	60.1	22.1	16.5	22.0	16.7
wadowicki	1218	2005	16.7	38.5	16.6	16.3	16.7	16.1
wadowicki	1218	2008	3.5	103.7	4.0	34.2	4.0	34.1
wadowicki	1218	2011	6.3	65.3	6.8	26.5	6.8	26.5
wielicki	1219	2005	13.2	30.8	13.4	19.0	13.4	18.9
wielicki	1219	2008	5.4	55.7	6.2	30.7	6.2	30.7
wielicki	1219	2011	19.5	44.4	18.7	19.7	18.9	19.6
m.Kraków	1261	2005	10.0	22.3	9.9	12.3	9.8	12.3
m.Kraków	1261	2008	4.6	33.0	4.6	18.3	4.6	18.3
m.Kraków	1261	2011	8.4	31.0	8.3	14.7	8.3	14.7
m.Nowy Sącz	1262	2005	17.0	32.2	14.1	13.3	14.0	13.1
m.Nowy Sącz	1262	2008	1.7	123.4	11.8	15.4	11.7	15.1
m.Nowy Sącz	1262	2011	0.0	0.0	13.3	13.7	13.2	13.4
m.Tarnów	1263	2005	11.0	52.4	11.0	17.2	11.0	16.6
m.Tarnów	1263	2008	0.0	0.0	9.9	18.5	9.9	17.8
m.Tarnów	1263	2011	1.9	108.3	11.2	16.3	11.2	15.8
białobrzeski	1401	2005	0.0	0.0	25.4	4.7	25.5	4.5
białobrzeski	1401	2008	16.2	65.6	21.6	5.4	21.7	5.2
białobrzeski	1401	2011	18.2	88.1	21.7	5.4	21.8	5.2
ciechanowski	1402	2005	19.7	28.5	19.4	15.1	19.5	14.9
ciechanowski	1402	2008	5.4	48.5	6.1	28.0	6.1	28.0
ciechanowski	1402	2011	15.8	46.6	15.9	21.6	16.0	21.6
garwoliński	1403	2005	26.7	21.2	27.2	9.6	27.1	9.6
garwoliński	1403	2008	21.7	30.2	23.2	12.2	23.3	12.1

Ciąg dalszy na następnej stronie

Powiat	Kod	Rok	HT	CV_HT	RY	CV_RY	FD	CV_FD
garwoliński	1403	2011	15.7	41.1	17.8	17.1	17.7	17.2
gostyniński	1404	2005	15.4	39.2	17.3	20.0	17.5	19.6
gostyniński	1404	2008	11.7	42.0	13.3	25.8	13.3	25.9
gostyniński	1404	2011	31.9	48.8	25.5	17.0	25.7	17.0
grodziski	1405	2005	14.4	46.2	14.3	8.2	14.3	7.9
grodziski	1405	2008	6.1	75.3	11.5	11.3	11.6	10.9
grodziski	1405	2011	4.3	73.4	12.4	10.6	12.5	10.3
grójecki	1406	2005	14.5	35.5	14.2	17.2	14.4	17.0
grójecki	1406	2008	2.9	105.5	3.5	45.7	3.5	45.7
grójecki	1406	2011	16.1	28.4	15.9	21.7	16.1	21.5
kozienicki	1407	2005	25.0	49.3	20.8	4.4	20.9	4.3
kozienicki	1407	2008	13.1	60.7	18.1	5.3	18.3	5.1
kozienicki	1407	2011	43.9	21.0	19.2	5.4	19.3	5.2
legionowski	1408	2005	7.4	36.4	15.5	8.8	15.6	8.5
legionowski	1408	2008	0.0	0.0	12.0	11.1	12.1	10.8
legionowski	1408	2011	10.0	78.0	14.1	8.6	14.2	8.4
lipski	1409	2005	28.8	27.8	24.9	5.0	25.0	4.8
lipski	1409	2008	22.9	39.6	21.8	5.6	21.9	5.4
lipski	1409	2011	0.0	0.0	22.2	5.4	22.3	5.3
łosicki	1410	2005	0.0	0.0	24.5	5.9	24.6	5.7
łosicki	1410	2008	19.0	0.0	21.7	5.6	21.8	5.4
łosicki	1410	2011	29.6	59.6	21.2	5.6	21.4	5.4
makowski	1411	2005	31.2	49.3	30.7	14.1	30.6	13.9
makowski	1411	2008	19.9	81.7	21.7	19.2	21.6	19.3
makowski	1411	2011	42.0	43.0	28.4	20.4	28.3	20.6
miński	1412	2005	25.4	32.2	24.0	11.6	24.0	11.6
miński	1412	2008	13.1	49.0	13.2	18.9	13.2	18.9
miński	1412	2011	12.3	42.6	12.3	18.9	12.3	19.0
mławski	1413	2005	38.3	17.2	32.9	10.4	32.7	10.3
mławski	1413	2008	19.6	52.6	16.8	21.1	16.8	21.2
mławski	1413	2011	5.4	74.0	6.3	32.6	6.3	32.8
nowodworski	1414	2005	8.0	110.8	18.0	5.7	18.1	5.6
nowodworski	1414	2008	10.8	40.7	13.0	8.9	13.2	8.6
nowodworski	1414	2011	2.7	168.4	14.7	7.6	14.8	7.4
ostrołęcki	1415	2005	42.6	18.6	38.6	8.4	38.3	8.4
ostrołęcki	1415	2008	23.4	39.0	23.8	13.0	23.8	13.1
ostrołęcki	1415	2011	31.1	37.9	30.9	10.5	31.0	10.5
ostrowski	1416	2005	27.3	24.7	26.2	13.9	26.1	13.8
ostrowski	1416	2008	17.8	59.0	17.5	19.3	17.4	19.4
ostrowski	1416	2011	31.8	33.4	29.1	11.6	29.2	11.6
otwocki	1417	2005	18.4	24.4	17.9	15.4	17.8	15.3
otwocki	1417	2008	7.8	57.1	8.3	26.5	8.3	26.6
otwocki	1417	2011	19.8	41.0	18.7	14.6	18.7	14.6
piaseczyński	1418	2005	20.3	24.3	17.9	15.1	17.8	15.0
piaseczyński	1418	2008	13.0	46.3	12.1	20.5	12.1	20.5

Ciąg dalszy na następnej stronie

Załączniki

Powiat	Kod	Rok	HT	CV_HT	RY	CV_RY	FD	CV_FD
piaseczyński	1418	2011	6.1	42.9	6.3	30.0	6.3	30.1
płocki	1419	2005	55.0	17.6	26.6	4.5	26.6	4.4
płocki	1419	2008	34.9	19.0	21.5	5.0	21.7	4.8
płocki	1419	2011	15.8	42.2	22.0	5.0	22.1	4.9
płoński	1420	2005	21.4	43.0	22.6	13.7	22.6	13.6
płoński	1420	2008	25.5	35.7	24.3	13.8	24.3	13.7
płoński	1420	2011	22.6	50.2	22.2	14.4	22.1	14.4
pruszkowski	1421	2005	6.2	70.5	12.5	10.3	12.6	10.0
pruszkowski	1421	2008	1.5	91.9	10.4	13.5	10.5	13.0
pruszkowski	1421	2011	8.9	70.6	11.9	11.8	12.0	11.4
przasnyski	1422	2005	49.9	21.8	23.6	4.7	23.7	4.5
przasnyski	1422	2008	22.6	54.3	19.9	5.0	20.0	4.8
przasnyski	1422	2011	79.3	17.7	20.4	4.8	20.5	4.6
przysuski	1423	2005	24.1	67.4	21.3	20.1	21.6	19.5
przysuski	1423	2008	10.4	67.3	13.5	25.2	13.5	25.3
przysuski	1423	2011	28.6	34.7	26.4	14.4	26.6	14.3
pułtuski	1424	2005	20.7	24.6	23.5	4.2	23.5	4.1
pułtuski	1424	2008	9.9	52.2	19.3	5.0	19.4	4.8
pułtuski	1424	2011	1.7	102.0	21.4	4.6	21.5	4.5
radomski	1425	2005	36.9	28.1	35.9	8.0	35.8	8.0
radomski	1425	2008	17.9	33.3	20.5	13.6	20.5	13.6
radomski	1425	2011	20.8	37.1	21.6	13.5	21.5	13.6
siedlecki	1426	2005	14.9	45.3	16.9	15.9	16.9	15.8
siedlecki	1426	2008	26.1	34.9	27.0	11.1	27.1	11.1
siedlecki	1426	2011	35.3	30.1	32.6	10.4	32.7	10.4
sierpecki	1427	2005	30.2	30.1	28.5	13.0	28.3	12.9
sierpecki	1427	2008	27.0	25.1	22.3	19.6	22.1	19.7
sierpecki	1427	2011	38.9	45.0	30.4	15.6	30.4	15.7
sochaczewski	1428	2005	19.0	49.5	18.6	22.7	18.6	22.4
sochaczewski	1428	2008	11.3	63.5	12.2	31.7	12.2	31.8
sochaczewski	1428	2011	15.1	41.3	16.3	19.6	16.3	19.5
sokołowski	1429	2005	23.3	25.2	23.8	18.4	23.9	18.0
sokołowski	1429	2008	6.4	72.3	7.8	27.9	7.8	28.0
sokołowski	1429	2011	15.2	82.6	15.4	19.8	15.4	19.8
szymborski	1430	2005	33.7	0.7	26.2	19.8	26.8	18.9
szymborski	1430	2008	10.6	107.0	11.4	26.4	11.4	26.5
szymborski	1430	2011	13.1	3.0	14.6	27.9	14.7	27.9
warszawski chodni	za- 1432	2005	15.8	47.2	13.3	8.8	13.4	8.5
warszawski chodni	za- 1432	2008	22.3	64.3	10.7	12.3	10.8	11.9
warszawski chodni	za- 1432	2011	0.0	0.0	12.0	10.7	12.1	10.3
węgorzki	1433	2005	27.8	23.0	27.2	12.2	27.2	12.1
węgorzki	1433	2008	21.8	47.1	21.4	14.2	21.4	14.1

Ciąg dalszy na następnej stronie

Powiat	Kod	Rok	HT	CV_HT	RY	CV_RY	FD	CV_FD
węgrowski	1433	2011	13.4	43.7	14.9	21.9	14.9	22.0
wołomiński	1434	2005	10.3	33.1	11.3	19.4	11.4	19.1
wołomiński	1434	2008	9.4	44.6	9.7	27.1	9.7	27.1
wołomiński	1434	2011	9.8	57.7	10.4	23.7	10.4	23.7
wyszkowski	1435	2005	4.6	77.3	6.1	32.0	6.2	31.2
wyszkowski	1435	2008	13.6	37.7	15.7	20.7	15.8	20.5
wyszkowski	1435	2011	10.8	69.3	13.1	20.6	13.2	20.4
zwoleński	1436	2005	53.4	40.6	25.9	4.8	26.0	4.6
zwoleński	1436	2008	9.5	93.4	22.2	5.1	22.4	4.9
zwoleński	1436	2011	8.0	106.8	23.0	4.8	23.2	4.7
żuromiński	1437	2005	29.4	60.0	26.9	4.7	27.0	4.6
żuromiński	1437	2008	73.6	33.9	23.7	4.6	23.9	4.4
żuromiński	1437	2011	36.2	61.2	24.1	4.6	24.3	4.4
żyrardowski	1438	2005	17.5	36.4	16.4	21.1	16.4	20.9
żyrardowski	1438	2008	15.1	35.8	14.1	19.5	14.1	19.5
żyrardowski	1438	2011	16.0	33.7	16.1	18.4	16.1	18.4
m.Ostrołęka	1461	2005	29.5	41.2	27.3	13.9	26.9	14.0
m.Ostrołęka	1461	2008	32.1	53.0	26.0	16.9	26.2	16.9
m.Ostrołęka	1461	2011	10.0	79.0	11.9	30.7	11.6	31.5
m.Płock	1462	2005	4.3	74.5	13.0	13.6	13.1	13.1
m.Płock	1462	2008	1.1	104.6	10.5	15.4	10.6	14.7
m.Płock	1462	2011	11.4	70.1	12.2	13.0	12.3	12.5
m.Radom	1463	2005	29.2	16.3	28.4	8.2	28.3	8.2
m.Radom	1463	2008	15.6	34.7	15.8	13.4	15.8	13.4
m.Radom	1463	2011	26.1	24.2	25.4	10.0	25.4	10.0
m.Siedlce	1464	2005	8.7	90.0	9.2	38.9	9.2	38.2
m.Siedlce	1464	2008	12.0	54.5	11.7	23.8	11.7	23.8
m.Siedlce	1464	2011	6.4	83.0	8.1	33.2	8.1	33.2
m. st. Warszawa	1465	2005	8.2	13.8	8.2	8.3	8.2	8.3
m. st. Warszawa	1465	2008	6.6	21.7	6.6	11.7	6.6	11.7
m. st. Warszawa	1465	2011	6.2	20.7	6.2	12.7	6.2	12.7
brzeski	1601	2005	14.6	45.9	24.4	8.4	24.4	8.1
brzeski	1601	2008	3.3	69.1	20.2	9.6	20.3	9.3
brzeski	1601	2011	2.0	130.0	21.2	9.3	21.2	9.0
głubczycki	1602	2005	35.1	53.8	28.8	17.6	28.8	17.2
głubczycki	1602	2008	12.9	63.0	13.2	26.1	13.1	26.3
głubczycki	1602	2011	32.8	36.0	27.0	14.5	27.0	14.5
kędzierzyńsko-kozielski	1603	2005	10.8	55.8	19.6	10.2	19.6	9.9
kędzierzyńsko-kozielski	1603	2008	2.0	82.6	17.0	11.8	17.1	11.4
kędzierzyńsko-kozielski	1603	2011	20.4	49.5	18.4	10.7	18.5	10.4
kluczborski	1604	2005	39.6	40.6	33.7	11.6	33.4	11.5
kluczborski	1604	2008	11.0	38.9	14.3	27.2	14.3	27.3

Ciąg dalszy na następnej stronie

Załączniki

Powiat	Kod	Rok	HT	CV_HT	RY	CV_RY	FD	CV_FD
kluczborski	1604	2011	17.1	62.1	18.2	22.3	18.1	22.5
krapkowicki	1605	2005	9.5	68.1	18.4	10.7	18.5	10.3
krapkowicki	1605	2008	2.3	65.0	16.2	12.2	16.4	11.8
krapkowicki	1605	2011	3.0	136.0	17.1	11.5	17.2	11.1
namysłowski	1606	2005	0.0	0.0	25.4	7.9	25.4	7.7
namysłowski	1606	2008	4.3	111.0	19.5	9.9	19.7	9.6
namysłowski	1606	2011	13.8	53.4	20.9	9.2	21.0	8.9
nyski	1607	2005	35.0	29.4	34.1	8.7	33.9	8.7
nyski	1607	2008	42.6	21.2	36.8	8.9	36.8	8.9
nyski	1607	2011	12.9	41.4	14.8	17.3	14.6	17.5
oleski	1608	2005	25.4	52.3	24.1	15.2	24.1	15.0
oleski	1608	2008	16.2	88.2	18.0	21.3	18.2	21.2
oleski	1608	2011	4.8	86.5	6.8	36.2	6.8	36.5
opolski	1609	2005	16.5	30.2	20.3	9.5	20.4	9.2
opolski	1609	2008	13.6	69.2	16.7	11.9	16.8	11.5
opolski	1609	2011	2.0	110.3	17.8	11.0	18.0	10.6
prudnicki	1610	2005	17.6	43.5	24.3	8.3	24.4	8.0
prudnicki	1610	2008	5.0	159.9	21.5	9.1	21.6	8.8
prudnicki	1610	2011	19.9	69.6	22.9	8.5	23.0	8.2
strzelecki	1611	2005	12.8	51.8	14.7	18.0	14.9	17.7
strzelecki	1611	2008	23.2	67.2	19.1	17.5	19.1	17.5
strzelecki	1611	2011	11.4	86.1	11.5	29.8	11.5	29.9
m.Opole	1661	2005	5.9	52.3	6.4	28.3	6.4	28.1
m.Opole	1661	2008	4.6	97.6	5.5	37.9	5.5	37.9
m.Opole	1661	2011	22.7	49.0	20.5	16.9	20.6	16.8
bieszczadzki	1801	2005	40.3	0.0	24.5	5.7	24.3	5.5
bieszczadzki	1801	2008	0.0	0.0	21.1	6.5	20.9	6.3
bieszczadzki	1801	2011	40.4	33.7	23.3	6.7	23.2	6.6
brzozowski	1802	2005	48.8	21.5	27.7	5.5	27.4	5.4
brzozowski	1802	2008	23.2	35.1	25.1	5.1	24.9	5.0
brzozowski	1802	2011	7.6	203.9	26.2	5.3	26.0	5.2
dębicki	1803	2005	24.1	35.4	24.3	10.2	24.2	10.2
dębicki	1803	2008	44.9	18.9	38.3	8.0	38.3	8.0
dębicki	1803	2011	33.5	34.9	28.3	12.8	28.1	12.9
jarosławski	1804	2005	13.8	87.2	16.9	18.8	17.1	18.4
jarosławski	1804	2008	24.4	33.6	23.6	13.7	23.7	13.6
jarosławski	1804	2011	6.2	72.3	7.8	30.3	7.8	30.6
jasielski	1805	2005	24.9	39.6	23.6	13.0	23.4	12.9
jasielski	1805	2008	22.3	26.7	21.9	11.0	21.9	11.0
jasielski	1805	2011	28.4	34.0	28.9	9.8	29.0	9.8
kolbuszowski	1806	2005	23.7	47.1	26.4	14.0	26.2	13.9
kolbuszowski	1806	2008	37.3	26.5	33.5	12.0	33.6	12.0
kolbuszowski	1806	2011	32.1	89.3	29.0	17.2	28.8	17.4
krośnieński	1807	2005	19.5	29.8	20.0	11.5	19.9	11.5
krośnieński	1807	2008	28.5	27.8	28.2	9.5	28.3	9.5

Ciąg dalszy na następnej stronie

Powiat	Kod	Rok	HT	CV_HT	RY	CV_RY	FD	CV_FD
krośnieński	1807	2011	28.5	42.7	28.1	13.4	28.1	13.4
leżajski	1808	2005	17.5	25.9	23.1	5.5	22.9	5.4
leżajski	1808	2008	31.5	34.1	20.9	5.8	20.7	5.7
leżajski	1808	2011	14.6	41.4	23.2	5.6	23.1	5.5
lubaczowski	1809	2005	42.2	27.9	26.2	5.0	26.0	4.9
lubaczowski	1809	2008	84.0	20.5	23.9	5.5	23.8	5.3
lubaczowski	1809	2011	46.7	32.4	24.3	6.2	24.2	6.1
łańcucki	1810	2005	17.6	37.5	19.4	13.6	19.5	13.5
łańcucki	1810	2008	28.0	60.6	27.9	12.9	28.0	12.8
łańcucki	1810	2011	19.6	51.8	19.9	16.1	19.8	16.3
mielecki	1811	2005	5.7	81.3	6.7	32.0	6.9	31.1
mielecki	1811	2008	3.6	115.4	4.2	37.3	4.2	37.3
mielecki	1811	2011	10.7	49.6	11.6	21.0	11.7	20.9
nizański	1812	2005	10.1	101.0	25.4	5.1	25.2	4.9
nizański	1812	2008	26.4	50.8	23.1	5.5	22.9	5.4
nizański	1812	2011	8.5	72.6	24.8	6.1	24.7	6.0
przemyski	1813	2005	47.9	20.8	27.1	5.2	26.9	5.0
przemyski	1813	2008	17.4	46.3	24.5	5.3	24.4	5.2
przemyski	1813	2011	36.4	50.6	25.4	6.2	25.3	6.1
przeworski	1814	2005	26.2	37.1	26.3	12.4	26.2	12.3
przeworski	1814	2008	32.5	30.9	30.9	10.5	30.9	10.5
przeworski	1814	2011	22.0	42.8	22.1	14.7	22.0	14.9
ropczycko- sędziszowski	1815	2005	31.9	23.6	25.0	5.2	24.8	5.1
ropczycko- sędziszowski	1815	2008	19.0	40.2	21.7	5.6	21.5	5.5
ropczycko- sędziszowski	1815	2011	22.6	46.8	23.0	5.4	22.9	5.3
rzeszowski	1816	2005	21.2	34.2	21.8	11.9	21.8	11.8
rzeszowski	1816	2008	21.5	50.5	21.5	12.5	21.5	12.4
rzeszowski	1816	2011	17.5	47.0	18.3	14.7	18.3	14.7
sanocki	1817	2005	18.9	31.4	19.8	20.3	19.7	20.1
sanocki	1817	2008	27.8	50.0	23.3	15.5	23.3	15.6
sanocki	1817	2011	15.3	52.6	17.3	18.2	17.3	18.3
stalowowolski	1818	2005	29.3	31.3	25.5	11.9	25.2	12.0
stalowowolski	1818	2008	23.1	55.9	18.9	17.5	18.8	17.6
stalowowolski	1818	2011	34.0	36.9	30.5	10.7	30.5	10.7
strzyżowski	1819	2005	15.8	52.0	17.3	17.4	17.6	17.0
strzyżowski	1819	2008	24.4	54.1	19.9	18.8	19.9	18.9
strzyżowski	1819	2011	13.8	53.1	15.2	23.9	15.2	23.9
tarnobrzeski	1820	2005	28.9	36.9	22.0	5.5	21.8	5.4
tarnobrzeski	1820	2008	0.0	0.0	19.4	6.5	19.3	6.4
tarnobrzeski	1820	2011	8.6	155.0	21.3	6.5	21.2	6.4
leski	1821	2005	15.6	76.1	24.1	5.5	23.9	5.4
leski	1821	2008	42.9	20.3	22.0	5.9	21.8	5.8

Ciąg dalszy na następnej stronie

Załączniki

Powiat	Kod	Rok	HT	CV_HT	RY	CV_RY	FD	CV_FD
leski	1821	2011	59.9	6.3	24.2	6.0	24.1	5.9
m.Krosno	1861	2005	7.7	71.5	9.2	27.4	9.2	27.2
m.Krosno	1861	2008	12.1	83.8	14.0	23.0	14.1	22.9
m.Krosno	1861	2011	16.5	76.3	14.1	29.3	13.9	29.8
m.Przemyśl	1862	2005	16.2	45.8	16.5	20.2	16.4	20.1
m.Przemyśl	1862	2008	27.6	41.3	23.6	16.2	23.5	16.3
m.Przemyśl	1862	2011	39.8	34.7	32.8	13.0	33.0	13.0
m.Rzeszów	1863	2005	11.8	41.3	11.6	19.8	11.6	19.7
m.Rzeszów	1863	2008	18.5	39.2	16.3	17.1	16.3	17.1
m.Rzeszów	1863	2011	3.6	53.1	3.9	33.8	3.9	33.9
m.Tarnobrzeg	1864	2005	35.3	55.5	18.4	8.8	18.1	8.7
m.Tarnobrzeg	1864	2008	18.9	53.1	16.9	9.5	16.6	9.4
m.Tarnobrzeg	1864	2011	2.0	90.7	19.6	8.5	19.3	8.4
augustowski	2001	2005	19.1	54.3	21.4	7.7	21.4	7.5
augustowski	2001	2008	16.5	178.4	18.5	8.6	18.6	8.3
augustowski	2001	2011	11.6	66.7	18.7	8.7	18.8	8.4
białostocki	2002	2005	27.1	23.5	26.2	11.2	26.1	11.2
białostocki	2002	2008	17.3	38.7	17.4	15.5	17.4	15.5
białostocki	2002	2011	12.1	57.1	13.5	18.4	13.5	18.4
bielski	2003	2005	31.1	51.9	27.4	13.9	27.3	13.8
bielski	2003	2008	24.2	42.7	17.9	20.2	17.7	20.3
bielski	2003	2011	16.5	82.4	14.3	25.9	14.2	26.1
grajewski	2004	2005	39.9	33.8	30.0	16.3	29.7	16.1
grajewski	2004	2008	17.1	82.6	16.7	31.1	16.6	31.3
grajewski	2004	2011	15.9	38.3	16.9	27.5	16.7	28.0
hajnowski	2005	2005	12.3	79.6	12.6	30.5	13.0	29.4
hajnowski	2005	2008	8.1	92.4	7.7	45.4	7.6	45.8
hajnowski	2005	2011	9.0	57.0	10.1	40.1	10.3	39.6
kolneński	2006	2005	20.7	91.1	23.3	7.4	23.3	7.1
kolneński	2006	2008	80.6	0.0	21.3	8.0	21.4	7.7
kolneński	2006	2011	12.3	327.8	21.8	8.1	22.0	7.8
łomżyński	2007	2005	10.3	68.6	23.6	7.9	23.6	7.6
łomżyński	2007	2008	15.6	79.1	19.9	8.8	20.1	8.5
łomżyński	2007	2011	26.6	45.5	20.2	8.6	20.3	8.4
moniecki	2008	2005	63.6	60.6	21.6	8.1	21.7	7.9
moniecki	2008	2008	16.5	86.9	19.2	9.0	19.3	8.7
moniecki	2008	2011	0.0	0.0	19.6	8.9	19.8	8.6
sejneński	2009	2005	3.0	111.4	4.7	40.7	4.9	39.0
sejneński	2009	2008	18.2	60.6	15.9	28.3	15.9	28.2
sejneński	2009	2011	21.3	50.2	17.9	27.8	18.3	27.4
siemiatycki	2010	2005	31.3	42.5	20.6	9.0	20.7	8.7
siemiatycki	2010	2008	24.8	80.2	18.2	9.4	18.4	9.1
siemiatycki	2010	2011	57.0	33.1	18.2	8.9	18.3	8.6
sokólski	2011	2005	32.1	42.4	30.4	13.1	30.3	13.0
sokólski	2011	2008	32.9	50.7	27.6	12.6	27.6	12.6

Ciąg dalszy na następnej stronie

Powiat	Kod	Rok	HT	CV_HT	RY	CV_RY	FD	CV_FD
sokólski	2011	2011	9.9	54.4	11.0	22.2	10.9	22.4
suwalski	2012	2005	20.7	0.0	23.7	8.1	23.8	7.9
suwalski	2012	2008	7.7	70.2	19.7	9.0	19.9	8.7
suwalski	2012	2011	36.2	50.7	19.4	8.9	19.6	8.6
wysokomazowiecki	2013	2005	29.2	50.3	29.0	13.1	28.8	13.1
wysokomazowiecki	2013	2008	25.2	67.4	25.1	12.8	25.2	12.8
wysokomazowiecki	2013	2011	26.6	68.9	22.4	19.2	22.2	19.5
zambrowski	2014	2005	42.2	33.5	21.1	7.6	21.2	7.4
zambrowski	2014	2008	3.6	193.7	17.1	9.4	17.2	9.1
zambrowski	2014	2011	0.0	0.0	17.3	9.5	17.4	9.2
m.Białystok	2061	2005	9.1	39.5	9.3	15.8	9.3	15.7
m.Białystok	2061	2008	6.8	45.7	7.1	20.4	7.1	20.4
m.Białystok	2061	2011	13.1	53.3	12.7	17.2	12.7	17.2
m.Łomża	2062	2005	22.9	52.3	20.8	18.5	20.5	18.6
m.Łomża	2062	2008	45.0	34.8	32.9	12.8	33.1	12.7
m.Łomża	2062	2011	11.7	66.5	12.7	26.7	12.5	27.3
m.Suwałki	2063	2005	13.7	68.9	16.3	12.7	16.2	12.5
m.Suwałki	2063	2008	5.0	56.1	12.9	16.5	12.9	16.1
m.Suwałki	2063	2011	4.4	76.5	13.8	15.0	13.8	14.6
bytowski	2201	2005	25.2	102.2	28.7	18.5	28.5	18.1
bytowski	2201	2008	25.2	77.6	26.2	20.0	26.4	20.0
bytowski	2201	2011	16.9	73.5	20.3	21.1	20.2	21.3
chojnicki	2202	2005	46.1	40.4	23.7	6.1	23.7	5.9
chojnicki	2202	2008	34.7	40.5	19.4	6.9	19.4	6.6
chojnicki	2202	2011	37.0	31.4	21.4	6.0	21.5	5.8
człuchowski	2203	2005	34.9	38.5	32.7	10.1	32.3	10.2
człuchowski	2203	2008	32.6	45.3	31.0	12.2	31.1	12.2
człuchowski	2203	2011	32.0	62.1	30.8	13.8	30.8	13.9
gdański	2204	2005	22.2	71.8	20.4	21.1	20.5	20.7
gdański	2204	2008	12.4	49.2	12.5	26.5	12.5	26.5
gdański	2204	2011	6.3	68.2	8.2	42.5	8.2	42.8
kartuski	2205	2005	19.4	37.6	20.0	14.5	20.2	14.2
kartuski	2205	2008	17.1	46.9	16.9	15.3	17.0	15.3
kartuski	2205	2011	2.8	50.9	3.2	39.5	3.2	39.7
kościerski	2206	2005	19.9	90.0	18.5	19.0	18.7	18.6
kościerski	2206	2008	20.9	44.1	20.2	16.7	20.3	16.7
kościerski	2206	2011	7.6	84.7	10.0	31.5	10.0	31.5
kwidzyński	2207	2005	22.4	47.2	20.7	6.3	20.7	6.1
kwidzyński	2207	2008	34.9	36.9	16.5	8.2	16.6	7.9
kwidzyński	2207	2011	23.9	58.7	19.2	6.8	19.3	6.6
łęborski	2208	2005	32.0	34.5	22.9	6.4	22.9	6.2
łęborski	2208	2008	14.5	54.4	18.4	7.3	18.5	7.1
łęborski	2208	2011	28.9	36.7	19.5	6.8	19.5	6.6
malborski	2209	2005	61.0	16.2	23.7	6.0	23.7	5.8
malborski	2209	2008	33.5	40.4	19.4	6.8	19.5	6.6

Ciąg dalszy na następnej stronie

Załączniki

Powiat	Kod	Rok	HT	CV_HT	RY	CV_RY	FD	CV_FD
malborski	2209	2011	18.8	67.7	21.4	6.4	21.4	6.2
nowodworski	2210	2005	25.2	51.1	27.3	15.4	27.4	15.1
nowodworski	2210	2008	19.9	97.6	23.3	21.0	23.4	20.9
nowodworski	2210	2011	15.7	107.0	19.9	21.9	19.9	22.1
pucki	2211	2005	25.2	25.0	23.6	13.1	23.6	13.0
pucki	2211	2008	12.4	67.2	12.6	17.6	12.6	17.5
pucki	2211	2011	10.6	79.9	11.3	23.3	11.3	23.4
słupski	2212	2005	45.0	19.6	40.7	8.1	40.2	8.1
słupski	2212	2008	28.1	39.1	27.8	11.4	27.8	11.4
słupski	2212	2011	27.4	35.3	26.7	13.5	26.5	13.6
starogardzki	2213	2005	50.4	19.0	24.9	5.8	24.9	5.7
starogardzki	2213	2008	16.8	65.8	18.8	6.9	18.9	6.7
starogardzki	2213	2011	15.4	48.3	20.8	6.2	20.8	6.0
tczewski	2214	2005	34.1	25.2	30.5	11.0	30.2	11.0
tczewski	2214	2008	21.4	38.8	20.5	13.4	20.5	13.4
tczewski	2214	2011	15.1	59.9	16.5	19.4	16.4	19.5
wejherowski	2215	2005	30.8	28.0	28.9	10.8	28.8	10.8
wejherowski	2215	2008	15.6	47.9	15.9	17.5	15.9	17.5
wejherowski	2215	2011	17.6	35.8	17.5	13.8	17.4	13.9
sztumski	2216	2005	13.8	72.0	21.9	24.7	22.1	23.8
sztumski	2216	2008	21.8	48.9	20.4	21.4	20.5	21.4
sztumski	2216	2011	27.0	54.1	26.0	18.5	26.3	18.4
m.Gdańsk	2261	2005	11.5	28.1	11.5	12.8	11.5	12.8
m.Gdańsk	2261	2008	7.0	34.6	7.1	17.8	7.1	17.8
m.Gdańsk	2261	2011	15.0	33.9	14.5	14.4	14.5	14.4
m.Gdynia	2262	2005	10.1	33.0	10.0	18.4	10.0	18.3
m.Gdynia	2262	2008	3.2	66.6	3.4	36.2	3.4	36.2
m.Gdynia	2262	2011	7.2	42.1	7.5	24.3	7.5	24.3
m.Słupsk	2263	2005	11.1	41.6	11.8	21.5	11.8	21.3
m.Słupsk	2263	2008	11.4	55.6	12.4	23.5	12.4	23.4
m.Słupsk	2263	2011	26.1	43.8	24.4	17.0	24.7	16.9
m.Sopot	2264	2005	0.0	0.0	14.8	13.5	14.6	13.2
m.Sopot	2264	2008	7.6	96.9	12.9	16.4	12.8	16.1
m.Sopot	2264	2011	40.0	73.1	14.6	15.2	14.5	15.0
będziński	2401	2005	9.2	36.5	9.8	19.7	9.9	19.5
będziński	2401	2008	5.8	69.8	6.3	25.9	6.3	25.9
będziński	2401	2011	16.9	41.1	15.6	19.7	15.7	19.6
bielski	2402	2005	18.0	30.6	17.5	14.7	17.5	14.6
bielski	2402	2008	9.2	29.7	9.9	23.8	9.9	23.7
bielski	2402	2011	6.5	57.4	7.2	24.3	7.2	24.3
cieszyński	2403	2005	12.5	28.2	12.5	14.7	12.6	14.6
cieszyński	2403	2008	12.0	36.1	11.9	15.2	11.9	15.2
cieszyński	2403	2011	14.0	42.9	14.1	15.5	14.1	15.4
częstochoowski	2404	2005	18.8	29.5	19.3	14.0	19.4	13.9
częstochoowski	2404	2008	9.3	47.0	10.1	20.7	10.1	20.7

Ciąg dalszy na następnej stronie

Powiat	Kod	Rok	HT	CV_HT	RY	CV_RY	FD	CV_FD
częstochowski	2404	2011	15.6	49.6	16.0	14.7	16.0	14.7
gliwicki	2405	2005	23.1	25.9	22.8	14.9	22.6	14.8
gliwicki	2405	2008	26.1	15.2	24.5	11.1	24.5	11.1
gliwicki	2405	2011	8.0	84.8	9.3	28.2	9.2	28.6
kłobucki	2406	2005	34.2	5.8	30.1	12.7	29.8	12.7
kłobucki	2406	2008	13.8	51.8	13.9	24.1	13.8	24.3
kłobucki	2406	2011	26.4	53.0	23.4	15.5	23.4	15.6
lubliniecki	2407	2005	40.4	23.9	32.7	12.4	31.6	12.6
lubliniecki	2407	2008	33.4	34.3	30.6	11.7	30.6	11.7
lubliniecki	2407	2011	39.8	29.4	35.6	9.7	35.5	9.7
mikołowski	2408	2005	5.3	61.7	13.5	8.1	13.5	7.8
mikołowski	2408	2008	0.0	0.0	10.6	10.9	10.6	10.7
mikołowski	2408	2011	13.1	74.2	11.8	9.5	11.8	9.2
myszkowski	2409	2005	26.9	25.1	25.5	13.9	25.4	13.9
myszkowski	2409	2008	16.6	57.1	17.3	17.5	17.3	17.4
myszkowski	2409	2011	5.6	58.8	9.3	33.1	9.2	33.6
pszczyński	2410	2005	12.4	44.2	14.4	6.9	14.4	6.7
pszczyński	2410	2008	0.7	83.1	11.0	10.3	11.0	10.0
pszczyński	2410	2011	11.7	38.6	12.2	8.8	12.2	8.6
raciborski	2411	2005	9.8	51.4	10.0	28.6	10.0	28.4
raciborski	2411	2008	33.8	31.9	25.4	15.4	25.5	15.3
raciborski	2411	2011	7.0	74.5	8.0	32.6	8.0	32.7
rybnicki	2412	2005	7.6	100.9	8.3	31.8	8.5	30.9
rybnicki	2412	2008	8.8	77.0	9.1	28.3	9.2	28.1
rybnicki	2412	2011	5.0	68.3	5.3	32.2	5.3	32.2
tarnogórski	2413	2005	12.4	35.8	12.4	19.4	12.4	19.2
tarnogórski	2413	2008	11.9	56.5	11.7	20.3	11.7	20.3
tarnogórski	2413	2011	10.3	49.8	10.8	20.2	10.8	20.1
bieruńsko- lędziński	2414	2005	30.2	37.7	12.3	9.1	12.3	8.9
bieruńsko- lędziński	2414	2008	19.6	86.8	9.5	12.6	9.6	12.3
bieruńsko- lędziński	2414	2011	0.0	0.0	10.2	11.4	10.2	11.1
wodzisławski	2415	2005	11.1	38.5	11.3	17.0	11.3	16.9
wodzisławski	2415	2008	15.1	38.7	14.9	16.7	14.9	16.6
wodzisławski	2415	2011	11.5	48.4	12.1	19.2	12.1	19.2
zawierciański	2416	2005	7.8	58.3	8.6	21.8	8.7	21.4
zawierciański	2416	2008	5.4	60.6	5.7	30.1	5.7	30.1
zawierciański	2416	2011	11.2	52.0	12.1	22.2	12.2	22.1
żywiecki	2417	2005	20.5	27.7	20.6	12.9	20.5	12.8
żywiecki	2417	2008	21.0	40.2	19.4	14.8	19.4	14.8
żywiecki	2417	2011	11.1	42.6	11.6	21.3	11.5	21.5
m.Bielsko-Biała	2461	2005	8.4	36.4	8.6	20.5	8.6	20.4
m.Bielsko-Biała	2461	2008	14.8	47.7	14.0	16.7	14.0	16.7

Ciąg dalszy na następnej stronie

Załączniki

Powiat	Kod	Rok	HT	CV_HT	RY	CV_RY	FD	CV_FD
m.Bielsko-Biała	2461	2011	10.0	36.3	9.7	22.5	9.7	22.6
m.Bytom	2462	2005	14.5	26.1	15.1	13.6	15.1	13.6
m.Bytom	2462	2008	23.4	29.4	22.0	13.0	22.0	13.0
m.Bytom	2462	2011	31.3	31.7	27.5	13.0	27.6	13.0
m.Chorzów	2463	2005	16.4	34.7	16.6	16.9	16.7	16.7
m.Chorzów	2463	2008	14.9	44.8	13.7	21.3	13.7	21.4
m.Chorzów	2463	2011	29.7	36.3	23.3	15.9	23.3	15.9
m.Częstochowa	2464	2005	16.4	20.8	16.2	11.9	16.1	11.9
m.Częstochowa	2464	2008	14.5	29.8	14.4	13.6	14.4	13.6
m.Częstochowa	2464	2011	13.2	30.6	13.4	14.6	13.4	14.6
m.Dąbrowa Gór- nicza	2465	2005	17.4	26.0	16.2	14.6	16.2	14.6
m.Dąbrowa Gór- nicza	2465	2008	6.6	61.9	6.5	34.4	6.5	34.5
m.Dąbrowa Gór- nicza	2465	2011	10.1	49.2	10.3	24.8	10.4	24.8
m.Gliwice	2466	2005	6.2	46.7	6.4	25.7	6.4	25.5
m.Gliwice	2466	2008	4.1	61.4	4.2	34.9	4.2	34.9
m.Gliwice	2466	2011	11.8	35.8	11.5	19.8	11.5	19.7
m.Jastrzębie- Zdrój	2467	2005	16.9	36.8	16.5	17.7	16.4	17.6
m.Jastrzębie- Zdrój	2467	2008	12.9	63.8	12.1	24.4	12.1	24.5
m.Jastrzębie- Zdrój	2467	2011	19.3	40.6	16.7	21.2	16.6	21.3
m.Jaworzno	2468	2005	23.1	24.8	14.7	10.6	14.5	10.5
m.Jaworzno	2468	2008	10.9	37.1	11.9	12.2	11.8	11.9
m.Jaworzno	2468	2011	4.6	102.2	13.2	10.7	13.0	10.5
m.Katowice	2469	2005	12.1	23.0	12.0	11.9	12.0	11.9
m.Katowice	2469	2008	9.2	32.8	9.2	16.1	9.2	16.1
m.Katowice	2469	2011	9.5	30.5	9.5	17.7	9.5	17.8
m.Mysłowice	2470	2005	5.9	63.5	6.8	36.5	6.9	35.9
m.Mysłowice	2470	2008	14.7	46.5	13.7	21.1	13.7	21.1
m.Mysłowice	2470	2011	9.4	60.1	9.6	32.1	9.7	32.1
m.Piekary Śląskie	2471	2005	3.9	98.3	15.4	9.5	15.2	9.4
m.Piekary Śląskie	2471	2008	12.0	86.4	14.1	10.4	14.0	10.2
m.Piekary Śląskie	2471	2011	0.0	0.0	16.2	9.2	16.1	9.0
m.Ruda Śląska	2472	2005	9.5	37.2	13.0	9.6	13.0	9.3
m.Ruda Śląska	2472	2008	17.6	46.7	10.5	11.9	10.5	11.5
m.Ruda Śląska	2472	2011	6.6	58.7	12.4	10.4	12.4	10.1
m.Rybnik	2473	2005	19.4	41.2	18.1	18.0	18.0	17.9
m.Rybnik	2473	2008	10.9	50.4	10.6	23.6	10.6	23.6
m.Rybnik	2473	2011	5.8	43.8	6.1	29.8	6.1	29.9
m.Siemianowice Śląskie	2474	2005	24.4	44.4	22.5	15.1	22.5	15.0

Ciąg dalszy na następnej stronie

Powiat	Kod	Rok	HT	CV_HT	RY	CV_RY	FD	CV_FD
m.Siemianowice	2474	2008	9.4	38.6	9.4	29.9	9.3	30.1
Śląskie								
m.Siemianowice	2474	2011	25.3	45.0	20.6	18.9	20.6	18.9
Śląskie								
m.Sosnowiec	2475	2005	13.3	28.8	13.2	14.6	13.2	14.5
m.Sosnowiec	2475	2008	12.5	34.3	12.3	16.5	12.3	16.5
m.Sosnowiec	2475	2011	6.8	45.1	7.4	24.7	7.4	24.7
m.Świętochłowice	2476	2005	0.0	0.0	22.0	9.9	21.8	9.7
m.Świętochłowice	2476	2008	0.0	0.0	16.6	12.7	16.5	12.4
m.Świętochłowice	2476	2011	14.6	69.8	20.0	11.5	20.0	11.3
m.Tychy	2477	2005	12.5	39.0	11.8	20.2	11.8	20.2
m.Tychy	2477	2008	7.8	47.9	7.3	31.8	7.2	31.9
m.Tychy	2477	2011	16.1	39.5	14.5	22.3	14.5	22.2
m.Zabrze	2478	2005	19.3	24.5	18.8	12.5	18.8	12.5
m.Zabrze	2478	2008	15.0	39.8	14.6	16.9	14.6	16.9
m.Zabrze	2478	2011	17.0	42.9	16.7	16.2	16.7	16.2
m.Żory	2479	2005	5.6	99.8	7.5	35.1	7.6	34.6
m.Żory	2479	2008	7.0	85.8	8.0	33.3	8.0	33.3
m.Żory	2479	2011	18.6	39.8	16.7	21.1	16.7	21.1
buski	2601	2005	28.2	44.7	26.9	11.5	26.9	11.4
buski	2601	2008	24.0	65.0	22.8	15.1	22.7	15.1
buski	2601	2011	30.3	79.2	27.4	17.1	27.5	17.0
jędrzejowski	2602	2005	25.1	31.3	23.7	13.7	23.8	13.5
jędrzejowski	2602	2008	22.3	43.8	20.5	13.9	20.5	13.9
jędrzejowski	2602	2011	20.2	33.5	20.6	16.1	20.7	16.0
kazimierski	2603	2005	57.1	0.0	27.9	6.7	28.0	6.5
kazimierski	2603	2008	91.2	1.4	25.9	7.3	26.0	7.0
kazimierski	2603	2011	46.1	7.0	26.5	7.4	26.6	7.1
kielecki	2604	2005	39.2	21.6	38.0	7.9	37.9	7.9
kielecki	2604	2008	23.4	26.9	24.1	9.4	24.1	9.4
kielecki	2604	2011	19.6	22.9	20.1	10.3	20.0	10.3
konecki	2605	2005	15.3	30.9	17.7	14.8	17.8	14.6
konecki	2605	2008	24.7	22.1	24.9	13.0	24.9	12.9
konecki	2605	2011	29.6	36.9	28.1	12.2	28.2	12.2
opatowski	2606	2005	39.4	30.1	28.5	6.0	28.6	5.8
opatowski	2606	2008	34.2	48.4	26.3	6.3	26.5	6.1
opatowski	2606	2011	30.3	58.0	27.8	6.2	27.9	6.0
ostrowiecki	2607	2005	20.5	25.7	21.2	12.3	21.3	12.2
ostrowiecki	2607	2008	19.4	31.7	18.3	16.6	18.3	16.6
ostrowiecki	2607	2011	20.5	37.6	20.6	14.2	20.6	14.2
pińczowski	2608	2005	25.4	25.2	27.1	6.4	27.2	6.2
pińczowski	2608	2008	20.1	89.2	23.9	7.3	24.1	7.1
pińczowski	2608	2011	57.0	30.2	23.7	7.2	23.8	7.0
sandomierski	2609	2005	45.7	15.3	26.2	6.3	26.3	6.1
sandomierski	2609	2008	25.3	43.3	23.7	7.1	23.8	6.8

Ciąg dalszy na następnej stronie

Załączniki

Powiat	Kod	Rok	HT	CV_HT	RY	CV_RY	FD	CV_FD
sandomierski	2609	2011	39.8	46.4	24.0	6.8	24.1	6.6
skarżyski	2610	2005	21.1	44.9	21.2	17.3	21.3	17.0
skarżyski	2610	2008	16.6	45.3	16.6	19.2	16.6	19.2
skarżyski	2610	2011	28.6	42.4	25.9	13.6	26.0	13.6
starachowicki	2611	2005	28.1	40.0	28.2	13.0	28.1	12.9
starachowicki	2611	2008	28.6	25.3	27.9	9.6	28.0	9.6
starachowicki	2611	2011	28.6	30.4	26.8	12.1	26.8	12.1
staszowski	2612	2005	38.7	29.9	37.2	9.0	36.8	8.9
staszowski	2612	2008	40.5	26.5	35.7	10.0	35.8	10.0
staszowski	2612	2011	21.4	88.8	23.1	18.2	22.7	18.5
włoszczowski	2613	2005	45.0	36.8	28.0	6.0	28.1	5.8
włoszczowski	2613	2008	24.8	41.6	24.6	6.6	24.7	6.4
włoszczowski	2613	2011	0.0	0.0	24.0	6.6	24.1	6.4
m.Kielce	2661	2005	19.7	25.8	19.2	11.7	19.2	11.7
m.Kielce	2661	2008	9.2	39.3	9.5	19.5	9.5	19.5
m.Kielce	2661	2011	17.9	49.7	18.0	13.1	18.0	13.1
bartoszycki	2801	2005	23.5	40.7	23.7	15.7	23.8	15.4
bartoszycki	2801	2008	18.3	70.7	20.6	18.3	20.7	18.2
bartoszycki	2801	2011	8.1	48.2	10.0	25.1	10.0	25.2
braniewski	2802	2005	26.8	40.0	25.7	6.6	25.6	6.4
braniewski	2802	2008	34.9	85.2	22.0	7.2	22.0	6.9
braniewski	2802	2011	12.8	80.0	21.5	7.5	21.5	7.3
działdowski	2803	2005	16.3	93.0	17.0	18.8	17.1	18.6
działdowski	2803	2008	28.9	63.8	22.3	23.5	22.5	23.5
działdowski	2803	2011	16.6	44.9	17.2	17.2	17.2	17.2
elbląski	2804	2005	40.7	37.4	24.6	6.7	24.5	6.5
elbląski	2804	2008	20.7	31.6	19.3	7.9	19.3	7.7
elbląski	2804	2011	32.7	86.0	20.7	7.5	20.6	7.3
ełcki	2805	2005	27.4	52.5	20.0	7.9	19.9	7.7
ełcki	2805	2008	15.6	83.1	16.4	9.4	16.3	9.1
ełcki	2805	2011	0.7	102.9	18.2	8.4	18.1	8.2
giżycki	2806	2005	24.4	44.2	22.7	7.0	22.6	6.8
giżycki	2806	2008	27.6	48.6	16.8	9.2	16.8	8.9
giżycki	2806	2011	60.0	0.0	16.8	9.2	16.8	8.9
iławski	2807	2005	22.8	39.0	22.4	15.3	22.3	15.2
iławski	2807	2008	18.3	45.5	17.0	17.8	17.0	17.8
iławski	2807	2011	16.8	90.3	15.3	26.3	15.2	26.5
kętrzyński	2808	2005	14.5	75.1	15.1	19.1	15.2	18.8
kętrzyński	2808	2008	7.1	56.7	8.0	28.2	8.0	28.2
kętrzyński	2808	2011	16.4	37.2	16.6	17.6	16.6	17.5
lidzbarski	2809	2005	23.3	61.2	24.1	6.9	23.9	6.7
lidzbarski	2809	2008	24.9	65.3	19.6	7.7	19.5	7.5
lidzbarski	2809	2011	84.5	51.7	20.4	7.5	20.3	7.3
mrągowski	2810	2005	22.7	58.0	22.9	15.1	22.7	15.1
mrągowski	2810	2008	43.5	27.5	28.6	15.6	28.5	15.7

Ciąg dalszy na następnej stronie

Powiat	Kod	Rok	HT	CV_HT	RY	CV_RY	FD	CV_FD
mragowski	2810	2011	42.4	41.2	28.4	19.1	28.3	19.3
nidzicki	2811	2005	16.2	53.3	22.6	7.1	22.5	6.9
nidzicki	2811	2008	5.7	189.5	18.0	8.5	18.0	8.3
nidzicki	2811	2011	3.4	250.7	17.9	8.5	17.9	8.2
nowomiejski	2812	2005	14.3	106.2	24.1	7.0	24.1	6.8
nowomiejski	2812	2008	0.0	0.0	18.2	9.1	18.2	8.8
nowomiejski	2812	2011	4.1	141.0	21.3	7.5	21.3	7.3
olecki	2813	2005	14.7	56.8	17.4	19.4	17.4	19.2
olecki	2813	2008	14.4	67.8	17.9	27.9	17.9	27.9
olecki	2813	2011	19.4	107.6	20.9	24.0	21.1	24.0
olsztyński	2814	2005	24.3	40.5	24.3	13.5	24.2	13.4
olsztyński	2814	2008	26.7	48.1	24.8	12.2	24.9	12.2
olsztyński	2814	2011	9.5	51.6	10.5	23.7	10.4	23.9
ostródzki	2815	2005	16.2	54.4	18.5	17.1	18.5	16.9
ostródzki	2815	2008	19.0	41.9	19.8	13.8	19.8	13.7
ostródzki	2815	2011	18.4	39.4	18.3	14.2	18.2	14.2
piski	2816	2005	24.5	60.3	26.1	6.8	26.0	6.7
piski	2816	2008	21.7	38.5	21.4	7.2	21.4	7.0
piski	2816	2011	23.3	60.5	22.6	7.0	22.5	6.8
szczycieński	2817	2005	36.2	37.3	23.0	6.9	23.0	6.7
szczycieński	2817	2008	50.3	17.9	18.8	8.0	18.8	7.8
szczycieński	2817	2011	14.6	84.4	20.1	7.6	20.1	7.4
gołdapski	2818	2005	59.3	0.0	25.9	6.6	25.8	6.4
gołdapski	2818	2008	0.0	0.0	20.7	7.5	20.6	7.2
gołdapski	2818	2011	31.2	68.8	20.0	7.7	20.0	7.4
węgorzewski	2819	2005	44.1	9.6	26.4	6.5	26.3	6.3
węgorzewski	2819	2008	12.8	92.6	21.8	7.4	21.8	7.2
węgorzewski	2819	2011	59.1	62.2	22.0	7.3	22.0	7.1
m.Elbląg	2861	2005	19.2	38.1	18.2	14.9	18.1	14.8
m.Elbląg	2861	2008	17.6	50.5	15.3	19.7	15.3	19.8
m.Elbląg	2861	2011	20.9	55.6	18.0	18.4	18.0	18.4
m.Olsztyn	2862	2005	16.2	37.8	15.1	16.6	15.0	16.5
m.Olsztyn	2862	2008	6.4	57.4	6.5	27.5	6.5	27.5
m.Olsztyn	2862	2011	9.9	47.5	9.4	25.5	9.4	25.6
chodzieski	3001	2005	8.0	83.6	9.5	26.5	9.6	26.3
chodzieski	3001	2008	9.3	52.4	12.2	26.9	12.2	26.9
chodzieski	3001	2011	33.8	36.9	29.2	14.3	29.5	14.2
czarnkowsko- trzcianecki	3002	2005	11.9	43.5	12.7	18.5	12.7	18.4
czarnkowsko- trzcianecki	3002	2008	21.9	37.2	20.6	12.6	20.6	12.6
czarnkowsko- trzcianecki	3002	2011	29.1	61.6	25.8	16.6	26.0	16.5
gnieźnieński	3003	2005	33.2	43.0	29.7	13.7	29.3	13.7
gnieźnieński	3003	2008	19.0	40.9	16.7	20.4	16.6	20.6

Ciąg dalszy na następnej stronie

Załączniki

Powiat	Kod	Rok	HT	CV_HT	RY	CV_RY	FD	CV_FD
gnieźnieński	3003	2011	33.0	41.5	26.1	15.4	25.9	15.5
gostyński	3004	2005	15.3	47.0	20.7	5.3	20.6	5.1
gostyński	3004	2008	0.0	0.0	17.9	5.8	17.8	5.7
gostyński	3004	2011	12.0	47.1	17.9	5.8	17.9	5.6
grodziski	3005	2005	13.0	119.4	17.9	6.0	17.8	5.8
grodziski	3005	2008	31.1	58.2	15.7	7.1	15.7	7.0
grodziski	3005	2011	13.7	115.2	17.3	6.3	17.2	6.1
jarociński	3006	2005	34.3	29.1	31.8	11.7	31.3	11.7
jarociński	3006	2008	27.5	36.1	27.2	11.4	27.3	11.3
jarociński	3006	2011	12.6	53.1	14.4	17.8	14.3	17.9
kaliski	3007	2005	39.5	31.5	36.7	9.4	36.5	9.4
kaliski	3007	2008	16.5	49.5	17.5	16.7	17.5	16.7
kaliski	3007	2011	17.4	42.9	17.9	18.3	17.7	18.5
kępiński	3008	2005	14.3	70.2	16.3	6.6	16.2	6.5
kępiński	3008	2008	2.0	97.0	14.1	8.0	14.0	7.9
kępiński	3008	2011	24.4	45.9	14.9	7.2	14.9	7.0
kolski	3009	2005	53.1	18.3	23.9	5.0	23.8	4.9
kolski	3009	2008	28.1	35.1	19.7	5.5	19.6	5.4
kolski	3009	2011	21.8	42.6	19.9	5.3	19.8	5.2
koniński	3010	2005	11.6	32.8	13.7	18.1	13.8	17.8
koniński	3010	2008	25.7	23.4	24.5	11.7	24.5	11.7
koniński	3010	2011	22.5	28.4	22.5	14.9	22.6	14.8
kościański	3011	2005	10.9	76.5	12.5	24.2	12.5	23.9
kościański	3011	2008	32.1	34.8	26.2	14.7	26.3	14.7
kościański	3011	2011	17.3	60.1	17.2	18.8	17.2	18.8
krotoszyński	3012	2005	21.7	22.7	21.1	13.4	21.1	13.3
krotoszyński	3012	2008	19.1	38.1	18.7	15.2	18.7	15.1
krotoszyński	3012	2011	7.0	76.8	8.1	32.6	8.0	32.8
leszczyński	3013	2005	0.0	0.0	20.0	5.4	20.0	5.3
leszczyński	3013	2008	0.0	0.0	16.8	6.9	16.8	6.7
leszczyński	3013	2011	4.8	52.4	17.8	6.2	17.7	6.1
międzychodzki	3014	2005	60.3	32.9	18.6	5.7	18.5	5.6
międzychodzki	3014	2008	53.8	0.0	14.4	7.7	14.3	7.5
międzychodzki	3014	2011	0.0	0.0	15.9	6.6	15.8	6.5
nowotomyski	3015	2005	8.6	115.7	11.1	29.9	11.3	29.2
nowotomyski	3015	2008	8.3	78.8	10.7	33.2	10.7	33.1
nowotomyski	3015	2011	18.0	91.4	16.1	26.1	16.1	26.2
obornicki	3016	2005	7.7	108.6	10.8	27.0	10.9	26.6
obornicki	3016	2008	23.2	30.6	22.1	14.5	22.2	14.4
obornicki	3016	2011	15.3	63.1	17.4	20.4	17.4	20.4
ostrowski	3017	2005	17.9	35.7	17.8	15.0	17.8	14.9
ostrowski	3017	2008	18.3	61.1	17.1	14.6	17.1	14.6
ostrowski	3017	2011	21.7	40.1	20.5	14.8	20.5	14.8
ostrzeszowski	3018	2005	13.4	73.5	13.8	24.0	14.0	23.4
ostrzeszowski	3018	2008	12.7	64.2	12.1	37.2	12.2	37.1

Ciąg dalszy na następnej stronie

Powiat	Kod	Rok	HT	CV_HT	RY	CV_RY	FD	CV_FD
ostrzeszowski	3018	2011	5.1	67.2	7.3	39.0	7.4	38.9
pilski	3019	2005	11.3	50.4	11.8	23.1	11.8	22.8
pilski	3019	2008	11.8	38.0	11.2	21.3	11.2	21.3
pilski	3019	2011	18.8	55.9	17.9	15.7	18.0	15.7
pleszewski	3020	2005	47.0	36.7	23.0	5.0	22.9	4.9
pleszewski	3020	2008	15.9	81.8	18.3	6.0	18.3	5.8
pleszewski	3020	2011	53.4	39.3	19.0	5.6	18.9	5.5
poznański	3021	2005	18.3	33.7	18.3	13.6	18.3	13.5
poznański	3021	2008	8.9	38.4	9.1	19.5	9.1	19.5
poznański	3021	2011	9.1	50.4	9.2	24.4	9.2	24.5
rawicki	3022	2005	13.2	45.1	17.7	5.8	17.6	5.7
rawicki	3022	2008	31.9	34.0	16.8	6.3	16.7	6.2
rawicki	3022	2011	56.6	40.5	17.9	5.8	17.9	5.6
śłupecki	3023	2005	35.3	41.7	23.7	5.0	23.6	4.9
śłupecki	3023	2008	46.5	30.0	19.4	5.6	19.3	5.4
śłupecki	3023	2011	20.5	39.5	20.3	5.3	20.3	5.2
szamotulski	3024	2005	19.1	54.0	17.7	5.9	17.6	5.8
szamotulski	3024	2008	7.4	52.0	14.5	7.5	14.4	7.3
szamotulski	3024	2011	11.9	31.9	16.0	6.5	15.9	6.4
średzki	3025	2005	26.6	33.0	19.6	5.4	19.5	5.3
średzki	3025	2008	18.4	79.5	15.8	6.7	15.7	6.5
średzki	3025	2011	18.9	65.1	16.9	6.2	16.8	6.1
śremski	3026	2005	0.0	0.0	16.7	6.2	16.6	6.1
śremski	3026	2008	19.2	63.4	14.0	8.0	14.0	7.8
śremski	3026	2011	19.1	93.5	15.5	6.8	15.4	6.7
turecki	3027	2005	30.1	42.2	27.8	16.0	27.8	15.7
turecki	3027	2008	5.4	76.6	7.4	31.6	7.4	31.6
turecki	3027	2011	19.6	62.9	16.8	24.5	16.7	24.8
wągrowiecki	3028	2005	31.0	42.5	22.6	5.1	22.5	4.9
wągrowiecki	3028	2008	0.0	0.0	18.3	5.8	18.3	5.6
wągrowiecki	3028	2011	4.7	109.5	21.1	5.2	21.0	5.1
wolsztyński	3029	2005	11.5	74.2	15.8	24.6	15.7	24.4
wolsztyński	3029	2008	25.0	36.5	23.0	16.1	23.0	16.1
wolsztyński	3029	2011	45.0	56.7	30.1	15.5	30.1	15.6
wrzesiński	3030	2005	20.3	35.4	19.5	19.0	19.6	18.7
wrzesiński	3030	2008	5.0	52.6	6.4	39.1	6.4	39.2
wrzesiński	3030	2011	13.6	64.6	13.6	27.1	13.6	27.2
złotowski	3031	2005	15.5	91.2	18.5	19.6	18.7	19.2
złotowski	3031	2008	36.3	90.5	25.5	19.9	25.8	19.8
złotowski	3031	2011	8.7	71.8	11.0	27.4	10.9	27.7
m.Kalisz	3061	2005	15.3	41.5	14.6	18.2	14.6	18.2
m.Kalisz	3061	2008	16.5	31.9	16.6	16.6	16.6	16.6
m.Kalisz	3061	2011	11.7	57.3	13.1	22.0	13.1	22.1
m.Konin	3062	2005	9.5	61.9	9.7	24.6	9.7	24.3
m.Konin	3062	2008	7.0	76.2	8.0	30.1	8.0	30.0

Ciąg dalszy na następnej stronie

Załączniki

Powiat	Kod	Rok	HT	CV_HT	RY	CV_RY	FD	CV_FD
m.Konin	3062	2011	16.8	85.4	15.1	27.0	15.1	27.0
m.Leszno	3063	2005	1.8	133.6	13.8	11.7	13.5	11.5
m.Leszno	3063	2008	2.5	118.2	12.0	13.6	11.8	13.5
m.Leszno	3063	2011	1.2	128.0	14.3	11.5	14.1	11.3
m.Poznań	3064	2005	9.7	31.4	9.6	15.6	9.6	15.6
m.Poznań	3064	2008	5.0	42.4	5.0	23.2	5.0	23.2
m.Poznań	3064	2011	7.7	41.8	7.9	19.4	7.9	19.4
białogardzki	3201	2005	31.5	41.1	25.5	7.3	25.5	7.1
białogardzki	3201	2008	9.4	64.8	23.2	7.5	23.4	7.2
białogardzki	3201	2011	26.9	51.2	22.7	7.6	22.9	7.4
choszczeński	3202	2005	12.8	50.4	27.7	6.5	27.8	6.3
choszczeński	3202	2008	18.4	70.3	22.5	7.6	22.7	7.3
choszczeński	3202	2011	32.0	50.4	24.1	7.2	24.3	6.9
drawski	3203	2005	47.2	30.9	27.1	6.8	27.2	6.5
drawski	3203	2008	51.3	40.1	21.5	7.9	21.6	7.6
drawski	3203	2011	16.2	49.3	23.4	7.3	23.5	7.0
goleniowski	3204	2005	38.1	25.6	35.1	8.4	34.9	8.4
goleniowski	3204	2008	15.2	40.2	15.8	16.8	15.8	16.8
goleniowski	3204	2011	16.9	64.1	18.2	20.1	18.1	20.2
gryficki	3205	2005	41.0	14.4	37.2	11.1	36.8	11.0
gryficki	3205	2008	23.0	46.0	24.3	14.4	24.3	14.4
gryficki	3205	2011	28.5	61.3	23.9	23.3	23.5	24.0
gryfiński	3206	2005	11.1	49.8	24.4	7.1	24.5	6.9
gryfiński	3206	2008	37.6	35.8	19.7	8.7	19.9	8.4
gryfiński	3206	2011	33.8	50.3	21.1	8.0	21.2	7.8
kamieński	3207	2005	31.9	44.1	25.5	17.3	25.6	17.0
kamieński	3207	2008	44.5	62.6	22.8	22.8	22.8	22.8
kamieński	3207	2011	9.6	79.5	14.6	28.3	14.7	28.2
kołobrzeski	3208	2005	25.5	26.2	22.5	14.2	22.3	14.1
kołobrzeski	3208	2008	19.9	63.2	18.1	20.7	18.1	20.7
kołobrzeski	3208	2011	23.7	33.3	21.4	16.5	21.5	16.5
koszaliński	3209	2005	42.0	18.2	32.9	14.5	32.8	14.2
koszaliński	3209	2008	6.3	62.1	7.8	28.3	7.7	28.4
koszaliński	3209	2011	42.9	54.6	30.2	14.6	30.3	14.7
myśliborski	3210	2005	6.8	114.3	23.5	7.3	23.6	7.1
myśliborski	3210	2008	26.8	53.2	18.1	9.6	18.3	9.3
myśliborski	3210	2011	3.8	600.4	19.0	9.0	19.2	8.7
policki	3211	2005	13.5	73.4	18.1	10.2	18.2	9.8
policki	3211	2008	10.3	72.0	15.2	12.3	15.4	11.9
policki	3211	2011	1.7	159.6	17.0	10.6	17.2	10.2
pyrzycki	3212	2005	39.0	25.1	26.6	6.7	26.8	6.4
pyrzycki	3212	2008	79.8	0.0	22.3	7.7	22.5	7.4
pyrzycki	3212	2011	0.0	0.0	24.2	7.1	24.3	6.9
sławieński	3213	2005	18.2	43.6	19.9	16.2	19.9	16.0
sławieński	3213	2008	33.9	12.0	27.3	16.4	27.5	16.3

Ciąg dalszy na następnej stronie

Powiat	Kod	Rok	HT	CV_HT	RY	CV_RY	FD	CV_FD
ślawieński	3213	2011	32.8	46.5	30.1	15.0	30.4	15.0
stargardzki	3214	2005	10.8	48.6	13.4	22.9	13.6	22.4
stargardzki	3214	2008	22.6	37.8	20.4	17.3	20.4	17.3
stargardzki	3214	2011	21.1	81.3	21.5	18.5	21.7	18.4
szczecinecki	3215	2005	33.5	31.2	26.1	7.3	26.1	7.1
szczecinecki	3215	2008	37.9	31.2	21.2	8.3	21.3	8.0
szczecinecki	3215	2011	11.0	84.5	22.7	7.6	22.8	7.3
świdwiński	3216	2005	26.5	52.2	27.5	6.8	27.6	6.5
świdwiński	3216	2008	8.3	149.7	21.8	7.8	21.9	7.5
świdwiński	3216	2011	16.3	56.9	23.3	7.3	23.4	7.1
wałęcki	3217	2005	23.0	35.0	24.3	7.3	24.4	7.0
wałęcki	3217	2008	0.7	99.3	18.6	9.3	18.8	9.0
wałęcki	3217	2011	0.0	0.0	20.4	8.3	20.6	8.0
łobeski	3218	2005	27.2	38.4	28.7	7.0	28.7	6.8
łobeski	3218	2008	0.0	0.0	22.5	7.6	22.6	7.4
łobeski	3218	2011	7.3	35.8	24.3	7.1	24.4	6.9
m.Koszalin	3261	2005	10.6	42.4	17.4	12.0	17.6	11.5
m.Koszalin	3261	2008	3.0	104.5	13.3	16.1	13.5	15.4
m.Koszalin	3261	2011	7.5	78.3	15.5	14.0	15.7	13.5
m.Szczecin	3262	2005	15.9	19.7	15.7	10.6	15.7	10.6
m.Szczecin	3262	2008	6.1	44.4	6.2	19.3	6.2	19.3
m.Szczecin	3262	2011	11.6	36.5	11.8	15.1	11.8	15.1
m.Świnoujście	3263	2005	2.0	168.9	19.7	10.9	19.7	10.6
m.Świnoujście	3263	2008	1.0	172.1	15.9	13.9	15.9	13.5
m.Świnoujście	3263	2011	8.8	91.8	18.0	12.7	18.1	12.3

Tabela 4.23. Oszacowania stopy ubóstwa w powiatach Polski w roku 2011 z wykorzystaniem metody EB

Nazwa powiatu	Kod	EB	EB_CV
bolesławiecki	0201	24.46	12.59
dzierżoniowski	0202	23.76	14.61
głogowski	0203	16.09	20.29
górowski	0204	26.39	17.33
jaworski	0205	27.86	13.64
jeleniogórski	0206	21.97	16.59
kamiennogórski	0207	27.65	15.99
kłodzki	0208	23.73	12.14
legnicki	0209	24.42	18.14
lubański	0210	25.70	14.42
lubiński	0211	18.12	15.42

Ciąg dalszy na następnej stronie

Załączniki

Nazwa powiatu	Kod	EB	EB_CV
Iwówecki	0212	25.38	14.56
milicki	0213	21.64	17.63
oleśnicki	0214	20.63	13.99
oławski	0215	21.06	15.85
polkowicki	0216	17.25	21.24
strzeliński	0217	29.66	15.02
średzki	0218	23.97	16.34
świdnicki	0219	22.91	12.43
trzebnicki	0220	19.23	20.80
wałbrzyski	0221	21.68	11.44
wołowski	0222	23.12	15.75
wrocławski	0223	18.83	20.30
ząbkowicki	0224	30.60	14.25
zgorzelecki	0225	18.12	19.30
złotoryjski	0226	24.13	15.04
m.Jelenia Góra	0261	18.73	17.24
m.Legnica	0262	26.48	11.34
m.Wrocław	0264	13.12	11.76
aleksandrowski	0401	32.21	12.11
brodnicki	0402	26.64	15.64
bydgoski	0403	21.63	13.64
chełmiński	0404	27.57	13.80
golubsko-dobrzyński	0405	27.75	16.17
grudziądzki	0406	31.11	15.37
inowrocławski	0407	26.26	10.51
lipnowski	0408	30.20	13.02
mogileński	0409	25.50	14.62
nakielski	0410	27.20	14.12
radziejowski	0411	32.62	13.62
rypiński	0412	30.52	19.80
sępoleński	0413	27.59	16.46
świecki	0414	31.39	11.99
toruński	0415	28.38	15.41
tucholski	0416	26.02	14.24
wąbrzeski	0417	26.83	16.48
włocławski	0418	33.14	10.95
żniński	0419	24.57	17.07
m.Bydgoszcz	0461	16.27	11.56
m.Grudziądz	0462	25.76	12.30
m.Toruń	0463	17.90	12.93
m.Włocławek	0464	17.26	15.11
białski	0601	29.04	13.33
biłgorajski	0602	26.69	14.55
chełmski	0603	35.10	11.17
hrubieszowski	0604	39.06	10.32

Ciąg dalszy na następnej stronie

Nazwa powiatu	Kod	EB	EB_CV
janowski	0605	31.09	13.05
krasnostawski	0606	33.93	11.07
kraśnicki	0607	26.99	13.87
lubartowski	0608	31.44	11.81
lubelski	0609	33.69	8.66
łęczyński	0610	21.71	18.67
lukowski	0611	30.25	10.36
opolski	0612	34.26	9.38
parczewski	0613	36.64	11.67
puławski	0614	23.16	13.56
radzyński	0615	34.65	11.05
rycki	0616	25.17	16.00
świdnicki	0617	26.75	13.15
tomaszowski	0618	31.55	10.50
włodawski	0619	31.35	14.48
zamojski	0620	38.19	8.82
m.Biała Podlaska	0661	21.53	12.05
m.Chełm	0662	27.47	10.93
m.Lublin	0663	16.99	9.34
m.Zamość	0664	19.30	15.84
gorzowski	0801	24.96	15.59
krośnieński	0802	30.70	14.21
międzyrzecki	0803	20.26	17.74
nowosolski	0804	23.22	13.04
ślubicki	0805	26.73	15.06
strzelecko-drezdenecki	0806	24.87	16.73
sulęciński	0807	26.30	14.55
świebodziński	0808	24.03	16.51
zielonogórski	0809	20.92	17.76
żagański	0810	30.67	12.57
żarski	0811	25.09	13.23
wschowski	0812	24.98	15.55
m.Gorzów Wielkopolski	0861	18.62	14.67
m.Zielona Góra	0862	12.62	21.26
bełchatowski	1001	21.29	11.99
kutnowski	1002	26.20	12.51
łaski	1003	30.69	11.58
łęczycki	1004	26.25	15.56
łowicki	1005	23.57	12.66
łódzki wschodni	1006	24.34	15.50
opoczyński	1007	28.74	12.31
pabianicki	1008	27.16	10.64
pajęczański	1009	22.22	16.77
piotrkowski	1010	28.59	11.75
poddębicki	1011	31.78	11.98

Ciąg dalszy na następnej stronie

Załączniki

Nazwa powiatu	Kod	EB	EB_CV
radomszczański	1012	25.92	11.60
rawski	1013	30.37	14.15
sieradzki	1014	25.54	13.18
skierniewicki	1015	26.24	20.01
tomaszowski	1016	28.31	11.86
wieluński	1017	26.45	11.05
wieruszowski	1018	25.91	20.35
zduńskowolski	1019	26.20	14.04
zgierski	1020	22.76	13.42
brzeziński	1021	28.15	15.17
m.Łódź	1061	20.41	7.22
m.Piotrków Trybunalski	1062	20.77	14.36
m.Skierniewice	1063	17.93	16.77
bocheński	1201	22.33	14.30
brzeski	1202	27.82	15.30
chrzanowski	1203	19.95	14.05
dąbrowski	1204	35.03	9.68
gorlicki	1205	25.90	14.27
krakowski	1206	19.92	12.76
limanowski	1207	27.77	15.48
miechowski	1208	28.25	16.67
myślenicki	1209	23.29	12.74
nowosądecki	1210	31.04	9.87
nowotarski	1211	34.65	9.20
olkuski	1212	24.70	15.57
oświęcimski	1213	19.37	14.67
proszowicki	1214	25.95	20.83
suski	1215	31.48	12.38
tarnowski	1216	34.09	8.87
tatrzański	1217	27.68	12.23
wadowicki	1218	16.70	17.73
wielicki	1219	21.16	16.24
m.Kraków	1261	12.89	9.80
m.Nowy Sącz	1262	16.42	17.59
m.Tarnów	1263	16.57	17.98
białobrzeski	1401	27.21	16.91
ciechanowski	1402	22.22	16.02
garwoliński	1403	24.44	14.48
gostyniński	1404	28.74	14.02
grodziski	1405	19.04	18.44
grójecki	1406	20.98	16.22
kozienicki	1407	29.99	12.31
legionowski	1408	15.48	20.59
lipski	1409	27.81	17.23
łosicki	1410	27.67	16.46

Ciąg dalszy na następnej stronie

Nazwa powiatu	Kod	EB	EB_CV
makowski	1411	31.82	14.97
miński	1412	17.90	15.63
mławski	1413	23.20	15.29
nowodworski	1414	19.32	18.45
ostrołęcki	1415	30.88	12.18
ostrowski	1416	26.15	12.75
otwocki	1417	20.40	12.81
piaseczyński	1418	12.29	19.61
płocki	1419	25.93	13.00
płoński	1420	25.43	13.68
pruskowski	1421	13.06	18.44
przasnyski	1422	34.27	14.52
przysuski	1423	29.29	13.52
pułtuski	1424	21.20	17.62
radomski	1425	27.32	11.89
siedlecki	1426	32.62	10.56
sierpecki	1427	29.22	15.60
sochaczewski	1428	22.50	14.66
sokołowski	1429	24.89	14.12
szymborski	1430	31.40	14.94
warszawski zachodni	1432	18.95	19.86
węgrowski	1433	26.37	14.44
wołomiński	1434	14.04	19.22
wyszowski	1435	24.73	14.26
zwolenki	1436	31.71	14.86
żuromiński	1437	27.56	17.20
żyrardowski	1438	17.40	18.58
m.Ostrołęka	1461	16.86	18.61
m.Płock	1462	17.65	13.69
m.Radom	1463	24.96	8.36
m.Siedlce	1464	16.97	17.49
m. st. Warszawa	1465	7.25	12.24
brzeski	1601	18.31	18.52
głubczycki	1602	28.14	12.51
kędzierzyński-kozielski	1603	20.72	14.02
kluczborski	1604	23.31	15.56
krapkowicki	1605	14.93	24.14
namysłowski	1606	25.90	14.59
nyski	1607	25.60	11.22
oleski	1608	23.67	16.59
opolski	1609	18.52	17.78
prudnicki	1610	24.55	16.19
strzelecki	1611	19.53	18.64
m.Opole	1661	14.31	15.78
bieszczadzki	1801	24.80	18.33

Ciąg dalszy na następnej stronie

Załączniki

Nazwa powiatu	Kod	EB	EB_CV
brzozowski	1802	29.35	15.62
dębicki	1803	28.75	11.73
jarosławski	1804	21.87	15.50
jasielski	1805	28.88	9.63
kolbuszowski	1806	32.16	14.20
krośnieński	1807	26.90	13.25
leżajski	1808	31.48	11.96
lubaczowski	1809	32.02	11.48
łańcucki	1810	30.45	11.35
mielecki	1811	22.22	13.31
nizański	1812	26.85	15.46
przemyski	1813	29.01	14.35
przeworski	1814	30.28	11.05
ropczycko-sędziszowski	1815	29.54	11.24
rzeszowski	1816	25.66	11.35
sanocki	1817	25.42	13.53
stalowowolski	1818	25.72	10.44
strzyżowski	1819	35.29	12.14
tarnobrzeski	1820	27.33	15.33
leski	1821	31.95	13.57
m.Krosno	1861	18.48	17.07
m.Przemyśl	1862	24.90	12.43
m.Rzeszów	1863	13.06	15.64
m.Tarnobrzeg	1864	18.57	17.98
augustowski	2001	23.90	15.96
białostocki	2002	25.12	11.31
bielski	2003	27.71	13.89
grajewski	2004	25.10	15.95
hajnowski	2005	27.31	13.30
kolneński	2006	27.84	17.50
łomżyński	2007	29.55	14.56
moniecki	2008	23.93	21.12
sejneński	2009	28.51	16.12
siemiatycki	2010	29.06	14.39
sokólski	2011	30.29	9.75
suwalski	2012	27.96	13.21
wysokomazowiecki	2013	28.92	13.96
zambrowski	2014	20.27	21.67
m.Białystok	2061	12.99	14.31
m.Łomża	2062	16.31	17.62
m.Suwałki	2063	19.97	15.18
bytowski	2201	24.19	17.22
chojnicki	2202	22.17	14.23
człuchowski	2203	28.76	14.92
gdański	2204	19.72	20.03

Ciąg dalszy na następnej stronie

Nazwa powiatu	Kod	EB	EB_CV
kartuski	2205	15.62	20.94
kościerski	2206	24.71	15.73
kwidzyński	2207	24.27	14.05
łęborski	2208	27.95	13.35
malborski	2209	25.30	14.61
nowodworski	2210	30.14	14.11
pucki	2211	22.25	15.37
słupski	2212	27.83	13.73
starogardzki	2213	23.47	12.54
tczewski	2214	19.47	16.42
wejherowski	2215	19.58	12.79
sztumski	2216	25.66	17.28
m.Gdańsk	2261	13.62	14.04
m.Gdynia	2262	12.18	16.75
m.Słupsk	2263	20.80	14.42
m.Sopot	2264	13.65	22.01
będziński	2401	19.55	15.48
bielski	2402	15.58	17.88
cieszyński	2403	18.27	13.53
częstochoowski	2404	26.94	10.79
gliwicki	2405	20.15	18.21
kłobucki	2406	26.66	13.90
lubliniecki	2407	21.31	14.52
mikołowski	2408	15.89	21.51
myszkowski	2409	25.20	14.90
pszczyński	2410	14.65	19.58
raciborski	2411	17.84	18.12
rybnicki	2412	18.76	15.53
tarnogórski	2413	18.09	14.46
bieruńsko-łędziński	2414	15.62	22.51
wodzisławski	2415	13.54	19.95
zawierciański	2416	24.14	11.88
żywiecki	2417	20.72	14.93
m.Bielsko-Biała	2461	17.56	11.43
m.Bytom	2462	23.91	11.02
m.Chorzów	2463	26.05	11.59
m.Częstochowa	2464	24.22	8.11
m.Dąbrowa Górnicza	2465	18.57	14.04
m.Gliwice	2466	15.74	14.02
m.Jastrzębie-Zdrój	2467	15.10	18.53
m.Jaworzno	2468	15.27	18.46
m.Katowice	2469	14.19	12.40
m.Mysłowice	2470	17.20	16.41
m.Piekary Śląskie	2471	18.17	21.58
m.Ruda Śląska	2472	14.89	18.21

Ciąg dalszy na następnej stronie

Załączniki

Nazwa powiatu	Kod	EB	EB_CV
m.Rybnik	2473	16.40	14.36
m.Siemianowice Śląskie	2474	23.11	13.02
m.Sosnowiec	2475	17.62	12.90
m.Świętochłowice	2476	23.56	16.64
m.Tychy	2477	16.21	16.46
m.Zabrze	2478	20.48	13.31
m.Żory	2479	18.77	15.08
buski	2601	28.68	14.92
jędrzejowski	2602	28.04	12.90
kazimierski	2603	33.40	13.42
kielecki	2604	27.61	9.02
konecki	2605	33.77	9.34
opatowski	2606	31.42	12.51
ostrowiecki	2607	27.63	10.76
pińczowski	2608	33.31	11.68
sandomierski	2609	28.16	12.21
skarżyski	2610	30.45	10.23
starachowicki	2611	27.73	10.29
staszowski	2612	31.43	12.76
włoszczowski	2613	26.82	19.11
m.Kielce	2661	20.19	10.24
bartoszycki	2801	27.68	11.95
braniewski	2802	26.89	17.81
działdowski	2803	29.00	11.33
elbląski	2804	29.60	15.93
ełcki	2805	24.60	14.28
giżycki	2806	24.06	19.48
iławski	2807	25.26	15.42
kętrzyński	2808	23.31	12.68
lidzbarski	2809	29.25	17.50
mrągowski	2810	29.71	14.34
nidzicki	2811	26.01	17.68
nowomiejski	2812	27.15	15.50
olecki	2813	26.73	14.58
olsztyński	2814	21.28	13.82
ostródzki	2815	27.42	10.69
piski	2816	25.34	15.03
szczycieński	2817	25.47	14.93
gołdapski	2818	27.93	14.46
węgorzewski	2819	25.24	17.78
m.Elbląg	2861	20.17	13.72
m.Olsztyn	2862	11.97	17.26
chodzieski	3001	28.54	12.91
czarnkowsko-trzcianecki	3002	24.89	16.11
gnieźnieński	3003	22.94	13.70

Ciąg dalszy na następnej stronie

Nazwa powiatu	Kod	EB	EB_CV
gostyński	3004	21.12	16.35
grodziski	3005	23.94	17.68
jarociński	3006	21.94	13.62
kaliski	3007	27.76	13.49
kępiński	3008	26.45	13.82
kolski	3009	28.96	11.30
koniński	3010	28.35	13.35
kościański	3011	21.29	14.08
krotoszyński	3012	22.52	14.76
leszczyński	3013	23.21	19.38
międzychodzki	3014	23.27	18.38
nowotomyski	3015	27.83	13.82
obornicki	3016	23.84	15.73
ostrowski	3017	23.05	13.82
ostrzeszowski	3018	21.76	16.96
pilski	3019	20.82	13.03
pleszewski	3020	27.19	15.12
poznański	3021	13.32	21.67
rawicki	3022	25.26	16.16
słupecki	3023	23.05	17.32
szamotulski	3024	20.99	16.72
średzki	3025	22.03	18.87
śremski	3026	17.86	21.08
turecki	3027	26.31	15.36
wągrowiecki	3028	28.15	14.49
wolsztyński	3029	27.79	15.21
wrzesiński	3030	25.71	14.68
złotowski	3031	25.24	16.30
m.Kalisz	3061	21.34	13.98
m.Konin	3062	17.59	18.51
m.Leszno	3063	17.24	16.32
m.Poznań	3064	11.25	14.07
białogardzki	3201	26.68	14.82
choszczeński	3202	26.73	15.54
drawski	3203	25.86	14.58
goleniowski	3204	23.18	16.04
gryficki	3205	22.30	19.28
gryfiński	3206	25.59	14.65
kamieński	3207	19.51	20.13
kołobrzeski	3208	24.95	12.05
koszaliński	3209	28.05	13.94
myśliborski	3210	23.56	18.62
policki	3211	18.00	17.33
pyrzycki	3212	22.90	19.53
ślawieński	3213	25.13	16.55

Ciąg dalszy na następnej stronie

Załączniki

Nazwa powiatu	Kod	EB	EB_CV
stargardzki	3214	21.71	15.90
szczecinecki	3215	24.59	15.36
świdwiński	3216	28.01	14.81
walecki	3217	22.70	18.20
łobeski	3218	27.66	13.78
m.Koszalin	3261	17.00	17.15
m.Szczecin	3262	13.41	13.05
m.Świnoujście	3263	17.51	18.06