



POMOC TECHNICZNA
NARODOWA STRATEGIA SPÓJNOŚCI



UNIA EUROPEJSKA
EUROPEJSKI FUNDUSZ
ROZWOJU REGIONALNEGO



PRACA BADAWCZA PT.
„DEZAGREGACJA WSKAŹNIKÓW STRATEGII EUROPA 2020
NA POZIOM NTS 2 Z ZAKRESU POMIARU UBÓSTWA
I WYKLUCZENIA SPOŁECZNEGO”
KOŃCOWY RAPORT METODOLOGICZNY

zawierający wyniki prac I i II etapu

Praca powstała w ramach Projektu "Wsparcie systemu monitorowania polityki spójności w perspektywie finansowej 2007-2013 oraz programowania i monitorowania polityki spójności w perspektywie finansowej 2014–2020"

Projekt współfinansowany przez Unię Europejską ze środków Programu Operacyjnego Pomoc Techniczna 2007–2013

Nazwa jednostki opracowującej raport:

Centrum Badań i Edukacji Statystycznej GUS

Pan Mariusz Kraj – Dyrektor Centrum Badań i Edukacji Statystycznej GUS

Kierownik merytoryczny projektu:

Magdalena Fijałkowska

Opracowały zespoły badawcze:

I Zespół Zadaniowy do spraw związanych z oceną obecnej precyzji wskaźników oraz prac studialnych związanych z próbą badania

*Bogusława Gawza, Agata Kaczmarek-Firth, Renata Łokietek,
Joanna Wawrzyniak, Robert Wieczorkowski*

II Zespół Zadaniowy do spraw opracowania i analizy jednostopniowego schematu losowania

*Joanna Balcerkiewicz-Wasilewska, Dorota Cybart-Napiórkowska, Joanna Drop,
Bartosz Grancow, Tomasz Piasecki*

III Zespół Zadaniowy do spraw dot. metod estymacji

*Tomasz Józefowski, Tomasz Klimanek, Jacek Kowalewski, Andrzej Młodak,
Marcin Szymkowiak, Łukasz Wawrowski*



SPIS TREŚCI

	<u>Strona</u>
1. Wprowadzenie	9
1.1. Polityka spójności	9
1.2. Strategia Europa 2020	10
1.3. Strategie krajowe	10
2. Europejskie Badanie Dochodów i Warunków Życia Ludności jako źródło danych do pomiaru ubóstwa i wykluczenia społecznego	12
3. Projekt badawczy	15
3.1. Cel	15
3.2. Etapy pracy badawczej	16
4. Wskaźniki pomiaru ubóstwa i wykluczenia społecznego ze Strategii Europa 2020	17
4.1. Opis wskaźników – definicje, metodologia, algorytmy naliczania	17
4.1.1. Wskaźnik zagrożenia ubóstwem i wykluczeniem społecznym	17
4.1.2. Wskaźnik zagrożenia ubóstwem po uwzględnieniu w dochodach transferów społecznych	19
4.1.3. Wskaźnik pogłębionej deprivacji materialnej	21
4.1.4. Wskaźnik bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwie domowym	23
4.2. Precyzja wskaźników	24
Wyniki pracy badawczej	25
Część I. Analiza stanu bieżącego oraz perspektyw i możliwości uzyskania oszacowań wskaźników za pomocą estymacji bezpośredniej z uwzględnieniem ewentualnych zmian w metodyce badania EU-SILC	26
1. Diagnoza precyzji wskaźników dla lat 2005-2012 przy dotychczasowej wielkości próby badania	26
1.1. Analiza precyzji wyników badania EU-SILC według województw na podstawie danych historycznych	26

	Strona
1.2. Algorytm obliczania precyzji	31
1.3. Liczba zbadanych gospodarstw według lat i województw	32
1.4. Analiza zbiorcza błędów losowych	35
1.5. Przedziały ufności dla wskaźnika AROPE	38
1.6. Analiza zależności błędów od zbadanej liczby gospodarstw	40
1.7. Analiza rozkładu błędów dla szczegółowych przekrojów w ramach województw	55
1.8. Analiza rozkładu błędów dla wskaźnika AROPE i grupowania wg typu gospodarstwa	56
1.9. Analiza rozkładu błędów dla wskaźnika AROPE i grupowania wg stanu zatrudnienia	61
1.10. Analiza rozkładu błędów dla wskaźnika AROPE i grupowania wg podziału miasto/wieś	66
1.11. Analiza rozkładu błędów dla wskaźnika AROPE i grupowania wg grup płci	71
1.12. Analiza rozkładu błędów dla wskaźnika AROPE i grupowania wg grup wieku	76
1.13. Analiza rozkładu błędów dla wskaźnika AROPE i grupowania wg stopnia urbanizacji	81
1.14. Analiza rozkładu przedziałów ufności dla wskaźnika AROPE według województw i statusu zatrudnienia	86
1.15. Wnioski z analiz dla szczegółowych przekrojów w ramach województw	89
2. Analiza współczynników realizacji próby dla lat i fal w badaniu	90
2.1. Analiza jakości przyjętych założeń dotyczących wskaźników realizacji – na podstawie danych dla 2014 roku	96
2.2. Założenia metodologiczne dotyczące zwiększenia próby przy dwustopniowym schemacie losowania	97
2.3. Symulacje wariantów nowej alokacji próby przy dwustopniowym schemacie losowania	98
2.4. Analiza efektów przeprowadzonych symulacji	100
2.5. Problem grupowania według województw lub regionów	100
2.6. Dodatkowe analizy uwzględniające nowe rekomendacje Eurostatu dotyczące precyzji wskaźników	103

	Strona
3. Opis alternatywnego jednostopniowego schematu losowania próby oraz metodyki oceny jego efektywności	105
3.1. Informacje wstępne	105
3.2. Podstawowe założenia proponowanego schematu losowania	107
3.3. Warstwy losowania	108
3.4. Alokacja próby	109
3.5. Zagadnienie liczebności próby	110
4. Ocena efektywności schematu alternatywnego i związanych z nim rozwiązań dotyczących liczebności oraz alokacji próby	112
4.1. Metodyka oceny	112
4.1.1. Ocena błędu losowego (precyzji oszacowań)	112
4.1.2. Kryteria oceny precyzji oraz agregacja ocen dla domen w przekroju	116
4.2. Ocena wyników uzyskiwanych dla alternatywnego jednostopniowego schematu losowania próby	120
4.2.1. Wyniki oceny efektywności losowania jednostopniowego dla próby o liczebności zbliżonej do liczebności próby dotychczasowej	120
4.2.2. Dyskusja potrzeby zmian liczebności próby w ramach schematu jednostopniowego oraz wyniki oceny takich rozwiązań	134
4.3. Ocena efektywności rozwiązań dotyczących alokacji i liczebności próby związanych ze schematem alternatywnym w ramach losowania dwustopniowego	146
4.3.1. Dyskusja oraz ocena efektywności i racjonalności zastosowania różnych wariantów proponowanych rozwiązań w ramach dwustopniowego schematu losowania	146
4.3.2. Ocena precyzji estymacji dla wariantów finalnych	152
5. Szacunek kosztów zwiększenia próby	180
5.1. Szacunek zwiększenia etatów ankieterskich	180
5.2. Szacunek kosztów zakupu upominków	189
Literatura I	191

	Strona
Część II. Wykorzystanie estymatorów statystyki małych obszarów przy dezagregacji wybranych wskaźników strategii Europa 2020 na poziom NTS 2 z zakresu pomiaru ubóstwa i wykluczenia społecznego	192
1. Teoretyczne podstawy statystyki małych obszarów	193
1.1. Estymator bezpośredni	193
1.2. Estymator syntetyczny	194
1.3. Estymator złożony	195
1.4. Model Faya-Herriota	197
1.5. Dynamiczny model Rao–Yu	200
1.6. Dynamiczny model Fay–Planty–Diallo	201
1.7. Wielowymiarowy dynamiczny model Fay–Planty–Diallo	201
1.8. Model czasowo-przestrzenny Marhuenda–Molina–Moralez	202
2. Mierniki syntetyczne jako zmienne objaśniające w modelach klasy SMO	203
2.1. Podstawowe zasady konstrukcji miernika kompleksowego	204
2.2. Konstrukcja miernika dla danych wielokryterialnych i panelowych	210
2.3. Przebieg konstrukcji mierników dla wielokryterialnych danych panelowych w latach 2005-2012	212
3. Wskaźnik bardzo niskiej intensywności pracy i pogłębionej deprivacji materialnej – estymacja pośrednia	218
3.1. Liczebność próby w badaniu EU-SILC	219
3.2. Liczba reprezentantów	220
3.2.1. Wskaźnik bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych – liczba reprezentantów	221
3.2.2. Wskaźnik pogłębionej deprivacji materialnej – liczba reprezentantów	222
3.3. Estymacja wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych	224
3.3.1. Estymacja bezpośrednia wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy	224
3.3.2. Estymacja pośrednia wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy	227
3.4. Estymacja wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy – model Faya-Herriota	231

	<u>Strona</u>
3.5. Estymacja wskaźnika pogłębionej deprywacji materialnej	238
3.5.1. Estymacja bezpośrednia wskaźnika pogłębionej deprywacji materialnej	238
3.5.2. Estymacja pośrednia wskaźnika pogłębionej deprywacji materialnej – model Faya-Herriota	240
3.6. Estymacja pośrednia wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych – ujęcie dynamiczne	247
3.7. Estymacja pośrednia wskaźnika pogłębionej deprywacji materialnej – ujęcie dynamiczne	252
3.8. Estymacja parametrów dynamicznych modeli klasy SMO	256
3.9. Estymacja wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy i pogłębionej deprywacji materialnej – podsumowanie	260
3.10. Estymacja wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy dla zmodyfikowanego schematu losowania próby	265
3.11. Estymacja wskaźnika pogłębionej deprywacji materialnej dla zmodyfikowanego schematu losowania próby	268
 Wnioski	 272
 Literatura II	 276
 Podsumowanie	 278
 Rekomendacje	 281
 Załączniki	 286

1. Wprowadzenie

Co piąta osoba w Unii Europejskiej w 2011 r. zagrożona była ubóstwem lub wykluczeniem społecznym. Tak znaczna grupa osób żyjąca na marginesie społeczeństwa osłabia spójność społeczną i ogranicza potencjał mieszkańców Europy.

Pomimo istniejących systemów zabezpieczeń społecznych kryzys najmocniej dotknął osoby najuboższe jeszcze bardziej pogłębiając nierówności w społeczeństwach poszczególnych krajów a tym samym w całej Wspólnocie Europejskiej.

Olbrzymie znaczenie ma przełamywanie międzypokoleniowego „dziedziczenia” ubóstwa i zapewnienie również najuboższym równych szans. Aktywne włączenie wykluczonych grup jest jednym z ważniejszych zadań w zakresie zmniejszenia ubóstwa.

Szefowie państw i rządów Unii Europejskiej zobowiązali się do wydzwignięcia z ubóstwa oraz wykluczenia społecznego co najmniej 20 milionów Europejczyków do końca 2020 r.

1.1. Polityka spójności

Polityka spójności polega na wzmocnieniu spójności gospodarczej i społecznej Wspólnoty Europejskiej, poprzez zmniejszenie dysproporcji w poziomach rozwoju różnych regionów, w tym obszarów wiejskich.

Polityka spójności dąży do realizacji trzech najważniejszych celów:

- konwergencji – czyli spójności poprzez rozwój infrastruktury oraz potencjału gospodarczego i ludzkiego najbiedniejszych regionów (na cel ten przeznaczany jest najwyższy odsetek inwestycji w ramach funduszy strukturalnych),
- podniesienia konkurencyjności regionów i zatrudnienia poprzez wspieranie innowacji i badań naukowych, zrównoważony rozwój oraz szkolenia zawodowego w mniej rozwiniętych regionach,
- europejskiej współpracy terytorialnej czyli wspierania, promocji i realizacji wspólnych projektów o charakterze międzynarodowym na terytorium całej Unii Europejskiej.

Polityka spójności polega zatem na wspieraniu wzrostu gospodarczego, społecznego (np. walka z bezrobociem) i przestrzennego (m.in. poprawa komunikacji szynowej, drogowej i lotniczej).

Polityka spójności Unii Europejskiej to przede wszystkim pomoc w formie dotacji dla regionów w Unii Europejskiej co oznacza, że jest polityką inwestycyjną. Głównie koncentruje się ona na regionach, które osiągają PKB na osobę poniżej 75 % średniej Unii Europejskiej i one otrzymują największe wsparcie finansowe.

Polityka regionalna jest czynnikiem przyczyniającym się do inteligentnego rozwoju w ramach strategii Europa 2020.

1.2. Strategia Europa 2020

„Europa 2020 – Strategia na rzecz inteligentnego i zrównoważonego rozwoju sprzyjającego włączeniu społecznemu” jest długookresowym programem rozwoju społeczno-gospodarczego Unii Europejskiej (UE) na lata 2010 – 2020. Stanowi ona odpowiedź na kryzys gospodarczy, a zarazem stawia przed Europą cele w obrębie 5 obszarów:

- **Zatrudnienie** – cel: pracę powinno mieć 75% ludności w wieku od 20 do 64 lat;
- **Innowacje** – cel: 3% unijnego PKB należy inwestować w badania i rozwój;
- **Zmiana klimatu** – cel: należy osiągnąć cele „20/20/20” w zakresie klimatu i energii, a jeżeli będą ku temu warunki – zredukować emisje o 30%;
- **Edukacja** – cel: odsetek osób przedwcześnie kończących naukę powinien spaść poniżej 10%, a co najmniej 40% ludzi w wieku od 30 do 34 lat powinno uzyskać wykształcenie wyższe lub równoważne;
- **Ubóstwo** – cel: zmniejszenie liczby ludzi ubogich dzięki uchronieniu przed ubóstwem lub wykluczeniem co najmniej 20 milionów osób.

Ram inwestycyjnych i narzędzi niezbędnych, aby zrealizować cele strategii „Europa 2020”, dostarcza polityka spójności.

1.3. Strategie krajowe

Poszczególne kraje członkowskie, w ramach ogólnie przyjętych przez UE założeń Strategii Europa 2020, przyjęły do realizacji własne wartości poszczególnych celów, a także odmienne, dostosowane do specyficznej sytuacji każdego kraju, środki służące do ich wdrożenia.

Zarówno cele krajowe, jak i środki mające doprowadzić do ich osiągnięcia, zostały zawarte w dokumentach zwanych Krajowymi Programami Reform.

W Polsce Krajowy Program Reform na Rzecz Realizacji Strategii Europa 2020 zakłada:

- zwiększenie wskaźnika zatrudnienia osób w wieku 20-64 lata do co najmniej 71% (dla UE przyjęto wskaźnik na poziomie 75%);
- osiągnięcie poziomu nakładów na działalność B+R równego 1,7% PKB (dla UE jest to 3%);
- zmniejszenie zużycia energii pierwotnej do poziomu około 96 Mtoe, zwiększenie wykorzystania odnawialnych źródeł energii oraz redukcja emisji CO₂ (dla UE są to cele na poziomie „20/20/20”);
- zmniejszenie do 4,5% odsetka młodzieży niekontynuującej nauki oraz zwiększenie do 45% odsetka osób w wieku 30-34 lat posiadających wyższe wykształcenie (dla UE odpowiednio 10% i 40%);
- zmniejszenie o 1,5 mln liczby osób żyjących poniżej relatywnej granicy ubóstwa (dla UE założono ograniczenie sfery ubóstwa o 20 mln osób).

Postęp w realizowaniu założeń strategii Europa 2020 jest monitorowany przy wykorzystaniu określonych wskaźników przypisanych do każdego z pięciu celów strategii. W przypadku działań dotyczących ograniczenia liczby osób żyjących w sferze ubóstwa, głównym wskaźnikiem monitorującym jest Wskaźnik zagrożenia ubóstwem lub wykluczeniem społecznym. Jest to wskaźnik zbiorczy, składający się z trzech podwskaźników:

- wskaźnika zagrożenia ubóstwem, po uwzględnieniu w dochodach transferów społecznych;
- wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy;
- wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej.

Zarówno wskaźnik główny jak i trzy podwskaźniki, obliczane są na podstawie wyników badania EU-SILC.

Obszar dot. spójności społecznej podejmowany jest również w innych strategiach zintegrowanych:

- Krajowa Strategia Rozwoju Regionalnego (KSRR);
- Strategia Rozwoju Kapitału Ludzkiego (SRKL);
- Strategia Zrównoważonego Rozwoju Wsi, Rolnictwa i Rybactwa (SZRWRiR);

a także w Programach Krajowych, np. Krajowym Programie Przeciwdziałania Ubóstwu i Wykluczeniu Społecznemu.

Miernikami wykorzystywanymi do pomiaru poziomu realizacji polityki przeciwdziałania ubóstwu i wykluczeniu są między innymi wymienione wyżej wskaźniki Strategii Europa 2020 z tego obszaru.

2. Europejskie Badanie Dochodów i Warunków Życia Ludności jako źródło danych do pomiaru ubóstwa i wykluczenia społecznego

Europejskie Badanie Dochodów i Warunków Życia Ludności EU-SILC zostało wprowadzone w Polsce w 2005 roku. Organizacyjne i metodologiczne podstawy badania określa Rozporządzenie Parlamentu Europejskiego i Rady nr 1177/2003 z dnia 16.06.2003 r. wraz z późniejszymi, korespondującymi z tym aktem prawnym dokumentami.

Celem wprowadzenia EU-SILC była możliwość pozyskania porównywalnych na poziomie Unii Europejskiej danych z zakresu m.in. sytuacji dochodowej, ubóstwa oraz innych aspektów warunków życia ludności w poszczególnych krajach.

Zestaw zmiennych obowiązkowych w badaniu EU-SILC jest bardzo szeroki i obejmuje m.in. podstawowe informacje dotyczące cech demograficznych respondentów, ich uczestnictwa w procesie edukacji, oceny stanu zdrowia, wybrane dane dotyczące deprivacji, dane z zakresu warunków mieszkaniowych, szczegółowe informacje na temat aktywności ekonomicznej, a przede wszystkim szeroki zakres informacji dotyczących poziomu oraz źródeł dochodów. EU-SILC zakłada również prowadzenie badań modułowych, których tematyka odpowiada na aktualne zapotrzebowanie organów Unii Europejskiej. Dotychczasowe badania modułowe dotyczyły m.in. międzypokoleniowego dziedziczenia ubóstwa, uczestnictwa w życiu społecznym, warunków mieszkaniowych, zadłużenia gospodarstw domowych, deprivacji dorosłych i dzieci, zadowolenia z życia i in.

Jednostkami badania w EU-SILC są prywatne gospodarstwa domowe oraz wszyscy ich członkowie, którzy do dnia 31 grudnia roku poprzedzającego badanie ukończyli 16 lat. Badaniu nie podlegają gospodarstwa domowe zamieszkujące w gospodarstwach zbiorowego zakwaterowania, za wyjątkiem gospodarstw domowych pracowników mieszkających w tych obiektach z tytułu wykonywanej pracy (np. kierownik hotelu, dozorca).

EU-SILC jest dobrowolnym, reprezentacyjnym badaniem ankietowym realizowanym techniką wywiadu bezpośredniego, w okresie maj - lipiec danego roku, przy czym okresem odniesienia dla danych dochodowych jest pełny rok kalendarzowy poprzedzający badanie (np. dla badania EU-SILC 2011 - jest to rok 2010, dla EU-SILC 2012 – rok 2011 itd.).

Istotną cechą badania jest to, że prowadzone jest ono metodą panelu rotacyjnego, w cyklu czteroletnim. Daje to możliwość prowadzenia zarówno analiz przekrojowych, jak i bardzo ważnych dla tematu warunków życia ludności, analiz obrazujących zmiany w czasie. Dotyczy to także przyjętych

przez kraje członkowskie UE zestawu wskaźników służących do monitorowania polityki spójności społecznej. W przypadku EU-SILC jest to wskaźnik zagrożenia ubóstwem, wskaźnik deprivacji materialnej oraz wskaźnik bardzo niskiej intensywności pracy.

Przy wprowadzaniu EU-SILC zakładano, że wielkość próby w każdym z krajów powinna zapewnić reprezentatywność wyników danych przekrojowych i panelowych na poziomie krajowym. W Polsce realizowana wielkość próby pozwala na publikowanie wyników badania na poziomie kraju oraz regionów (NTS 1)¹. Przy prezentacji danych wykorzystuje się podstawowe przekroje statystyczne takie jak płeć, grupy wieku, grupy społeczno-ekonomiczne, klasa miejscowości, jednostki urbanistyczne i in.

Jak już wcześniej wspomniano, badanie EU-SILC jest realizowane metodą rotacyjną w cyklu czteroletnim. W każdym roku w badaniu biorą udział 4 podpróbki, przy czym co roku wymieniane jest ¼ próby. Metodę doboru podpróbek przedstawia poniższa tabela.

Tabela 1. Schemat doboru podpróbek do badania EU-SILC w latach 2005-2012

Rok	Numer podpróbki											
2005	1	2	3	4								
2006		2	3	4	5							
2007			3	4	5	6						
2008				4	5	6	7					
2009					5	6	7	8				
2010						6	7	8	1			
2011							7	8	1	2		
2012								8	1	2	3	

Źródło: opracowanie własne

¹ Według Nomenklatury Jednostek Terytorialnych do Celów Statystycznych, wyróżnia się następujące poziomy grupowania: NTS 1 - regiony (grupujące województwa), NTS 2 - województwa, NTS 3 - podregiony (grupujące powiaty), NTS 4 - powiaty, NTS 5 - gminy.

W pierwszym roku badania wylosowana próba liczyła ok. 24 tys. mieszkań (4 podpróbki po 6 000). W kolejnych latach liczebność próby ulegała zmianie, a wielkość dolosowywanych próbek zależała od kompletności badania. Przedstawia to tabela 2:

Tabela 2. Zestawienie liczebności prób oraz realizacji badania w latach 2005-2012

Rok	Liczebność próby			Realizacja			Wskaźnik realizacji nowej podpróby (bez odjęcia błędów operatu)	Wskaźnik realizacji całej próby (bez odjęcia błędów operatu)
	ogółem	nowa	stare	ogółem	nowa	stare		
	liczba gospodarstw			liczba gospodarstw				
2005	24044	24848	-	16263	16263	-	65,4	67,6
2006	18494	6232	12262	14914	4100	10814	65,8	80,6
2007	18324	6196	12128	14286	3829	10457	61,8	78,0
2008	17443	6219	11224	13984	3821	10163	61,4	80,2
2009	17116	6125	10991	13224	3472	9752	56,7	77,3
2010	16407	6148	10259	12930	3608	9322	58,7	78,8
2011	16253	6141	10112	12871	3662	9209	59,6	79,2
2012	17254	7112	10142	13116	3969	9147	55,8	76,0

Źródło: opracowanie własne

Zauważalnym problemem dotyczącym nie tylko EU-SILC, ale również innych badań ankietowych jest poziom realizacji wylosowanej próby. We wszystkich badaniach ankietowych obserwuje się stosunkowo niskie wskaźniki realizacji badania. Szczególnie widoczne jest to w przypadku badań panelowych, w których konieczny jest kilkakrotny udział respondentów w badaniu. Na skutek zniechęcenia respondentów, ilość odmów uczestnictwa w badaniu jest duża. Natomiast cechą, która wyróżnia EU-SILC na tle innych badań jest konieczność „śledzenia” osób biorących w nim udział. Jest to jedyne badanie ankietowe, spośród wielu realizowanych przez GUS, w którym w przypadku przeprowadzenia się gospodarstwa domowego (lub tylko niektórych jego członków), pod inny adres na terenie kraju, konieczne jest podążanie za tymi osobami w celu kontynuowania badania. Generuje to dodatkowe trudności z dotarciem do respondentów, co również obniża wskaźniki realizacji badania tym bardziej, że metodologia nie pozwala na zastąpienie wypadających z badania osób/gospodarstw, innymi.

Problemem jest także szeroki zakres tematyczny badania i wynikająca z tego ilość pytań. Przeciętny czas trwania wywiadu w gospodarstwie domowym jest długi, i tak np. w 2012 roku było to średnio 80 minut (wypełnienie kwestionariusza gospodarstwa domowego oraz kwestionariuszy indywidualnych dla osób w wieku 16 lat i więcej), w 2011 roku - 82 minuty, a w 2010 r. - 78 minut. Z punktu widzenia respondentów jest to bardzo absorbujące czasowo zadanie.

Problemy związane z kompletnością badania (stopniem realizacji wylosowanej próby) wpływają na jakość pozyskiwanych danych, obniżając precyzję wyników badania dla poszczególnych przekrojów, nawet na tak ogólnym poziomie prezentacji danych jakim jest kraj.

Zmieniająca się dynamicznie sytuacja społeczno-ekonomiczna w krajach UE, szczególnie w następstwie kryzysu gospodarczego, spowodowała wzrost zapotrzebowania na informacje z zakresu warunków życia ludności na poziomie regionalnym. Dane te są wykorzystywane zarówno do identyfikacji działań redukujących takie zjawiska społeczne jak ubóstwo czy wykluczenie społeczne, jak i do monitorowania wszelkich zmian w tym zakresie. Wiąże się to bezpośrednio z zadaniami stawianymi przed polityką spójności społecznej w ramach przyjętej przez UE strategii Europa 2020.

Przestrzeganie harmonizacji badania EU-SILC w zakresie zmiennych obowiązkowych pozwala na zachowanie porównywalności danych wynikowych, nie wyklucza przy tym (przy zachowaniu obligatoryjnych zasad regulujących poszczególne aspekty badania), możliwości decydowania przez poszczególne kraje o szczegółowych rozwiązaniach organizacyjno-metodologicznych. Dało to podstawę do rozpoczęcia przez Polskę prac prowadzących do zmian metodologicznych w zakresie doboru próby, pozwalających na pozyskanie danych na niższym poziomie agregacji, tj. co najmniej NTS 2.

3. Projekt badawczy

3.1. Cel

Celem głównym pracy badawczej jest identyfikacja możliwości zastosowania zmian w metodologii badania EU-SILC, w kontekście uzyskania wyników (wartości wskaźników) o określonej precyzji na poziomie NTS 2 (województw).

Badanie EU-SILC jest badaniem reprezentacyjnym co oznacza, że badaniu podlega określona ilość gospodarstw domowych oraz ich członków, stanowiących reprezentację dla całej populacji kraju.

Zaletą badań reprezentacyjnych jest mniejsza pracochłonność i niższe koszty niż w przypadku badań pełnych, mogą one być wykonane w krótszym czasie i dostarczyć bardziej szczegółowych informacji. Jednak wyniki pochodzące z tego typu badań obarczone są pewnym błędem statystycznym, dlatego też analizując wyniki pochodzące z badania reprezentacyjnego należy zawsze brać pod uwagę ich precyzję. Im niższy poziom agregacji, tym trudniej uzyskać dane o odpowiedniej jakości (precyzji).

Ponieważ obecna próba do badania EU-SILC zakłada opisywanie zjawisk na poziomie kraju, schodząc poniżej tego poziomu (NTS 1 czy NTS 2) przy tej samej próbie uzyskujemy dane o gorszej precyzji, a tym samym pojawia się trudność wnioskowania w oparciu o nie.

Celem tej pracy badawczej jest wypracowanie metody lub zespołu metod, które pozwolą na uzyskanie wyników o założonej precyzji przy ograniczeniu do minimum poniesionych nakładów.

3.2. Etapy pracy badawczej

Projekt ten został podzielony na dwa etapy. Produktem pierwszego etapu prac był raport metodologiczny pośredni zawierający m.in. diagnozę precyzji wskaźników dla lat 2005 – 2012 przy dotychczasowej wielkości próby badania, analizę symulacji zwiększenia badanej próby i zmiany jej alokacji, wstępny szacunek kosztów zwiększenia próby, opis projektu alternatywnego (jednostopniowego) schematu losowania oraz wstępną ocenę efektywności schematu jednostopniowego w kontekście poprawy precyzji uzyskiwanych wyników na poziomie terytorialnym NTS 2.

Ponieważ w trakcie pierwszego etapu prac, zostały wypracowane pewne wnioski, w etapie drugim zmodyfikowano pierwotne plany i działania skoncentrowane zostały na kolejnych wariantach alokacji próby, a nie jak pierwotnie zamierzano na koncepcji jednostopniowego schematu losowania.

Pełny opis tych prac przedstawia część I raportu końcowego: „Analiza stanu bieżącego oraz perspektyw i możliwości uzyskania oszacowań wskaźników za pomocą estymacji bezpośredniej z uwzględnieniem ewentualnych zmian w metodyce badania EU-SILC”.

Wyniki pracy dotyczącej opracowania modelu estymacji pośredniej opisane zostały w części II raportu: „Wykorzystanie estymatorów statystyki małych obszarów (SMO) przy dezagregacji wybranych wskaźników Strategii Europa 2020 na poziom NTS 2, z zakresu pomiaru ubóstwa i wykluczenia społecznego”.

Efekty całości pracy badawczej zostały zawarte w Końcowym raporcie metodologicznym obejmującym wyniki zarówno pierwszego jak i drugiego etapu prac.

4. Wskaźniki pomiaru ubóstwa i wykluczenia społecznego ze Strategii Europa 2020

Na potrzeby pomiaru ubóstwa i wykluczenia społecznego wykorzystuje się jako główny wskaźnik monitorujący Wskaźnik zagrożenia ubóstwem lub wykluczeniem społecznym. Składa się on z trzech podwskaźników:

- wskaźnika zagrożenia ubóstwem po uwzględnieniu w dochodach transferów społecznych;
- wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej;
- wskaźnik bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwie domowym.

4.1. Opis wskaźników – definicje, metodologia, algorytmy naliczania

Zarówno główny wskaźnik monitorujący zjawisko ubóstwa i wykluczenia społecznego, jak i trzy składowe podwskaźniki obliczane są na podstawie Europejskiego Badania Dochodów i Warunków Życia Ludności EU-SILC. Definicje oraz metodologia ich obliczania jest jednolita dla wszystkich państw członkowskich.

4.1.1. Wskaźnik zagrożenia ubóstwem lub wykluczeniem społecznym

Definiuje się go, jako odsetek osób, które są zagrożone ubóstwem lub doświadczają pogłębionej deprivacji materialnej lub żyją w gospodarstwach domowych o bardzo niskiej intensywności pracy, jako udział z całej populacji.

Przy obliczeniach wskaźnika zbiorczego każdą osobę zlicza się tylko raz, nawet jeśli występuje w kilku (we wszystkich) podwskaźnikach.

Populacja statystyczna wykorzystywana do obliczeń, to osoby w wieku 18 lat i więcej, mieszkające w prywatnych gospodarstwach domowych. Przy czym z populacji tej są wykluczone:

- osoby, które w kalendarzu za rok poprzedni (Y -1) mają zadeklarowanych mniej niż 7 miesięcy informacji o swojej aktywności ekonomicznej;
- osoby z brakującymi wartościami o ekwiwalentnym dochodzie do dyspozycji, statusie zatrudnienia, płci lub wieku;
- osoby mieszkające w miejscach zbiorowego zakwaterowania.

Jednostką miary jest procent osób w całej populacji.

Znaczenie wskaźnika dla polityki społecznej

Jest to jeden z podstawowych wskaźników Strategii Europa 2020, monitorujący obszar programu walki z ubóstwem i wykluczeniem społecznym.

Główne przekroje stosowane w obliczeniach wskaźnika oraz przy prezentacji danych:

- płeć
- wiek: 0-17 (0-5; 6-11; 12-17), 18-64, 65+

Wskaźnik zagrożenia ubóstwem lub wykluczeniem społecznym (ARPE) w podziale na wiek i płeć (ARPE_{at_age/gender}) jest obliczany jako procent osób w każdej grupie wiekowej oraz według płci, które są zagrożone ubóstwem (EQ_INC20<ARPT60) lub doświadczają pogłębionej deprivacji materialnej (SEV_DEP) lub żyją w gospodarstwach domowych o bardzo niskiej intensywności pracy (WI<0.2) w stosunku do całej populacji, w tym w rozbiu według przekrojów (tj. grupa wiekowa i płeć). Waga używana do obliczeń, to skorygowana waga przekrojowa (RB050a).

$$ARPE_{at_age/gender} = \frac{\sum RB050a_i \cdot Vi_{EQ_INC20<ARPT60_or_SEV_DEP_or_WI<0.2_at_age/gender}}{\sum RB050a_i \cdot Vi_{at_age/gender}} \cdot 100$$

4.1.2. Wskaźnik zagrożenia ubóstwem po uwzględnieniu w dochodach transferów społecznych

Jest to odsetek osób z ekwiwalentnym dochodem do dyspozycji niższym od progu zagrożenia ubóstwem, który wynosi 60% mediany krajowych ekwiwalentnych dochodów do dyspozycji, po uwzględnieniu w dochodach transferów społecznych. Posługiwanie się w tych obliczeniach dochodem ekwiwalentnym (a nie w przeliczeniu na 1 osobę), pozwala na porównanie ze sobą gospodarstw domowych o różnym składzie demograficznym. Wykorzystuje się w tym celu tak zwaną zmodyfikowaną skalę ekwiwalentności OECD, liczoną w następujący sposób: 1 - jako przelicznik dla pierwszej osoby dorosłej w gospodarstwie (osoby w wieku 14 lat i więcej), 0,5 dla każdego następnego dorosłego członka gospodarstwa domowego oraz 0,3 dla każdej osoby w wieku poniżej 14 lat. Obowiązuje przy tym zasada, że każda osoba w gospodarstwie domowym ma przypisaną taką samą wartość dochodu.

Znaczenie wskaźnika dla polityki społecznej

Zjawisko ubóstwa ma charakter wielowymiarowy i w związku z tym, do jego analizy wykorzystuje się (w zależności od potrzeb) wiele mierników. Jednak kryterium braku środków finansowych jest bardzo ważnym, podstawowym wymiarem ubóstwa. Niski dochód przekłada się przede wszystkim na brak możliwości zaspokojenia podstawowych potrzeb, ale także ogranicza możliwość pełnego uczestniczenia w życiu społecznym.

Kwestie metodologiczne i interpretacyjne

- Wskaźnik zagrożenia ubóstwem jest obliczany po uwzględnieniu w dochodach gospodarstwa domowego transferów społecznych, takich jak np. emerytury, renty, świadczenia dla bezrobotnych, świadczenia chorobowe, świadczenia dotyczące wykluczenia społecznego i inne.
- W analizie zjawiska ubóstwa należy pamiętać, że posiadanie w danym momencie dochodów na poziomie zagrażającym ubóstwem (poniżej progu ubóstwa) nie musi bezpośrednio oznaczać niskiego standardu życia. Osoba (gospodarstwo domowe) o niskich dochodach znajdujących się poniżej przyjętej granicy ubóstwa, może posiadać oszczędności, dostęp do kredytów,

prywatnego ubezpieczenia, może otrzymywać wsparcie finansowe od rodziny czy przyjaciół, a także posiadać inne źródła wsparcia finansowego oraz zabezpieczenia swoich potrzeb. Istotnym czynnikiem, który również powinien być uwzględniany w takiej analizie, jest czas pozostawania w ubóstwie. Daje to pełniejszy obraz tego zjawiska, co przekłada się na lepsze monitorowanie wszelkich zmian, prognozowanie oraz modelowanie programów pomocowych polityki społecznej.

- Mierzenie dochodu na poziomie prywatnego gospodarstwa domowego może mieć pewne implikacje. Wyłączenie z tych obliczeń gospodarstw zbiorowego zakwaterowania może w efekcie doprowadzić do niedoszacowania pewnych grup (osób starszych, osób niepełnosprawnych, migrantów).

Główne przekroje stosowane w obliczeniach tego wskaźnika oraz przy prezentacji danych:

- płeć (dla populacji w wieku 18+)
- wiek: ogółem, (0-17, 18-64, 65+), (0-17, 18-24, 25-54, 55-64, 65+)

Wskaźnik zagrożenia ubóstwem (ARPT) w podziale na wiek i płeć ($ARPT_{at_age/sex}$) jest obliczany jako procent osób w każdej grupie wiekowej oraz według płci, które są zagrożone ubóstwem, w stosunku do całej populacji w tym podziale (tj. grupie wiekowej i płci).

Waga używana do obliczeń to skorygowana waga przekrojowa (RB050a).

$$ARPT_{at_age/sex} = \frac{\sum RB050a_i}{\sum_{\forall i_{at_age/sex}} RB050a_i} \cdot 100$$

4.1.3. Wskaźnik pogłębionej deprivacji materialnej

Jest to odsetek osób w gospodarstwach domowych, deklarujących brak możliwości zaspokojenia ze względów finansowych co najmniej 4 z 9 wymienionych poniżej potrzeb:

- 1) opłacenia tygodniowego wyjazdu wszystkich członków gospodarstwa domowego na wypoczynek raz w roku;
- 2) spożywania mięsa, ryb (lub wegetariańskiego odpowiednika) co drugi dzień;
- 3) ogrzewania mieszkania odpowiednio do potrzeb;
- 4) pokrycia niespodziewanego wydatku (w wysokości odpowiadającej miesięcznej wartości granicy ubóstwa relatywnego, przyjętej w danym kraju, w roku poprzedzającym badanie);
- 5) terminowego regulowania opłat związanych z mieszkaniem, spłatą rat i kredytów;
- 6) posiadania telewizora kolorowego;
- 7) posiadania samochodu;
- 8) posiadania pralki;
- 9) posiadania telefonu (stacjonarnego lub komórkowego).

Znaczenie wskaźnika dla polityki społecznej

Podczas gdy wskaźnik zagrożenia ubóstwem wykorzystuje do identyfikacji braku zasobów poziom dochodu, wskaźnik deprivacji materialnej koncentruje się na możliwości (gospodarstwa domowego lub osoby) pozwolenia sobie na pewne rzeczy. Efekt niskich dochodów może być zrekompensowany poprzez wysokie oszczędności, dostęp do kredytu lub innych środków pozwalających na zaspokojenie potrzeb. Poprzez skoncentrowanie się na wydatkach, wskaźnik deprivacji materialnej bierze pod uwagę wszystkie te czynniki. Ponadto, poprzez sposób mierzenia deprivacji przy wykorzystaniu listy określonych rzeczy (potrzeb), które są powszechne we wszystkich krajach członkowskich, wskaźnik deprivacji materialnej jest bardziej „wrażliwy” na różnice w poziomie życia pomiędzy krajami niż wskaźnik zagrożenia ubóstwem, który (zgodnie z metodologią) opiera się na krajowych granicach ubóstwa.

Kwestie metodologiczne i interpretacyjne

Przy wyborze listy dziewięciu potrzeb wykorzystywanych do obliczeń wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej, Eurostat brał pod uwagę kilka istotnych kryteriów, m.in.:

- są to potrzeby pozwalające na porównania międzynarodowe, tj. posiadają w przybliżeniu taką samą wartość informacyjną w wielu krajach (nie opierają się na kontekście krajowym);
- pozwalają na porównania w czasie;
- odpowiadają na zmiany w standardzie życia ludzi.

Najogólniej można powiedzieć, że są to potrzeby uznane w warunkach europejskich za podstawowe i uniwersalne.

Analizując wyniki tego wskaźnika należy pamiętać, że nie można traktować go jako wskaźnika poziomu życia, a jedynie jako jeden z mierników ubóstwa materialnego.

Główne przekroje stosowane w obliczeniach wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej oraz przy prezentacji danych:

- płeć (populacja w wieku 18+)
- wiek (0-17 (0-5; 6-11; 12-17), 18-64, 65+)

Wskaźnik pogłębionej deprivacji materialnej w podziale na wiek i płeć ($DEPR_TOTL_{at_age/gender}$) jest obliczany jako procent osób w każdej grupie wiekowej oraz według płci, których nie stać na opłacenie N_ITEM potrzeb przyjętych do obliczeń deprivacji materialnej.

gdzie:

j przyjmuje wartości: 0,1,2,3,4,5,6,7,8,9; mniej niż 3 (tj. 0-2), mniej niż 4 (tj. 0-3), mniej niż 5 (tj. 0-4), więcej niż 3 (tj. 3-9), więcej niż 4 (tj. 4-9) i więcej niż 5 (tj. 5-9).

N_ITEM jest całkowitą liczbą potrzeb, na których opłacenie nie stać respondenta, (N_ITEM waha się od 0 do 9).

Waga używana do obliczeń to skorygowana waga przekrojowa (RB050a).

$$DEPR_TOTL_{at_age/gender} = \frac{\sum_{i} RB050a_i \cdot V_{i_at_age/gender_where\ N_ITEM = j}}{\sum_{i} RB050a_i \cdot V_{i_at_age/gender}} \cdot 100$$

4.1.4. Wskaźnik bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwie domowym

Definiuje się go jako odsetek osób w wieku 0-59 lat mieszkających w gospodarstwach domowych o bardzo niskiej intensywności pracy, tzn. takich, w których osoby dorosłe (w wieku 18-59 lat) przepracowały w minionym roku mniej niż 20% ich całkowitego potencjału pracy.

Wskaźnik odnosi się do liczby miesięcy, w czasie których wszyscy członkowie gospodarstwa domowego w wieku aktywności zawodowej, pracowali w roku odniesienia dochodu (Y-1), jako proporcja całkowitej liczby miesięcy, która teoretycznie mogła zostać przepracowana, do liczby miesięcy faktycznie przepracowanych. Jako osoby w wieku aktywności zawodowej uznaje się osoby w wieku 18-59 lat, które nie są dziećmi na utrzymaniu.

Dzieckiem na utrzymaniu są osoby w wieku poniżej 18 lat oraz osoby w wieku 18-24 lata nieaktywne zawodowo, mieszkające z co najmniej jednym rodzicem.

Znaczenie wskaźnika dla polityki społecznej

Propagowanie wzrostu zatrudnienia jest już od kilku dekad jednym z głównych priorytetów Unii Europejskiej. W związku z tym, całościowy rozkład populacji żyjącej w gospodarstwach domowych o bardzo niskiej intensywności pracy dostarcza cennych informacji do monitorowania sytuacji na rynku pracy. Jest to wskaźnik wykorzystywany w wielu obliczeniach i analizach jako element jednego z trzech głównych wymiarów włączonych do strategii Europa 2020 („wspieranie gospodarki o wysokim poziomie zatrudnienia”).

Kwestie metodologiczne i interpretacyjne

Dla każdej osoby w gospodarstwie domowym będącej w wieku aktywności zawodowej (18-59 lat), która nie została zakwalifikowana jako dziecko na utrzymaniu, obliczane są dwie wartości (przy użyciu kalendarza aktywności z poprzedniego roku kalendarzowego):

- liczba miesięcy w poprzednim roku, dla których osoba udzieliła informacji o swoim statusie na rynku pracy (miesiące potencjalnej aktywności zawodowej);
- liczba miesięcy w roku poprzednim, w których osoba ta została zakwalifikowana jako pracująca.

Jako czas spędzony na pracy uważa się:

- miesiące w płatnym zatrudnieniu, bez względu na wymiar pracy (pełen etat lub część etatu);
- płatne staże oraz szkolenia powiązane z zatrudnieniem;
- pracę na własny rachunek (samo-zatrudnienie), z lub bez pracowników;
- bezpłatną pracę w rodzinnej działalności gospodarczej (pomagający członkowie rodziny).

Główne przekroje stosowane w obliczeniach tego wskaźnika oraz przy prezentacji danych:

- płeć,
- wiek (0-17 (0-5; 6-11; 12-17), 18-59)

Wskaźnik bardzo niskiej intensywności pracy w podziale na wiek i płeć (LOW_WI at_age/sex) jest obliczany jako procent osób żyjących w gospodarstwach domowych o bardzo niskiej intensywności pracy (WI<0.2) w każdej grupie wiekowej i płci. Waga używana do obliczeń to skorygowana waga przekrojowa (RB050a).

$$LOW_WI_{at_age/sex} = \frac{\sum_{\forall i \text{ where } WI < 0.2 \text{ at_age/sex}} RB050a_i}{\sum_{\forall i \text{ where } WI < 0.2} RB050a_i} \cdot 100$$

4.2. Precyzja wskaźników

Rozporządzenie (WE) NR 1177/2003 PARLAMENTU EUROPEJSKIEGO I RADY z dnia 16 czerwca 2003 r. dotyczące statystyk Wspólnoty w sprawie dochodów i warunków życia (EU-SILC) w artykule 9 dotyczącym liczebności próby, uwzględniało reprezentatywność próby na poziomie ogólnokrajowym.

Od 2011 r. trwają prace nad rewizją podstawy prawnej badania EU-SILC między innymi w zakresie ustaleń dotyczących precyzji uzyskiwanych danych na poziomie NTS 2. Obecne projekty dokumentu (Framework Regulation for Social Statistics) nie zawierają jeszcze dokładnych ustaleń precyzji w przypadku badania EU-SILC, dlatego podstawą do prowadzonych prac są wnioski zawarte w dokumentach Eurostatu: „Study on sampling design and estimation of regional poverty indicators”. Z tego powodu przyjęto, że dla danych rocznych dla każdego województwa należy uzyskać oceny błędów standardowych SE poszczególnych wskaźników (mierników Strategii Europa 2020) na poziomie mniejszym bądź równym 1,25. Taka wartość wynika z przyjętego przez Eurostat wymagania, aby uzyskać oceny przedziałowe dla badanych wskaźników (na poziomie ufności 95%) w postaci **ocena +/- 2,5 punktów procentowych**; zatem z ogólnej definicji przedziałów ufności błąd standardowy (SE) oceny musi stanowić połowę długości przedziału, czyli 1,25%.

Bardziej szczegółowo zagadnienie to zostało opisane w rozdziale 5 dotyczącym diagnozy precyzji wskaźników dla lat 2005 – 2012.

WYNIKI PRACY BADAWCZEJ

Część I. Analiza stanu bieżącego oraz perspektyw i możliwości uzyskania oszacowań wskaźników za pomocą estymacji bezpośredniej z uwzględnieniem ewentualnych zmian w metodyce badania EU-SILC

1. Diagnoza precyzji wskaźników dla lat 2005 – 2012 przy dotychczasowej wielkości próby badania

1.1. Analiza precyzji wyników badania EU-SILC według województw na podstawie danych historycznych

Analiza dotyczyła czterech wskaźników, dla których przyjęto następujące oznaczenia:

- AROPE** - frakcja osób zagrożonych ubóstwem lub wykluczeniem społecznym (powiązanie trzech poniższych wskaźników) (ang. *people at risk of poverty or social exclusion*)
- ARPR** - frakcja osób zagrożonych ubóstwem po uwzględnieniu transferów społecznych (ang. *people at risk of poverty after social transfers*)
- SMD** - frakcja osób zagrożonych deprivacją materialną (ang. *severely materially deprived people*)
- LWI** - frakcja osób żyjących w gospodarstwach domowych o bardzo niskiej intensywności pracy (ang. *people living in households with very low work intensity*)

Zbiór z wynikami obliczeń zapisano w pliku: **SILC_wskazniki_Europa2020_2005_2012.xls**.
W arkuszu podano wartości 4 wskaźników razem z oszacowaniami ich błędów standardowych dla lat 2005-2012 oraz ustalonych przekrojów.

Poniższe tabele zawierają opis kolumn występujących w danych wynikowych:

Tabela 1. Opis kolumn w danych wynikowych

Nazwa kolumny	Opis
Rok	rok badania
Nazwa wskaźnika	oznaczenie dla jednego z 4 wskaźników
Województwo	kod województwa
Miasto/wieś	kod miasta (1) lub wsi (2)
Stopień urbanizacji	kod stopnia urbanizacji (1,2 lub 3)
Płeć	kod płci dla osób (1-mężczyzna, 2-kobieta)
Grupy wieku	kod dla grupy wieku
Status gospodarstwa	opis statusu gospodarstwa
Status zatrudnienia	opis statusu zatrudnienia
Wskaźnik (%)	wartość wskaźnika (w procentach)
Błąd standardowy (%)	oszacowanie błędu standardowego

Tabela 2. Kody województw

Kod województwa	Nazwa
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

Tabela 3. Kody dla grup wieku

Grupy wieku	Zakres wieku
Y_LT18	poniżej 18 lat
Y18_24	18 - 24
Y25_49	25 - 49
Y50_64	50 - 64
Y_GE65	65 i więcej lat
Y18_64	18 - 64
Y_LT60	poniżej 60 lat
Y18_59	18 - 59

Każdy wiersz w arkuszu z wynikami odpowiada konkretnej kombinacji możliwych wariantów grupowania, przy czym wartości puste oznaczają, że dany przekrój nie był uwzględniony, np. aby uzyskać podzbiór wyników dla przekrojów wyłącznie dla województw należy zastosować filtr z warunkiem, że niepuste są wartości dla kolumny „województwo” oraz puste są dla pozostałych kolumn kodujących przekroje.

Arkusz ze zbiorczymi wynikami został przygotowany na podstawie danych jednostkowych zebranych w badaniu. Przygotowano pomocniczy zbiór **IDB_05_12.dbf** zawierający dane z badania EU-SILC za lata 2005-2012 z informacjami niezbędnymi do analizy 4 wybranych wskaźników w ramach projektu POPT. Rekordem w danych była osoba ze składu badanego w danym roku gospodarstwa domowego. Dla danego roku (zmienna **ROK**) do identyfikacji gospodarstwa służyła zmienna **DB030**, natomiast do identyfikacji osoby – zmienna **RB030**.

Tabela 4. Lista zmiennych w zbiorze IDB_05_12.dbf

Nazwa kolumny	Opis
ROK	rok badania
DB030	kod gospodarstwa (w danym roku)
RB030	kod osoby
NRP	numer próby
POWIAT	kod powiatu
RB050	waga przekrojowa dla osób ze składu gospodarstwa
PB040	waga przekrojowa dla osób z ankietą indywidualną
WOJ	symbol województwa
MW	kod miasto (1) / wieś (2)
DB050	kod warstwy
DB060	kod jednostki losowania 1-stopnia w ramach warstwy
DB100	kod stopnia urbanizacji
RB090	kod płci (1-mężczyzna, 2-kobieta)
AGE	wiek osoby
EQ_INC20	dochód ekwiwalentny dla osoby
HT	kod typu gospodarstwa wg Eurostatu
ACTSTA	kod statusu zatrudnienia wg Eurostatu
AROPE	do wskaźnika AROPE (1-oznacza spełnienie warunku, 0 - nie)
ARPR	do wskaźnika ARPR (1-oznacza spełnienie warunku, 0 - nie)
SMD	do wskaźnika SMD (1-oznacza spełnienie warunku, 0 - nie)
LWI	do wskaźnika LWI (1-oznacza spełnienie warunku, 0 - nie)

Zmienne pomocnicze: **AROPE**, **ARPR**, **SMD**, **LWI** (o wartościach zero-jedynkowych) zostały wyznaczone za pomocą programów Eurostatu². Dzięki tym zmiennym można niezależnie odtworzyć estymatory dla 4 analizowanych wskaźników według odpowiednich grupowań – w tym celu należy obliczyć średnie ważone (z odpowiednią wagą przekrojową, dla większości grupowań jest to waga RB050, jedynie dla grupowania według statusu zatrudnienia należy używać wagi PB040); w przypadku wskaźnika LWI należy dodatkowo pamiętać o usunięciu z obliczeń rekordów z brakami danych (tzn. dla LWI =., takie przypadki zgodnie z definicją Eurostatu są wykluczone).

Kody zawarte w zmiennych **HT** oraz **ACTSTA** pozwalają na estymację według dodatkowych grupowań.

² Programy pomocnicze do kontroli poprawności obliczania tabeli z uogólnieniami, wykorzystywane przez GUS w procesie przetwarzania wyników badania EU-SILC: *ESTAT production channel for EU-SILC datasets - adapted for local SAS Base software*, Eurostat, 2013

Tabela 5. Typ gospodarstwa domowego

Typ gospodarstwa	Warunek
Bez dzieci na utrzymaniu	5<=HT<=8
Jednoosobowe ogółem	HT=5
Jednoosobowe (mężczyzna)	HT=5 and RB090=1
Jednoosobowe (kobieta)	HT=5 and RB090=2
Jednoosobowe poniżej 65 roku życia	HT=5 and 18<=AGE<=64
Jednoosobowe w wieku 65 i więcej	HT=5 and AGE>=65
2 dorosłych bez dzieci na utrzymaniu (oboje w wieku poniżej 65 lat)	HT=6
2 dorosłych bez dzieci na utrzymaniu (co najmniej jedno w wieku powyżej 65 lat)	HT=7
3 lub więcej dorosłych bez dzieci	HT=8
Z dziećmi na utrzymaniu	9<=HT<=13
Rodzic z przynajmniej jednym dzieckiem na utrzymaniu	HT=9
2 dorosłych z jednym dzieckiem	HT=10
2 dorosłych z dwojgiem dzieci na utrzymaniu	HT=11
2 dorosłych z trojgiem i więcej dzieci na utrzymaniu	HT=12
3 lub więcej dorosłych z dziećmi	HT=13

Tabela 6. Status zatrudnienia

Status zatrudnienia	Warunek
Pracujący	ACTSTA in (1,2,3,4)
Mężczyźni pracujący	ACTSTA in (1,2,3,4) and RB090=1
Kobiety pracujące	ACTSTA in (1,2,3,4) and RB090=2
Bezrobotni	ACTSTA=5
Mężczyźni bezrobotni	ACTSTA=5 and RB090=1
Kobiety bezrobotne	ACTSTA=5 and RB090=2
Emeryci	ACTSTA=6
Mężczyźni emeryci	ACTSTA=6 and RB090=1
Kobiety emerytki	ACTSTA=6 and RB090=2
Pozostali nieaktywni zawodowo	ACTSTA=7
Mężczyźni pozostali nieaktywni zawodowo	ACTSTA=7 and RB090=1
Kobiety pozostałe nieaktywne zawodowo	ACTSTA=7 and RB090=2

1.2. Algorytm obliczania precyzji

Estymację błędów losowych dla szacowanych w badaniu wskaźników oparto na metodzie wielokrotnego losowania próbek. Użyto wariantu metody bootstrap³, w którym niezależnie w każdej warstwie, dokonuje się wielokrotnego (kilkaset razy) losowania ze zwracaniem próbek o liczebności $n_h - 1$ spośród n_h wylosowanych do badania jednostek pierwszego stopnia w h -tej warstwie. Przy szacowaniu precyzji wyników zastosowano $B=500$ powtórzeń. Po wylosowaniu jednostek pierwszego stopnia do próbki bootstrapowej przenosi się odpowiednie jednostki drugiego stopnia wylosowane z nich do badania (tj. mieszkania wraz z danymi dla gospodarstw oraz osób) oraz wyznacza zmodyfikowane wagi:

$$w_j(b) = w_j \frac{n_h}{n_h - 1} m_j(b)$$

gdzie:

$w_j(b)$ – waga dla osoby z j -tego gospodarstwa w b -tej próbce bootstrapowej,

w_j – waga oryginalna dla osoby z j -tego gospodarstwa,

$m_j(b)$ – krotność wyboru jednostki pierwszego stopnia z j -tym gospodarstwem do b -tej próbki ($b=1,2,\dots,B$).

Dla danej próbki bootstrapowej szacuje się z użyciem zmodyfikowanych wag interesujący nas parametr, uzyskując wielkość \hat{t}_b^* . Po wykonaniu B iteracji oszacowanie wariancji estymatora badanego parametru \hat{t} ma postać:

$$\hat{V}(\hat{t}) = \frac{1}{B-1} \sum_{b=1}^B (\hat{t}_b^* - \hat{t})^2$$

Oszacowanie błędu standardowego (błędu bezwzględnego) dla estymowanej wielkości jest równe pierwiastkowi kwadratowemu z uzyskanego oszacowania wariancji, tzn.

$$SE(\hat{t}) = \sqrt{\hat{V}(\hat{t})} \quad SE(\hat{t}) = \sqrt{\hat{V}(\hat{t})}$$

Wskaźniki precyzji można wykorzystywać do wyznaczania przedziałów ufności, w których z określonym prawdopodobieństwem (tzw. poziomem ufności, np. 95%) znajduje się prawdziwa wartość estymowanego parametru. Na przykład dla poziomu ufności 95% granice takiego przedziału mają postać: $\hat{t} \pm 1,96 * SE(\hat{t})$.

³ Särndal C.E., Swensson B., Wretman J. *Model Assisted Survey Sampling*, Springer Verlag, 1991. ss. 442-444.

1.3. Liczba zbadanych gospodarstw według lat i województw

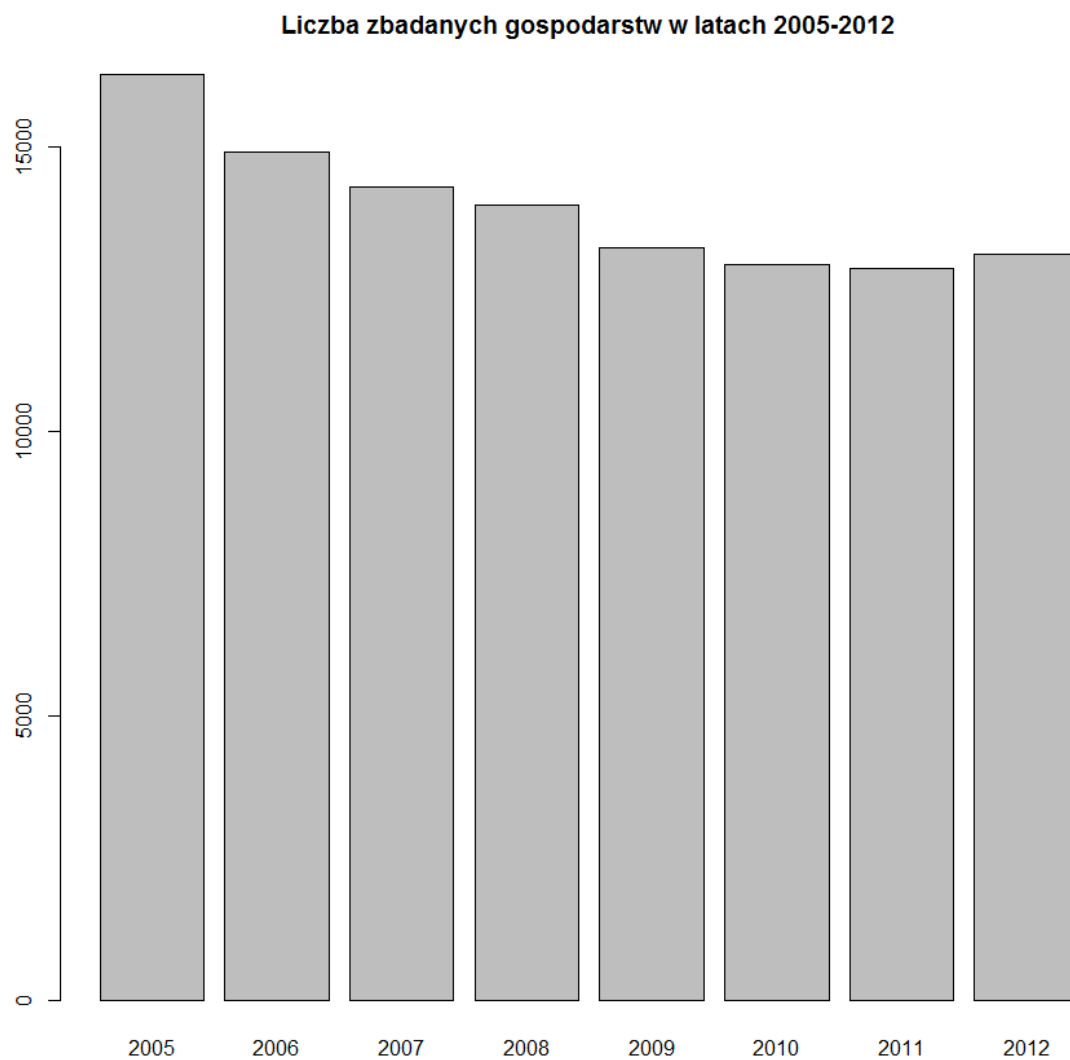
Poniżej zamieszczona tabela 7 pokazuje jak kształtowały się liczebności zbadanych gospodarstw w badaniu EU-SILC według lat i województw. Można zaobserwować, że analizowane wielkości mieszczą się w zakresie od wartości minimalnej 317 do maksymalnej 2212; najniższe liczebności występowały w województwach: opolskim i lubuskim, natomiast największe w śląskim i mazowieckim. Zaobserwowany rozkład pomiędzy województwa wynikał z zastosowanego schematu losowania, w którym alokacja próby była proporcjonalna do liczby mieszkań w populacji w danym województwie. Dodatkową ilustrację graficzną dotyczącą liczby zbadanych gospodarstw w analizowanych latach stanowią: wykres 1 oraz wykres 2.

Tabela 7. Liczba zbadanych gospodarstw według lat i województw

Wyszczególnienie	Rok badania							
	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Polska	16263	14914	14286	13984	13224	12930	12871	13116
Województwa:								
02	1307	1202	1090	1055	956	929	947	1017
04	836	782	750	673	698	687	702	696
06	1054	946	927	938	892	880	867	844
08	472	456	433	396	381	374	355	367
10	1287	1230	1151	1125	1050	1041	1000	989
12	1160	1119	1070	1074	956	934	933	964
14	2151	1771	1747	1751	1673	1691	1651	1680
16	436	361	345	322	317	320	347	370
18	901	849	834	829	812	762	725	743
20	546	510	475	430	412	393	409	437
22	801	765	753	756	731	708	683	731
24	2212	1995	1899	1810	1662	1648	1714	1729
26	581	557	554	556	547	536	526	507
28	638	602	587	578	560	541	532	522
30	1117	1099	1046	1078	1030	992	978	1001
32	764	670	625	613	547	494	502	519

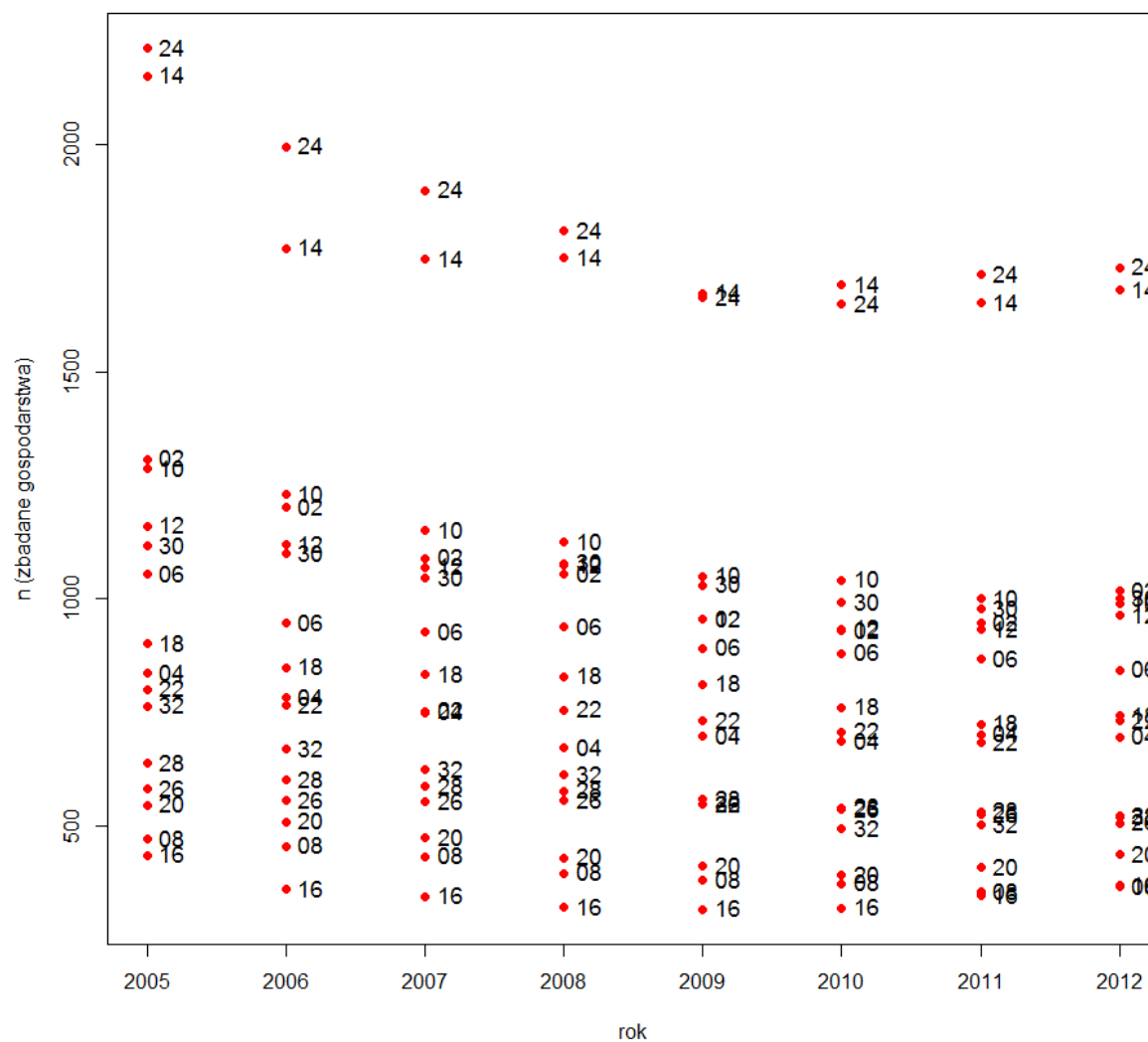
Źródło: opracowanie własne

Wykres 1. Liczba zbadanych gospodarstw w latach 2005-2012



Źródło: opracowanie własne

Wykres 2. Rozkład liczby zbadanych gospodarstw dla lat i województw



Źródło: opracowanie własne

1.4. Analiza zbiorcza błędów losowych

Na podstawie bazy danych⁴ z oszacowaniami błędów losowych dla rozważanych wskaźników, lat i wszystkich grupowań dokonano obliczenia kilku podstawowych statystyk zbiorczych tzn. minimum, maksimum, średniej, mediany, 1 i 3 kwartyla oraz 5 i 95 percentyla. Statystyki te pozwalają na ogólną charakterystykę położenia oraz rozproszenia analizowanego błędu. Zamieszczona poniżej tabela 8 została wyznaczona na podstawie pełnej bazy danych z oszacowaniami błędów losowych (tzn. obejmuje przekroje dla województw oraz bardziej szczegółowe w ich ramach), natomiast tabela 9 uwzględnia tylko grupowania na województwa, bez dodatkowych szczegółowych podziałów np. wg typu gospodarstwa, statusu zatrudnienia itp.

Zbiorcza analiza błędów losowych prowadzi do następujących ogólnych wniosków:

- Rozkłady błędów w analizowanych latach są bardzo podobne
- W ramach 4 wskaźników największymi średnimi poziomami charakteryzuje się wskaźnik AROPE
- Uwzględnianie dodatkowych podziałów w ramach województw powoduje istotne pogorszenie precyzji wyników np. w 90% procentach przypadków błąd jest w zakresie [1,1 – 10,0] ze średnią 4,1; natomiast gdy rozważamy wskaźniki wyłącznie na poziomie województw uzyskujemy w 90% przypadków błąd w przedziale [0,9 – 3,5] ze średnią 2,0; oznacza to że uzyskanie zadanego poziomu precyzji przy szczegółowych grupowaniach wymagałoby istotnego zwiększenia liczebności próby.

⁴ Wyniki obliczeń zawiera plik w formacie Excela „SILC_wskaźniki_Europa2020_2005_2012.xls”

Tabela 8. Statystyki zbiorcze dla ocen błędów losowych

Rok	Wskaźnik	Minimum	5 percentyl	1 kwartyl	Mediana	Średnia	3 kwartyl	95 percentyl	Maksimum
		0,0	1,1	2,1	3,3	4,1	5,2	10,0	40,3
	AROPE	0,0	1,8	2,9	4,0	4,8	5,9	10,6	22,4
	ARPR	0,0	1,2	2,2	3,2	4,1	5,1	10,0	24,4
	LWI	0,0	0,5	1,3	2,2	3,2	4,0	9,6	40,3
	SMD	0,4	1,4	2,4	3,4	4,2	5,2	9,8	23,3
2005		0,0	1,2	2,2	3,2	3,7	4,8	7,9	16,6
2006		0,1	1,2	2,3	3,5	4,2	5,3	9,9	32,4
2007		0,0	1,1	2,1	3,3	4,0	5,1	9,2	20,9
2008		0,1	1,1	2,1	3,2	4,1	5,2	10,3	24,0
2009		0,0	1,0	2,0	3,2	4,3	5,3	11,4	22,4
2010		0,0	1,1	2,2	3,3	4,3	5,3	10,6	40,3
2011		0,0	1,1	2,1	3,3	4,2	5,3	10,6	22,3
2012		0,1	1,1	2,1	3,4	4,2	5,2	10,2	23,3
2005	AROPE	1,2	1,8	2,7	3,7	4,2	5,2	8,1	16,6
2005	ARPR	0,7	1,2	2,0	2,9	3,5	4,5	7,7	13,7
2005	LWI	0,0	0,5	1,6	2,5	3,0	3,8	7,2	12,9
2005	SMD	1,1	1,7	2,6	3,7	4,2	5,3	8,2	13,6
2006	AROPE	1,3	1,8	2,7	3,9	4,5	5,5	9,0	15,1
2006	ARPR	0,7	1,1	2,0	2,9	3,6	4,7	8,3	15,3
2006	LWI	0,1	0,5	1,8	3,1	4,5	6,1	13,0	32,4
2006	SMD	1,1	1,7	2,6	3,8	4,3	5,4	8,6	15,3
2007	AROPE	0,0	1,9	2,9	4,0	4,7	5,8	9,9	20,9
2007	ARPR	0,0	1,1	2,0	2,8	3,7	4,5	8,8	17,2
2007	LWI	0,0	0,5	1,4	2,2	3,0	3,8	7,8	16,9
2007	SMD	1,0	1,7	2,6	3,7	4,4	5,5	9,4	20,6
2008	AROPE	1,3	1,8	2,9	4,1	4,9	6,2	11,0	22,4
2008	ARPR	0,7	1,2	2,2	3,1	4,1	5,2	10,4	24,0
2008	LWI	0,1	0,6	1,3	2,1	3,1	3,7	9,2	21,4
2008	SMD	1,1	1,5	2,3	3,4	4,2	5,2	10,2	23,2
2009	AROPE	1,1	1,8	2,9	4,0	5,1	6,3	12,1	22,3
2009	ARPR	0,8	1,3	2,3	3,3	4,5	5,7	11,4	22,4
2009	LWI	0,0	0,5	1,2	2,0	3,1	3,6	11,1	21,9
2009	SMD	0,9	1,3	2,2	3,2	4,4	5,2	11,3	22,3
2010	AROPE	1,1	1,8	2,9	4,2	5,0	6,2	11,3	21,7
2010	ARPR	0,9	1,4	2,4	3,4	4,4	5,6	10,5	24,4
2010	LWI	0,0	0,6	1,2	2,1	3,2	3,8	9,9	40,3
2010	SMD	0,7	1,3	2,3	3,4	4,3	5,3	10,1	22,1
2011	AROPE	1,1	1,9	3,0	4,1	5,1	6,2	11,1	21,6
2011	ARPR	0,8	1,4	2,4	3,5	4,5	5,5	11,2	18,3
2011	LWI	0,0	0,5	1,2	2,0	3,0	3,6	8,6	22,3
2011	SMD	0,4	1,2	2,1	3,2	4,1	5,0	10,2	21,2
2012	AROPE	1,1	2,0	2,9	4,2	5,0	6,2	10,9	21,8
2012	ARPR	0,5	1,3	2,4	3,5	4,4	5,4	10,4	21,8
2012	LWI	0,1	0,5	1,2	2,1	3,0	3,8	9,0	17,7
2012	SMD	0,8	1,3	2,2	3,2	4,1	4,9	10,0	23,3

Źródło: opracowanie własne

Tabela 9. Analiza statystyczna na podstawie bazy z oszacowaniami błędów losowych dla rozważanych wskaźników i grupowań na województwa (bez dodatkowych podziałów)

Rok	Wskaźnik	Minimum	5 percentyl	1 kwartyl	Mediana	Średnia	3 kwartyl	95 percentyl	Maximum
		0,5	0,9	1,4	1,9	2,0	2,5	3,5	4,1
	AROPE	1,1	1,3	1,8	2,4	2,4	3,0	3,8	4,0
	ARPR	0,9	1,0	1,5	2,0	2,1	2,5	3,3	3,8
	LWI	0,5	0,7	1,0	1,3	1,4	1,9	2,6	3,0
	SMD	0,9	1,1	1,6	2,0	2,1	2,5	3,4	4,1
2005		0,8	1,0	1,4	1,9	2,0	2,4	3,2	3,5
2006		0,7	0,9	1,5	1,9	2,0	2,5	3,4	3,7
2007		0,8	0,9	1,4	1,9	2,0	2,5	3,4	3,6
2008		0,6	0,9	1,3	1,9	2,0	2,5	3,6	3,9
2009		0,5	0,8	1,2	1,8	2,0	2,5	3,3	4,1
2010		0,6	0,9	1,3	2,0	2,1	2,6	3,6	3,9
2011		0,5	0,9	1,3	1,9	2,0	2,5	3,3	4,0
2012		0,5	1,0	1,4	2,1	2,1	2,5	3,5	3,8
2005	AROPE	1,2	1,2	1,8	2,2	2,2	2,6	3,5	3,5
2005	ARPR	0,9	0,9	1,4	1,9	1,9	2,3	3,1	3,1
2005	LWI	0,8	0,8	1,1	1,4	1,6	1,9	2,6	2,6
2005	SMD	1,1	1,1	1,7	2,2	2,2	2,7	3,3	3,3
2006	AROPE	1,3	1,3	1,8	2,1	2,3	2,9	3,7	3,7
2006	ARPR	0,9	0,9	1,4	1,9	2,0	2,5	3,4	3,4
2006	LWI	0,7	0,7	1,1	1,5	1,6	2,0	2,6	2,6
2006	SMD	1,1	1,1	1,7	2,2	2,3	2,8	3,5	3,5
2007	AROPE	1,2	1,2	1,8	2,5	2,4	3,1	3,6	3,6
2007	ARPR	0,9	0,9	1,4	1,9	1,9	2,4	3,0	3,0
2007	LWI	0,8	0,8	1,1	1,4	1,4	1,7	2,7	2,7
2007	SMD	1,1	1,1	1,7	2,2	2,2	2,6	3,4	3,4
2008	AROPE	1,3	1,3	1,8	2,4	2,5	3,0	3,9	3,9
2008	ARPR	0,9	0,9	1,4	2,0	2,1	2,6	3,6	3,6
2008	LWI	0,6	0,6	1,0	1,2	1,3	1,4	2,9	2,9
2008	SMD	1,1	1,1	1,5	2,0	2,0	2,4	3,5	3,5
2009	AROPE	1,2	1,2	1,8	2,4	2,4	3,0	4,0	4,0
2009	ARPR	1,0	1,0	1,6	2,1	2,1	2,5	3,3	3,3
2009	LWI	0,5	0,5	0,8	1,1	1,3	1,8	2,7	2,7
2009	SMD	1,0	1,0	1,4	1,7	2,0	2,5	4,1	4,1
2010	AROPE	1,1	1,1	1,9	2,5	2,5	3,0	3,9	3,9
2010	ARPR	1,0	1,0	1,7	2,2	2,1	2,6	3,6	3,6
2010	LWI	0,6	0,6	1,0	1,2	1,5	2,0	3,0	3,0
2010	SMD	0,9	0,9	1,5	2,0	2,1	2,5	3,8	3,8
2011	AROPE	1,2	1,2	1,9	2,5	2,5	3,2	4,0	4,0
2011	ARPR	1,1	1,1	1,7	2,1	2,2	2,6	3,8	3,8
2011	LWI	0,5	0,5	1,0	1,1	1,3	1,6	2,3	2,3
2011	SMD	0,9	0,9	1,4	1,8	2,0	2,5	3,2	3,2
2012	AROPE	1,3	1,3	2,1	2,4	2,6	3,4	3,8	3,8
2012	ARPR	1,1	1,1	1,7	2,2	2,2	2,7	3,5	3,5
2012	LWI	0,5	0,5	1,0	1,3	1,4	1,9	2,4	2,4
2012	SMD	1,1	1,1	1,4	1,9	2,1	2,6	3,7	3,7

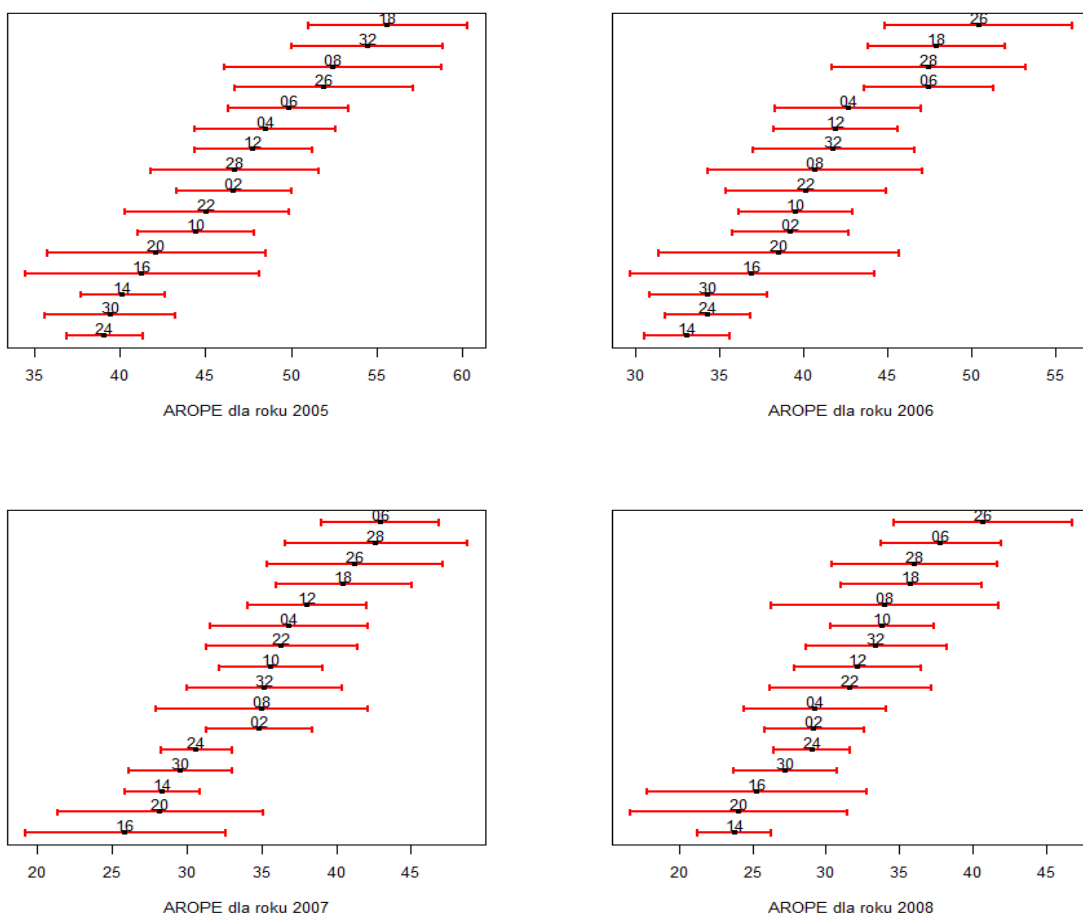
Źródło: opracowanie własne

1.5. Przedziały ufności dla wskaźnika AROPE

Oszacowania błędów losowych mogą być przydatne przy analizie wyników samych wskaźników. Jedną z klasycznych metod jest wyznaczanie przedziałów ufności.

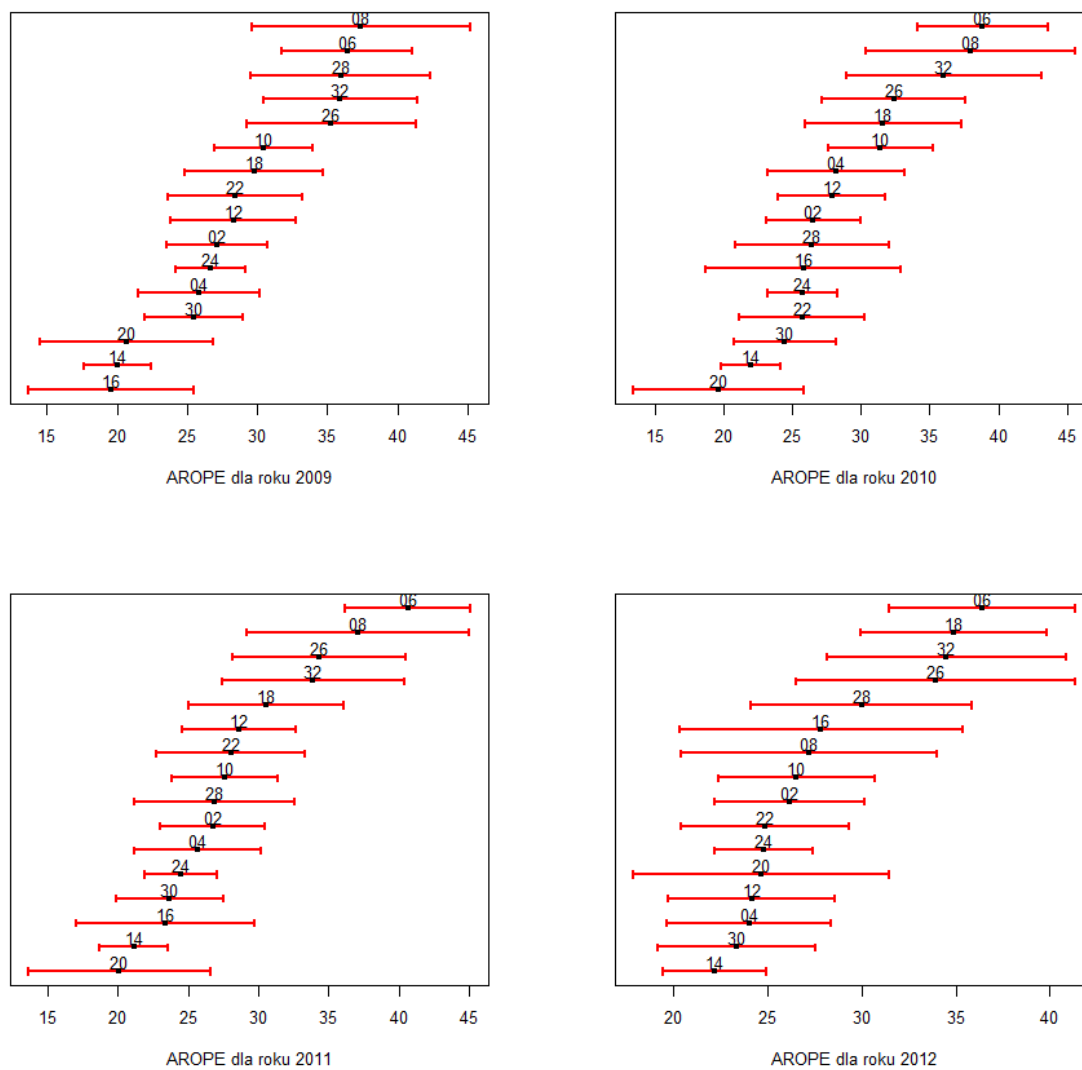
Poniżej prezentujemy przedziały ufności (na poziomie 95%) dla wskaźnika AROPE dla lat 2005 – 2012 i województw. Tego typu wykresy mogą służyć do badania istotności różnic wartości danego wskaźnika pomiędzy województwami: o istotnej różnicy mówimy w przypadku gdy przedziały ufności dla wybranych województw nie pokrywają się. Poniższe wykresy pokazują, że dla wielu województw oraz lat wskaźnik AROPE jest bardzo zbliżony oraz przedziały ufności są zbyt szerokie, aby można było stwierdzić istotne różnice; nawet dla największych województw z najkrótszymi przedziałami istnieje trudność w ich odróżnieniu od kilku podobnych do nich województw.

Wykres 3. Przedziały ufności (na poziomie 95%) dla wskaźnika AROPE dla lat i województw



Źródło: opracowanie własne

Wykres 3. Przedziały ufności (na poziomie 95%) dla wskaźnika AROPE dla lat i województw (dok.)



Źródło: opracowanie własne

1.6. Analiza zależności błędów od zbadanej liczby gospodarstw

Z teorii metody reprezentacyjnej wynika, że najważniejszym czynnikiem od którego zależy błąd standardowy wskaźnika jest liczebność zrealizowanej próby. Wynika to z klasycznego wzoru dla oceny błędu losowego SE (w p.proc.) oszacowania frakcji p przy losowaniu prostym na podstawie n elementowej próby prostej, który ma postać:

$$SE = \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} 100$$

W przypadku bardziej złożonych schematów losowania stosowanych w badaniach społecznych m.in. w badaniu EU-SILC powyższy wzór wymaga modyfikacji odpowiednim mnożnikiem, zwanym efektem schematu losowania (w badaniach dwustopniowych najczęściej ten mnożnik jest większy od 1), jednak generalna zależność od wielkości próby nadal jest zachowana).

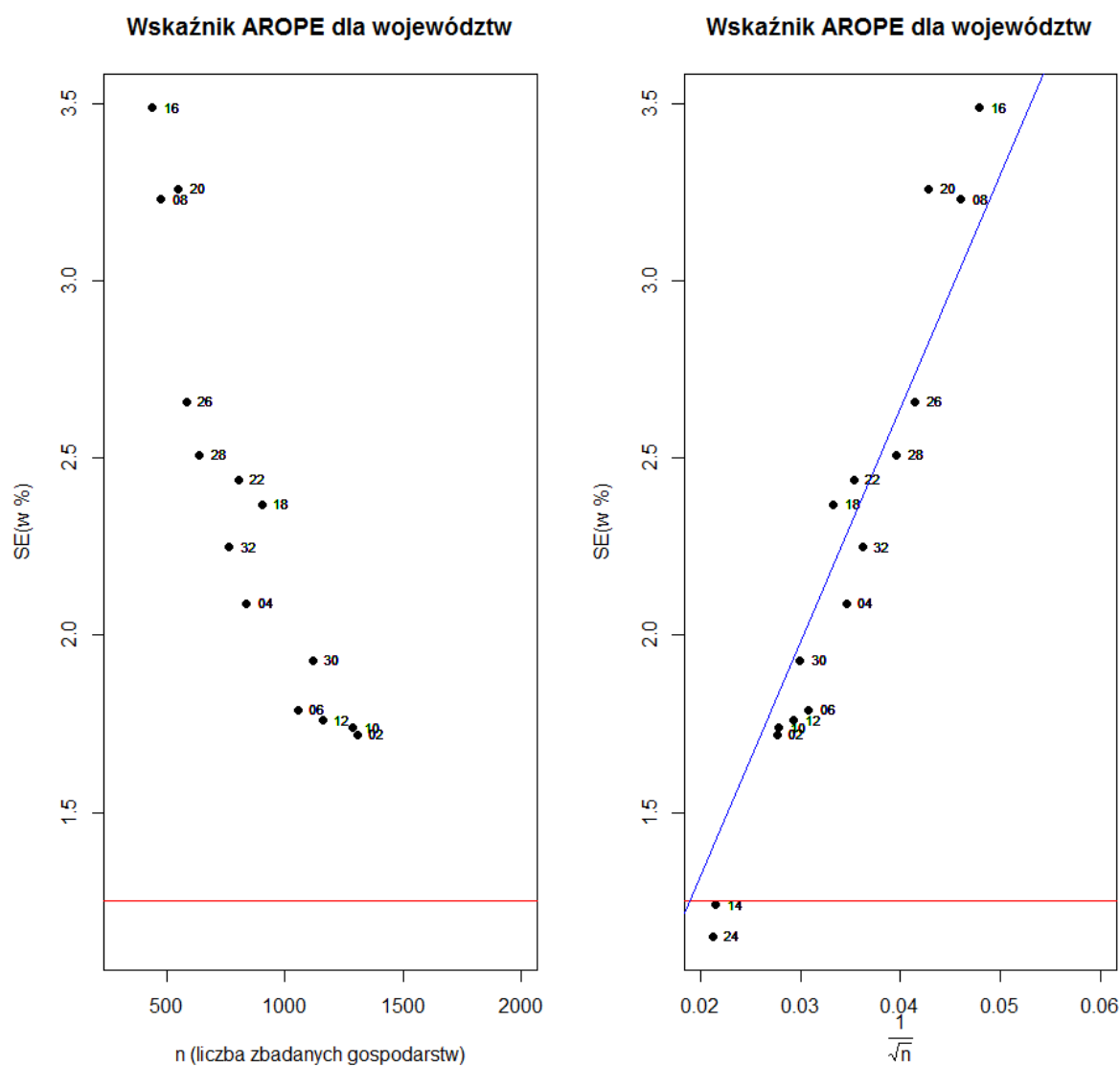
Poniższe wykresy pokazują graficznie podaną ogólną zależność dla kolejnych lat badania oraz najtrudniejszego pod kątem zapewnienia zadanej precyzji wskaźnika AROPE. **Według wytycznych Eurostatu⁵ powinno się dla danych rocznych dla każdego województwa uzyskiwać oceny błędów standardowych SE wskaźnika AROPE na poziomie mniejszym lub równym 1,25** (czyli przedział ufności na poziomie 95% miałby szerokość mniejszą niż 5%).

Oprócz ilustracji graficznych dla danych z każdego roku zbadano jakość dopasowania modeli regresji liniowej tzn. postulowano zależność: $SE = \frac{a}{\sqrt{n}}$, gdzie a jest nieznanym współczynnikiem, n – liczbą gospodarstw zbadanych w danym województwie. Obliczenia wykonano w środowisku systemu R, używając standardowej funkcji lm oraz rlm (wersja regresji odpornej na dane odstające); w obu wersjach uzyskane modele wykazywały bardzo dobrą jakość dopasowania. W oparciu o model wyliczono następnie jak duża powinna być hipotetyczna próba, aby spełnić kryterium Eurostatu.

⁵ Dokument roboczy Eurostatu: *Study on sampling design and estimation of regional poverty indicators (part 2)*, Eurostat-Luxembourg, Doc. LC/107-2/14/EN.

Rok 2005

Wykres 4. Zależność błędu wskaźnika AROPE od liczby zbadanych gospodarstw dla 2005 roku



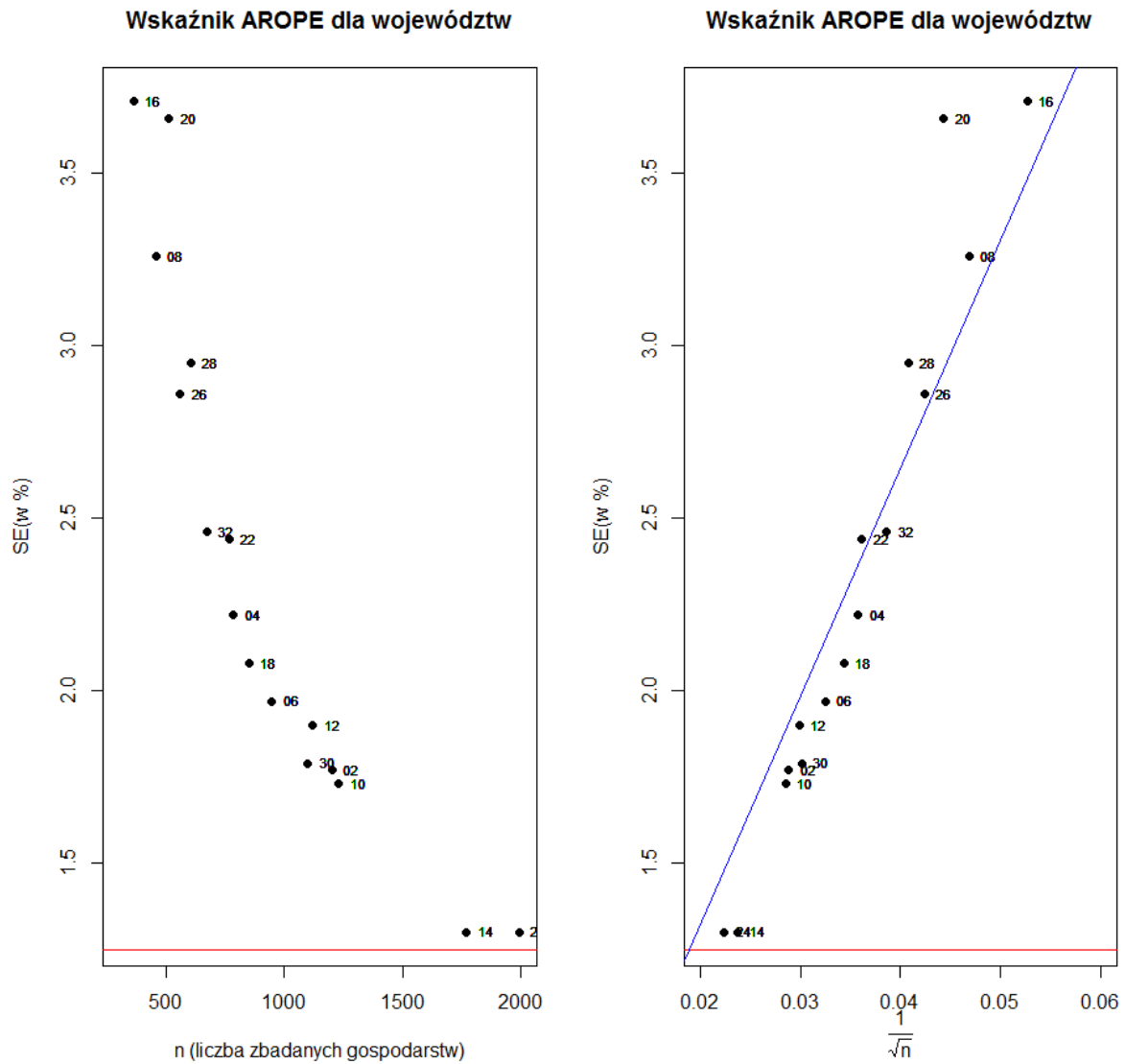
Źródło: opracowanie własne

Minimalna liczba gospodarstw zbadanych konieczna aby $SE \leq 1.25$ wynosi: $2792 \cdot 16 = 44672$.

Faktyczna liczba zbadanych gospodarstw: 16263.

Rok 2006

Wykres 5. Zależność błędu wskaźnika AROPE od liczby zbadanych gospodarstw dla 2006 roku



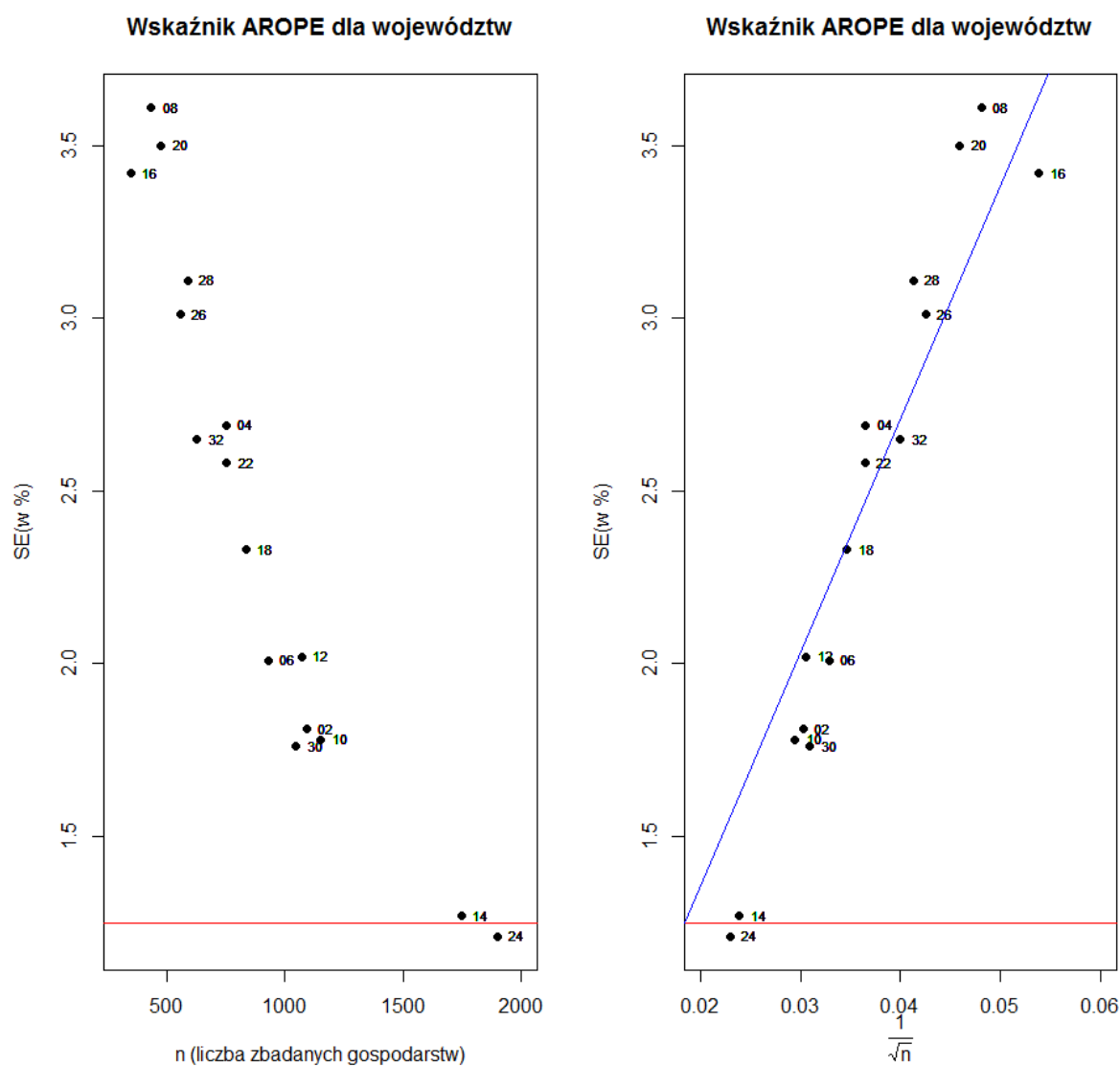
Źródło: opracowanie własne

Minimalna liczba gospodarstw zbadanych konieczna aby $SE \leq 1.25$ wynosi: $2803 \cdot 16 = 44848$.

Faktyczna liczba zbadanych gospodarstw: 14914.

Rok 2007

Wykres 6. Zależność błędu wskaźnika AROPE od liczby zbadanych gospodarstw dla 2007 roku



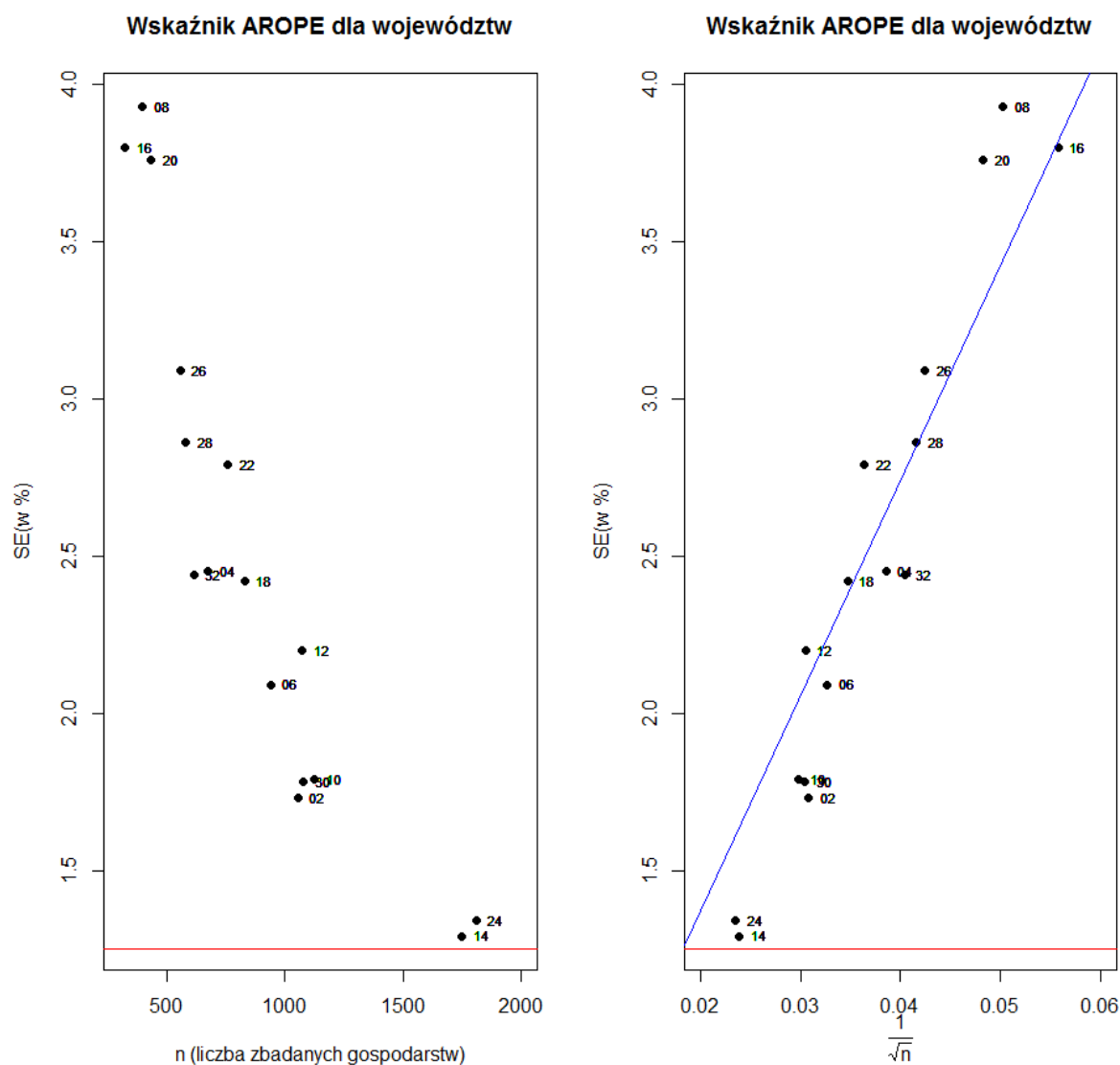
Źródło: opracowanie własne

Minimalna liczba gospodarstw zbadanych konieczna aby $SE \leq 1.25$ wynosi: $2942 \cdot 16 = 47072$.

Faktyczna liczba zbadanych gospodarstw: 14286.

Rok 2008

Wykres 7. Zależność błędu wskaźnika AROPE od liczby zbadanych gospodarstw dla 2008 roku



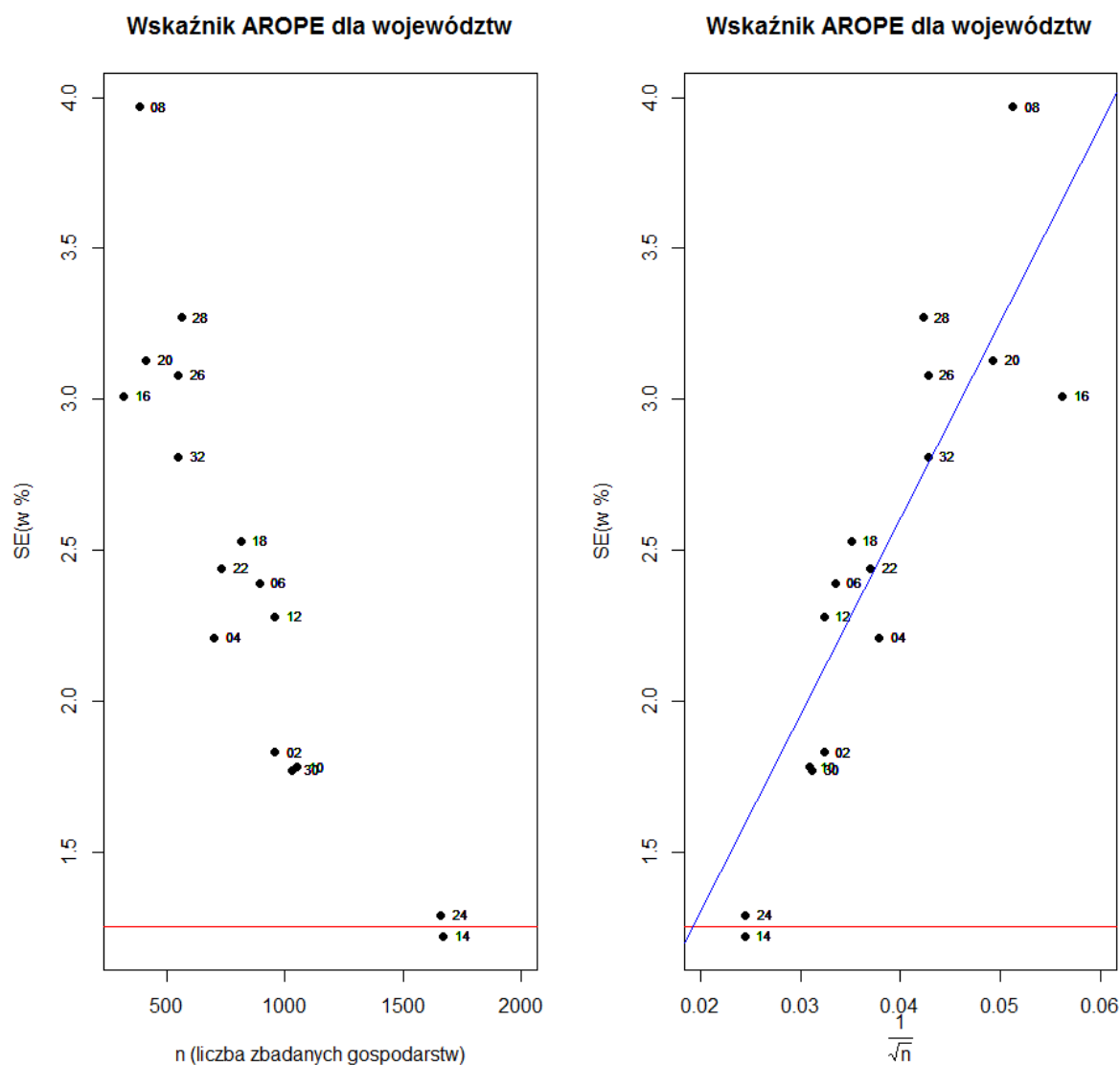
Źródło: opracowanie własne

Minimalna liczba gospodarstw zbadanych konieczna aby $SE \leq 1.25$ wynosi: $3007 \cdot 16 = 48112$.

Faktyczna liczba zbadanych gospodarstw: 13984.

Rok 2009

Wykres 8. Zależność błędu wskaźnika AROPE od liczby zbadanych gospodarstw dla 2009 roku



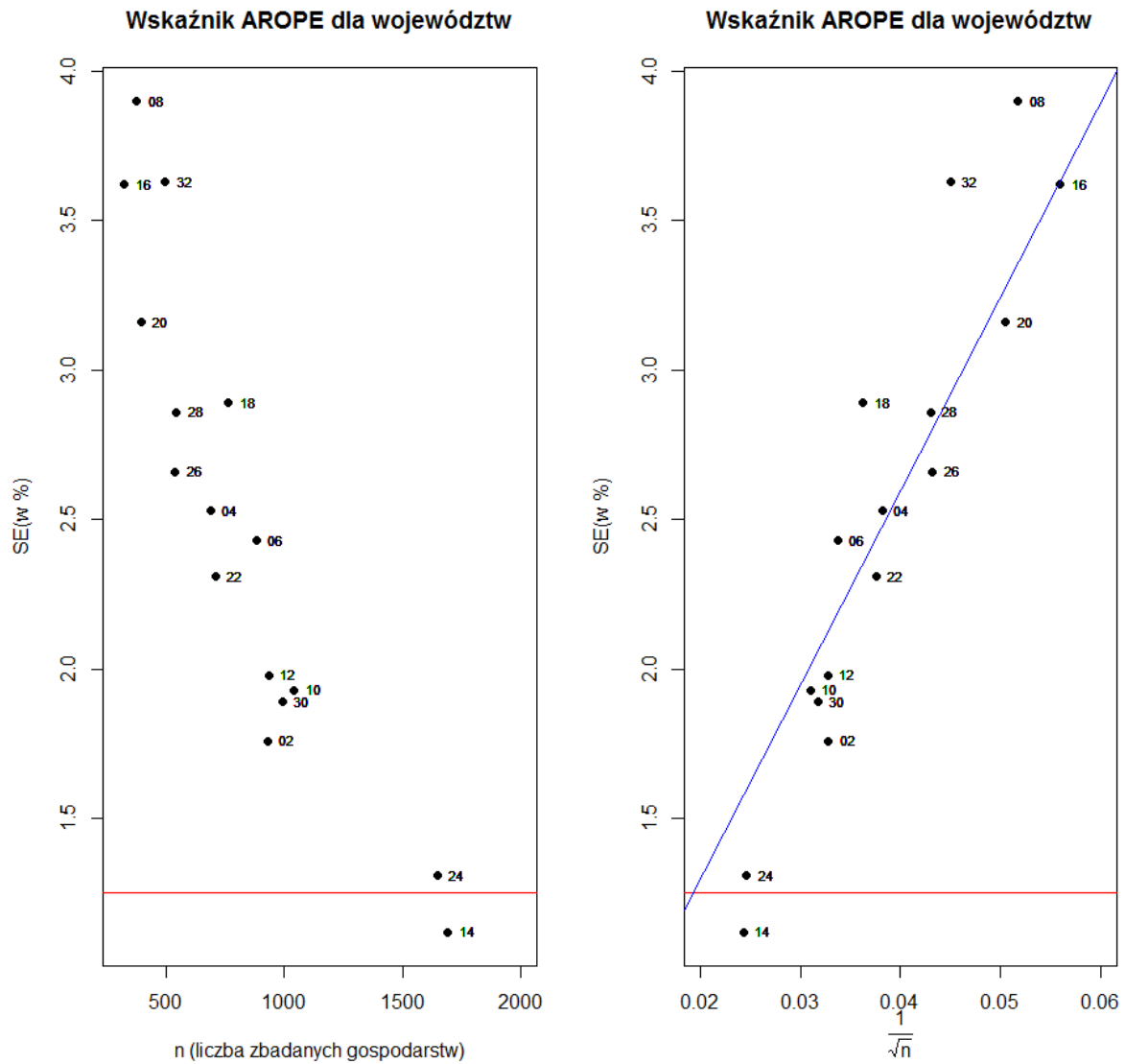
Źródło: opracowanie własne

Minimalna liczba gospodarstw zbadanych konieczna aby $SE \leq 1.25$ wynosi: $2720 \cdot 16 = 43520$.

Faktyczna liczba zbadanych gospodarstw: 13224.

Rok 2010

Wykres 4. Zależność błędu wskaźnika AROPE od liczby zbadanych gospodarstw dla 2010 roku



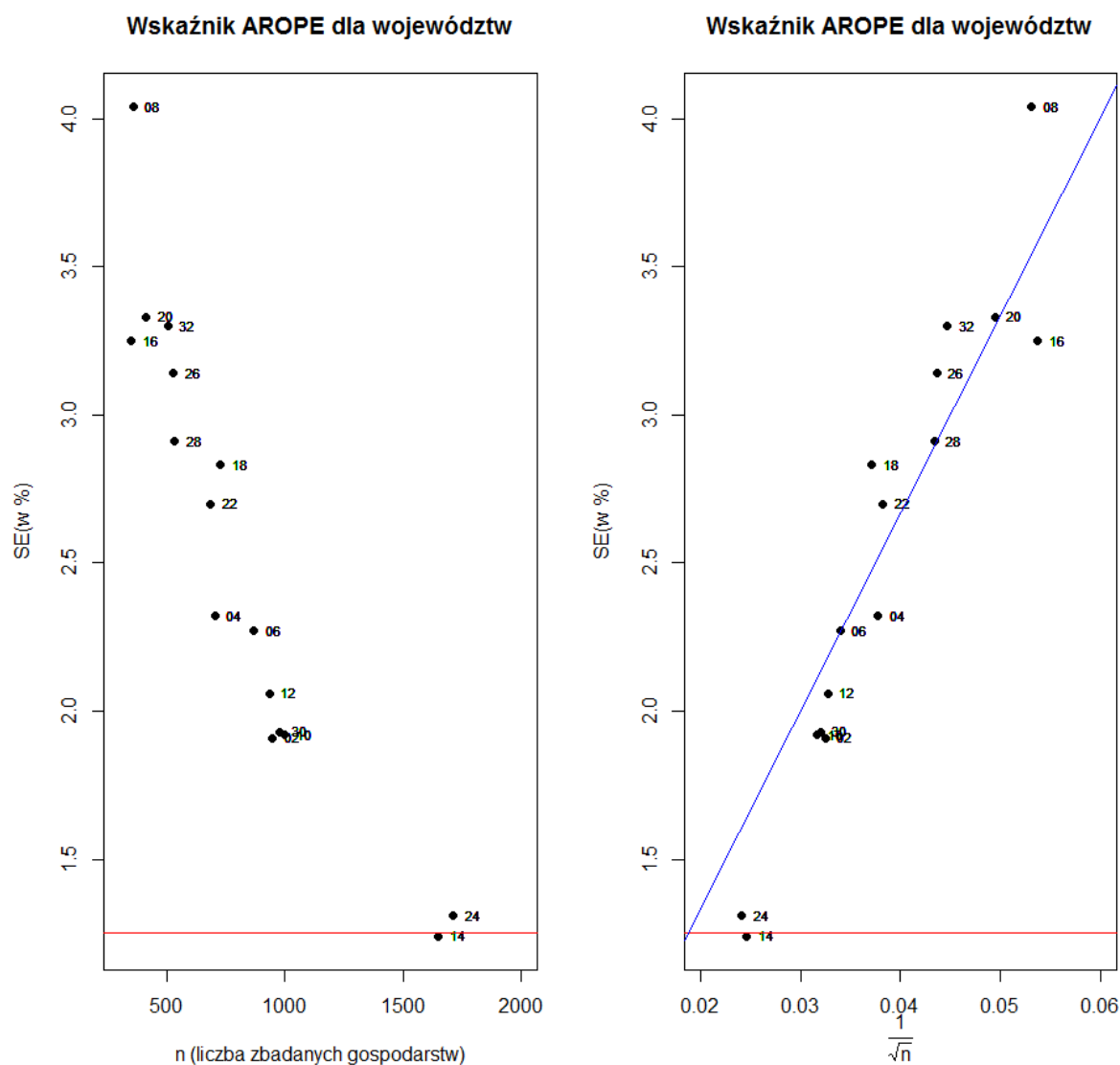
Źródło: opracowanie własne

Minimalna liczba gospodarstw zbadanych konieczna aby $SE \leq 1.25$ wynosi: $2696 \cdot 16 = 43136$.

Faktyczna liczba zbadanych gospodarstw: 12930.

Rok 2011

Wykres 10. Zależność błędu wskaźnika AROPE od liczby zbadanych gospodarstw dla 2011 roku



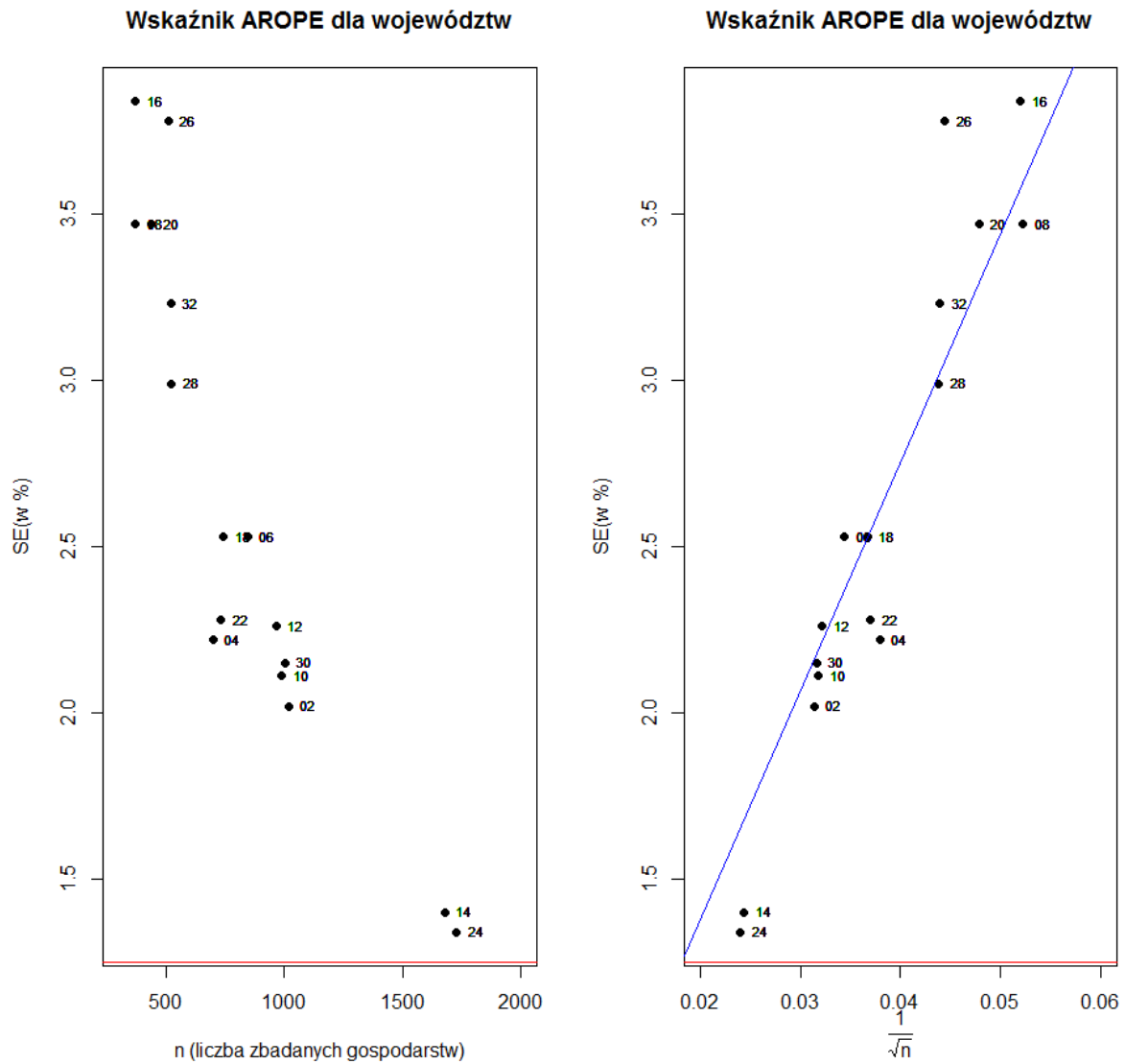
Źródło: opracowanie własne

Minimalna liczba gospodarstw zbadanych konieczna aby $SE \leq 1.25$ wynosi: $2853 \cdot 16 = 45648$.

Faktyczna liczba zbadanych gospodarstw: 12871.

Rok 2012

Wykres 5. Zależność błędu wskaźnika AROPE od liczby zbadanych gospodarstw dla 2012 roku



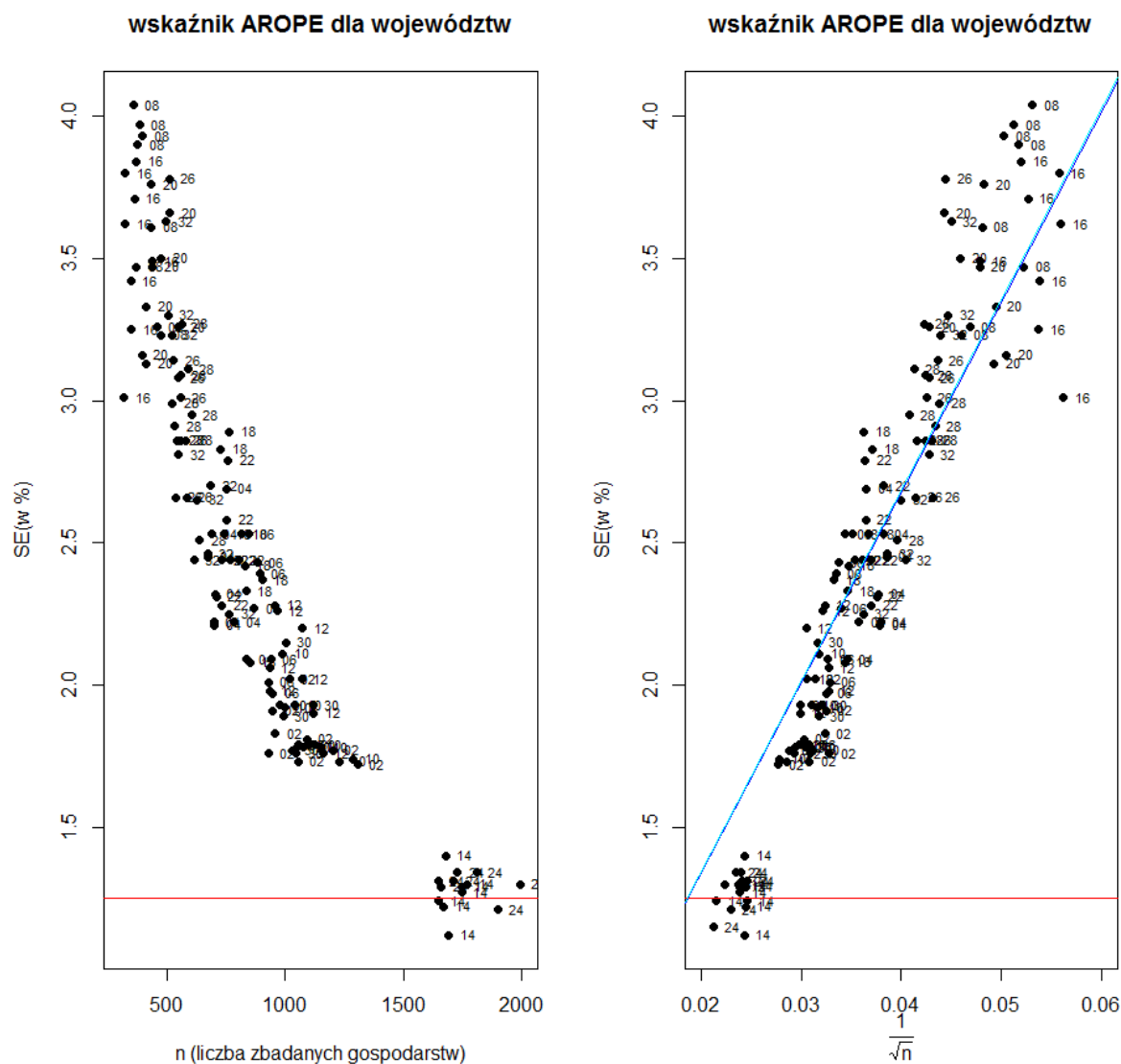
Źródło: opracowanie własne

Minimalna liczba gospodarstw zbadanych konieczna aby $SE \leq 1.25$ wynosi: $3037 \cdot 16 = 48592$.

Faktyczna liczba zbadanych gospodarstw: 13116.

Lata 2005-2012 (dane połączone)

Wykres 6. Zależność błędu wskaźnika AROPE od liczby zbadanych gospodarstw dla lat 2005-2012



Źródło: opracowanie własne

Dla modelu na danych połączonych minimalna liczba gospodarstw zbadanych konieczna aby $SE \leq 1.25$ wynosi: $2866 \cdot 16 = 45856$.

W dalszych analizach przyjęto jako wzorcowe modele wyznaczone na danych połączonych, które miały postać (wydruk z programu R):

Model liniowy:

Call:

```
lm(formula = frm1, data = dd)
```

Residuals:

```
Min      1Q  Median      3Q      Max
-0.7629 -0.2297 -0.1057  0.1432  0.7967
```

Coefficients:

```
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
l(1/sqrt(n_gosp)) 67.1738   0.6524   103 <2e-16 ***
```

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.2794 on 127 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.9882, Adjusted R-squared: 0.9881

F-statistic: 1.06e+04 on 1 and 127 DF, p-value: < 2.2e-16

Odporny model liniowy:

Call: rlm(formula = frm1, data = dd, maxit = 100)

Residuals:

```
Min      1Q  Median      3Q      Max
-0.74869 -0.21888 -0.09781  0.15175  0.80791
```

Coefficients:

```
              Value Std. Error t value
l(1/sqrt(n_gosp)) 66.9216   0.6591  101.5279
```

Residual standard error: 0.3081 on 127 degrees of freedom

Na podstawie powyższych obliczeń do dalszych szczegółowych analiz przyjęto model postaci: $SE = \frac{67}{\sqrt{n}}$, który daje liczbę gospodarstw koniecznych do zbadania w każdym województwie, aby nie przekroczyć zadanego progu błędów. W praktyce przyjęto do dalszych rozważań oprócz progu 1,25 dwa mniej restrykcyjne poziomy tzn. 1,50 oraz 1,75, co daje (po zaokrągleniu do pełnych setek) następujące warianty:

Tabela 10. Zestawienie progu błędu standardowego i liczebności próby

SE(%)	<i>n</i>
1,25	2900
1,50	2000
1,75	1500

Źródło: opracowanie własne

W celu ilustracji zamieszczono poniżej wykresy dla danych połączonych i pozostałych wskaźników, które potwierdzają, że osiągnięcie podobnego poziomu błędów jest łatwiejsze niż w przypadku wskaźnika AROPE.

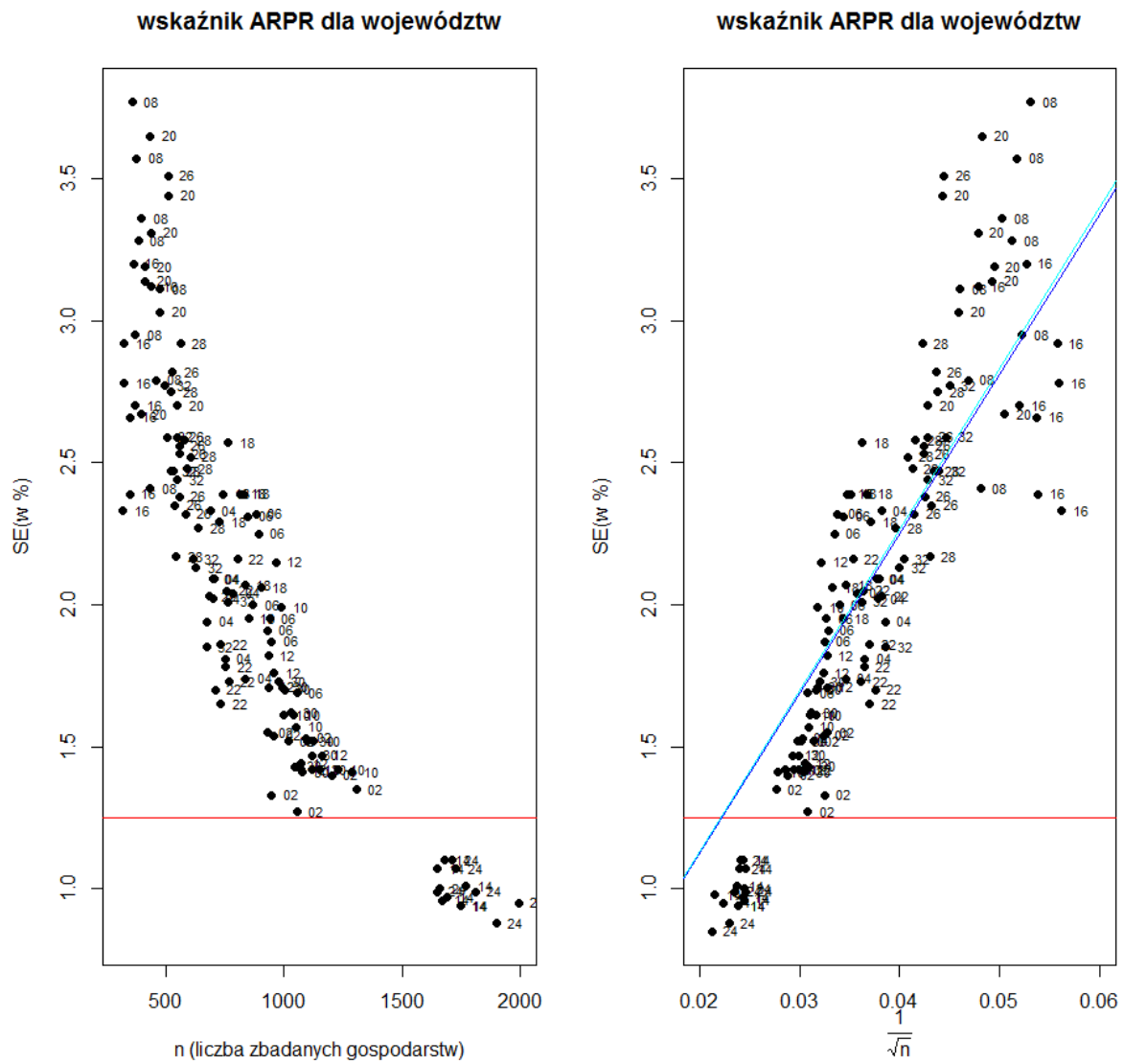
Wyprowadzona powyżej modelowa zależność błędu oceny od liczebności zrealizowanej próby w danym województwie stanowiła podstawę do przygotowania dodatkowego zestawienia zawierającego informacje o przewidywanej precyzji wskaźników po zwiększeniu i zmianie alokacji próby. Przyjęto, że docelowo w każdym z województw będzie zbadane 2900 gospodarstw, co zapewni poziom błędów wskaźnika AROPE (a tym bardziej pozostałych wskaźników) poniżej 1,25 p.proc. Zbadanie założonej liczby gospodarstw w każdym województwie nie gwarantuje uzyskania podobnej precyzji ocen dla szczegółowych przekrojów w ramach województw. O precyzji wyników dla konkretnych kategorii w ramach województwa decyduje przede wszystkim wielkość zrealizowanej próby, która jest proporcjonalna do liczby zbadanych gospodarstw w danym województwie. Zatem można założyć, że po zwiększeniu tej liczby z wartości n do 2900 gospodarstw uzyskamy średnio poprawę rzędu $\sqrt{2900/n}$.

Uwzględniając dane dla szczegółowych przekrojów z lat 2008-2012 przygotowano na podstawie takich założeń zestawienie zapisane w pliku **SILC_SE_zmiany.xls**. W arkuszu dla danego wskaźnika i poziomu grupowania podano zbiorcze statystyki dla błędów SE (w procentach) tzn. wartość minimalną, średnią, medianę, wartość maksymalną – przed oraz po zmianie wielkości próby. Dane liczbowe pokazują, że w stosunku do sytuacji obecnej można się spodziewać średnio około 2-krotnego zmniejszenia błędów.

Należy zwrócić uwagę, że problemu uzyskania „wiarygodnych szacunków” dla szczegółowych przekrojów nie da się rozwiązać wyłącznie za pomocą narzuconego ograniczenia na błędy wskaźników. Użytkownicy wyników badania powinni rozpatrywać w sposób łączny oceny danego wskaźnika razem z ich błędami, najlepiej za pomocą konstruowania przedziałów ufności. Pozwala to na analizowanie istotności różnic wyników zarówno w kolejnych latach, jak również pomiędzy województwami czy też poszczególnymi kategoriami danego przekroju. W przypadku bliskich wartości ocen wskaźników nawet bardzo mały poziom ich błędów nie daje możliwości stwierdzenia istotnej różnicy.

Lata 2005-2012

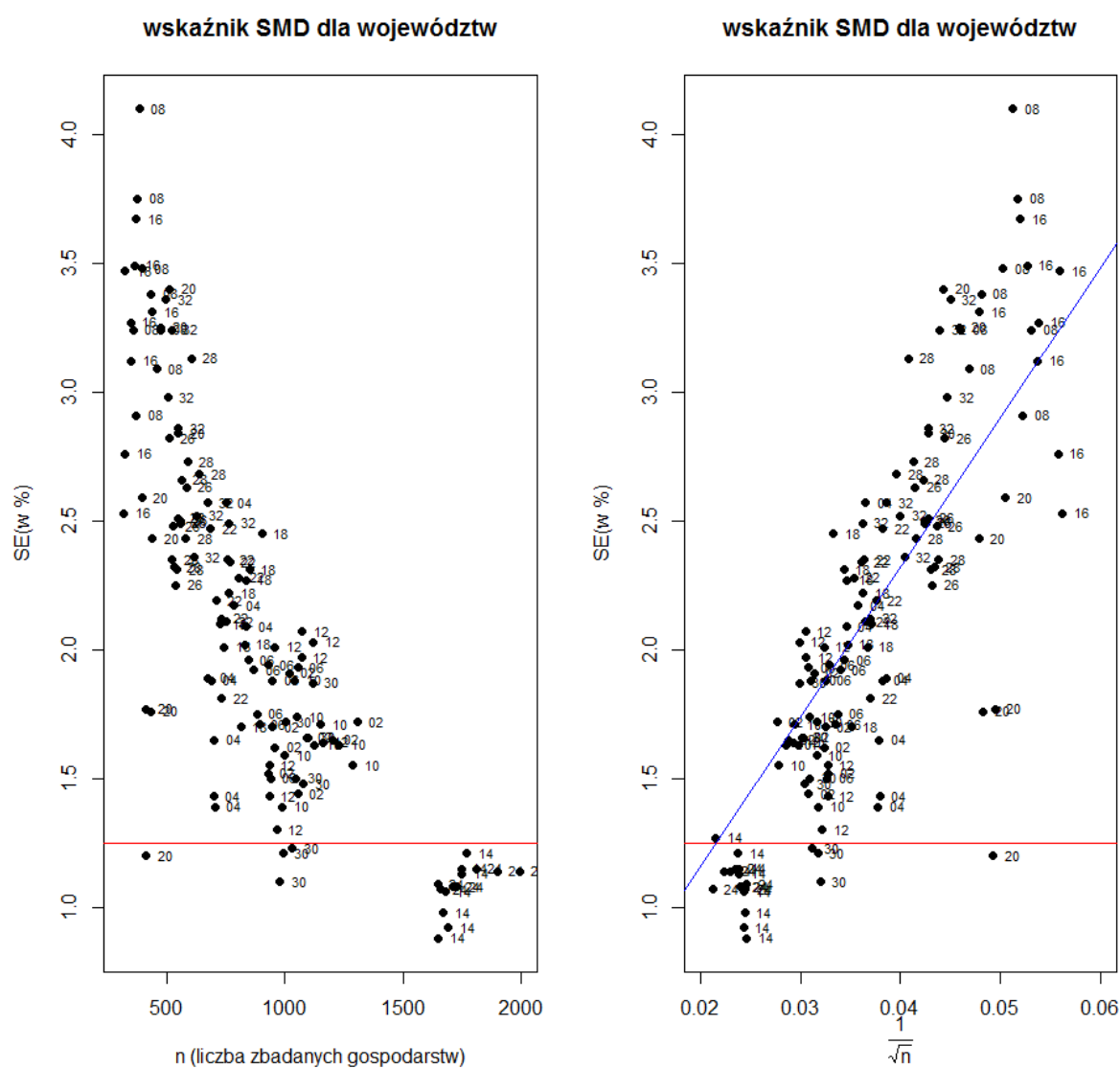
Wykres 7. Zależność błędu wskaźnika ARPR od liczby zbadanych gospodarstw dla lat 2005-2012



Źródło: opracowanie własne

Lata 2005-2012

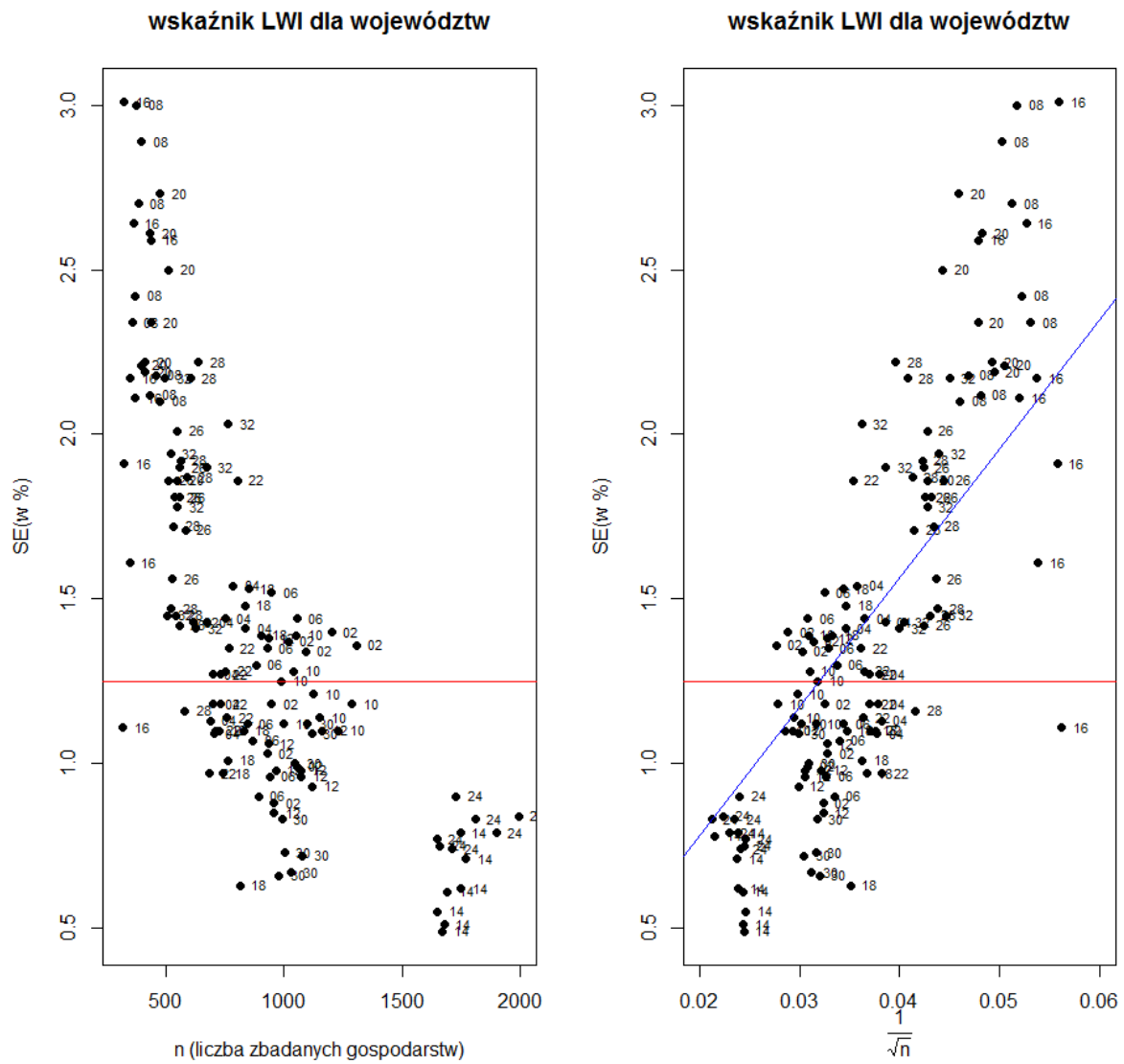
Wykres 8. Zależność błędu wskaźnika SMD od liczby zbadanych gospodarstw dla lat 2005-2012



Źródło: opracowanie własne

Lata 2005-2012

Wykres 9. Zależność błędu wskaźnika LWI od liczby zbadanych gospodarstw dla lat 2005-2012



Źródło: opracowanie własne

1.7. Analiza rozkładu błędów dla szczegółowych przekrojów w ramach województw

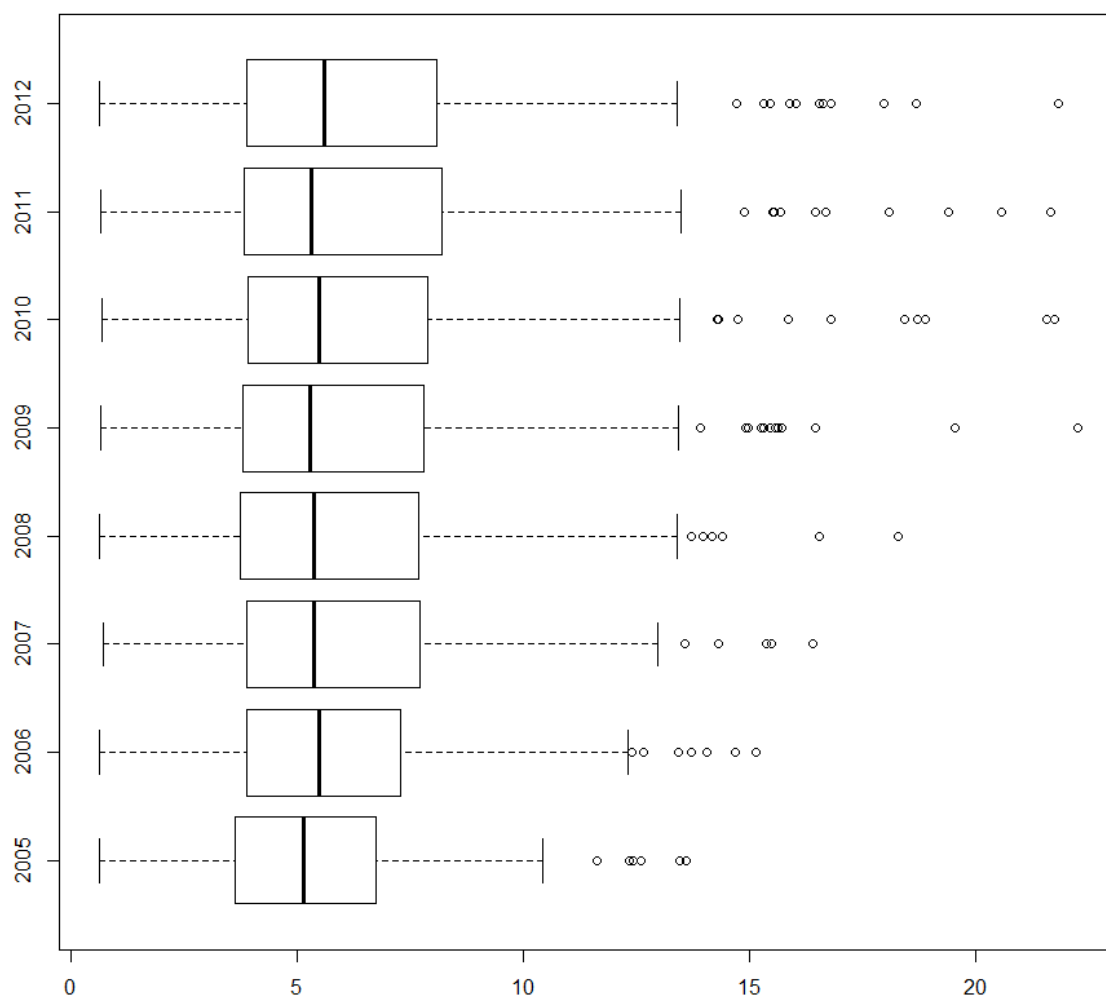
W dalszych analizach uwzględniano bardziej szczegółowe przekroje w województwach. Ograniczono się do wskaźnika AROPE, gdyż jak pokazały analizy dla województw jest to wskaźnik dla którego błędy są zwykle największe. Za wyjątkiem wykresów skrzynkowych ograniczono się do prezentacji danych dla lat 2008-2012; poprawia to czytelność prezentacji oraz pozwala na wyeliminowanie pewnego efektu związanego z „okresem początkowym” w badaniu – dopiero od 2008 roku w próbie występują 4 „podpróby panelowe” badane odpowiednio: 1 raz, 2 raz z kolei, 3 raz z kolei oraz 4 raz; lata 2008-2012 charakteryzują się bardzo podobnym wzorcem rozkładu, wykresy skrzynkowe wskazują na osiągnięcie pewnej „stabilizacji” (co wynika też z podobnych liczebności prób realizowanych w tych latach).

Dla każdego z sześciu rozważanych przekrojów zamieszczono kilka rodzajów wykresów:

- Wykresy skrzynkowe dające obraz rozkładu błędów standardowych w kolejnych latach;
- Wykresy gęstości, które pokazują szczegółowo jak wyniki koncentrują się wokół wartości średnich;
- Wykresy punktowe ilustrujące rozkłady błędów standardowych dla województw oraz w ramach kategorii danego przekroju; tego typu wykresy pokazują również jaki wpływ na precyzję ocen wskaźnika AROPE ma zróżnicowana liczebność próby w województwach.

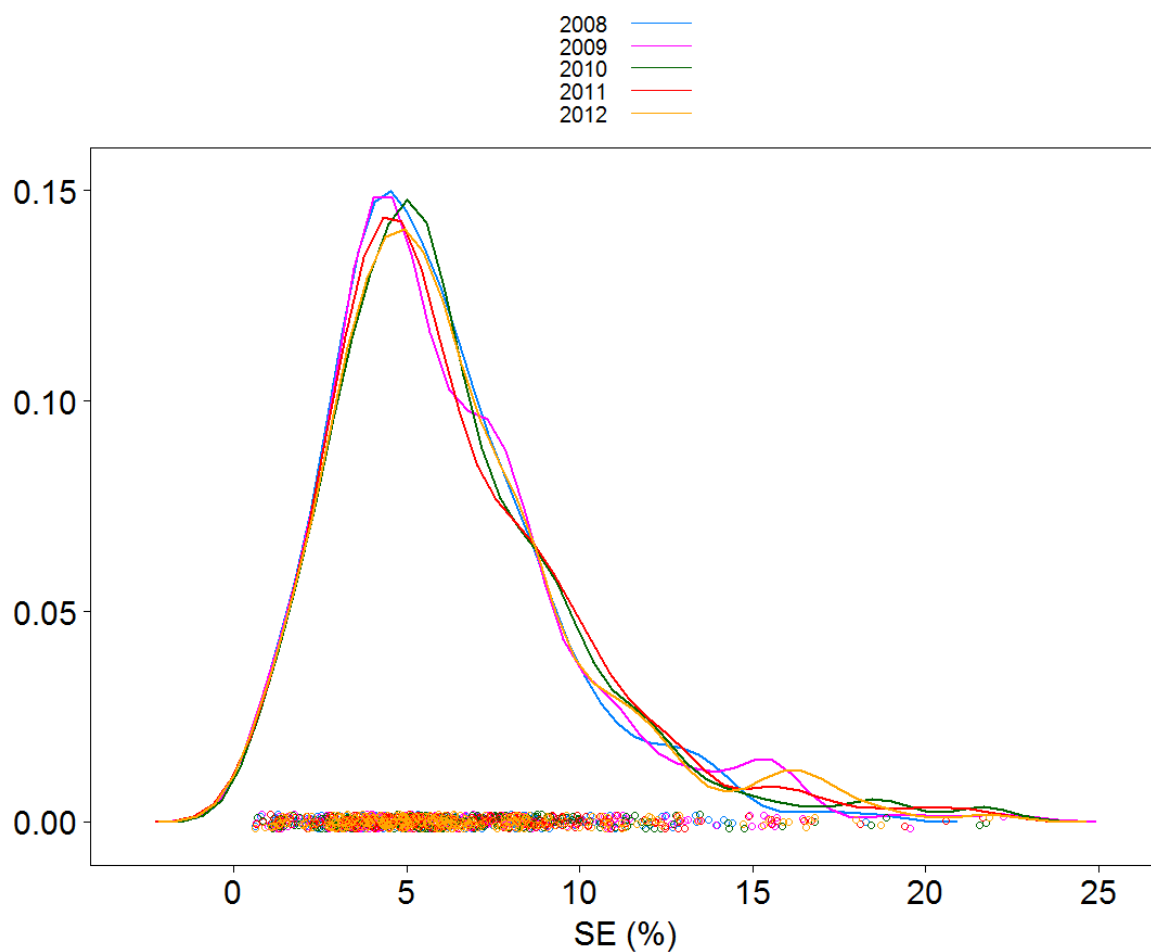
1.8. Analiza rozkładu błędów dla wskaźnika AROPE i grupowania wg typu gospodarstwa

Wykres 10. AROPE wg typu gospodarstwa: wykresy skrzynkowe dla rozkładu błędów standardowych w latach 2005-2012



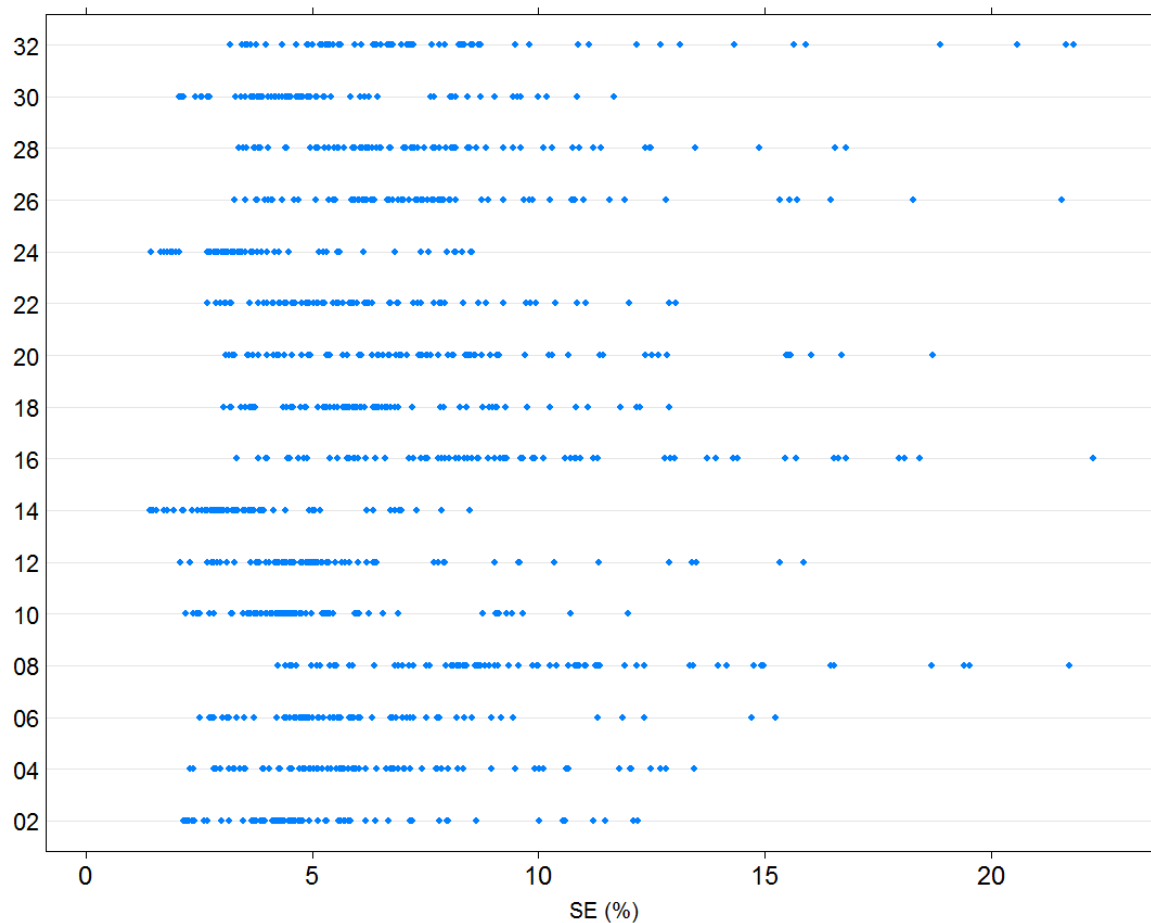
Źródło: opracowanie własne

Wykres 11. AROPE wg typu gospodarstwa: gęstości rozkładu błędów standardowych w latach 2008-2012



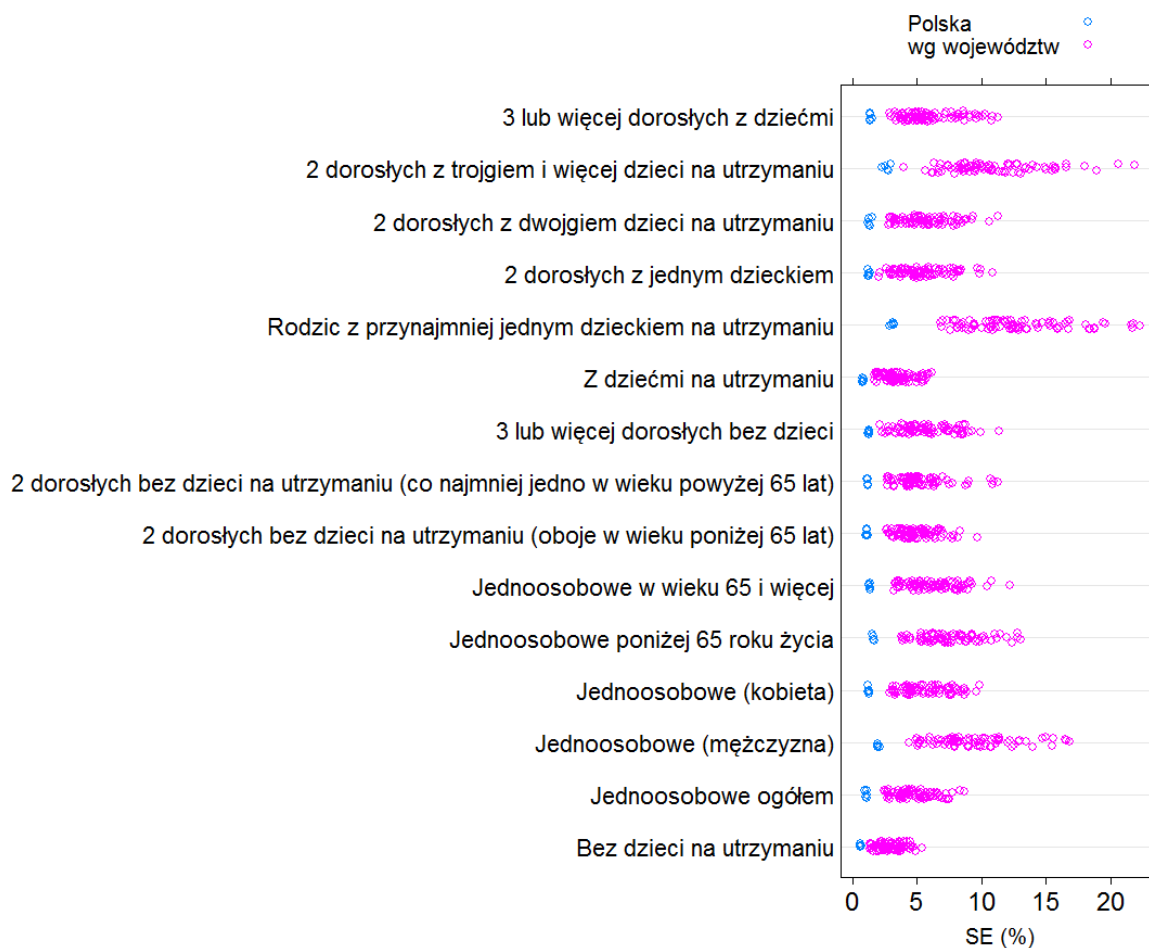
Źródło: opracowanie własne

Wykres 12. AROPE wg typu gospodarstwa: wykresy punktowe rozkładu błędów standardowych w latach 2008-2012 wg województw



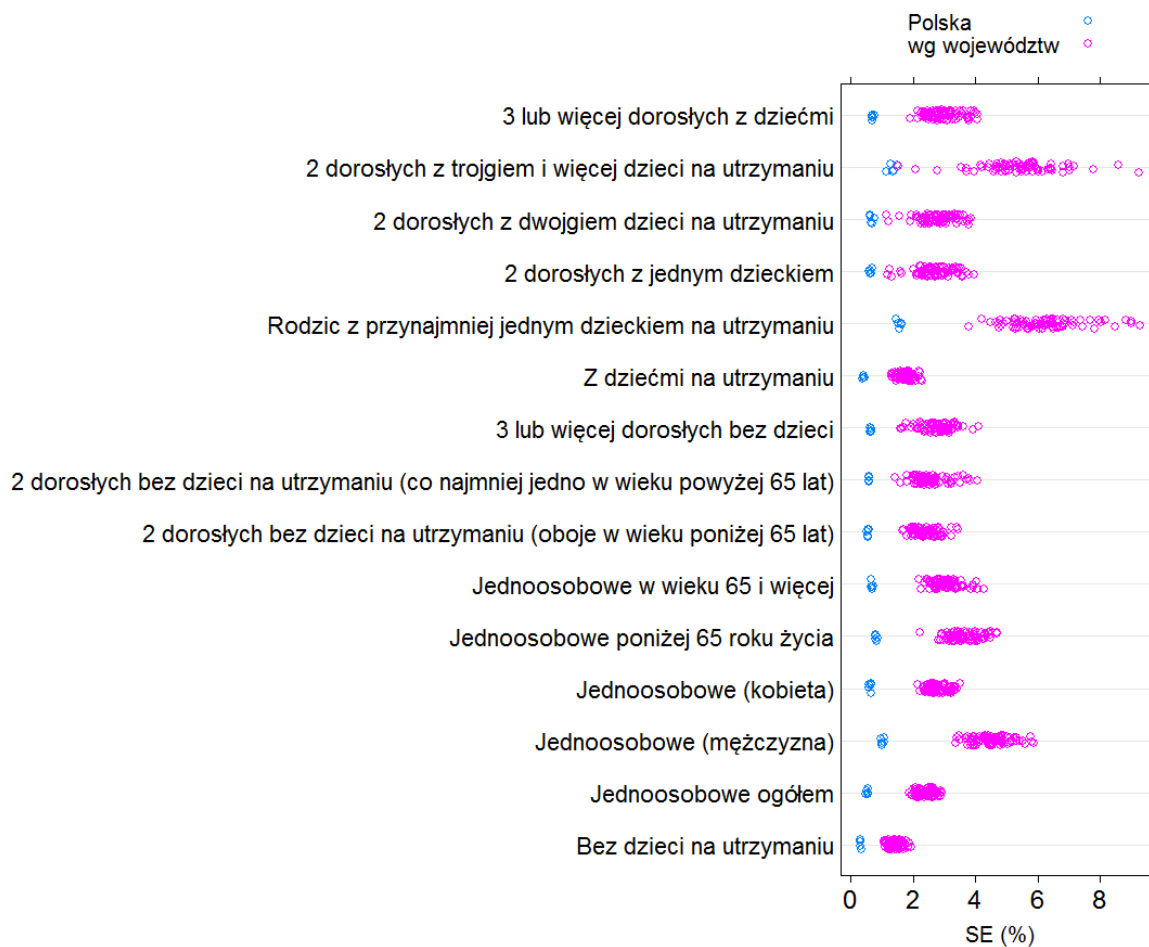
Źródło: opracowanie własne

Wykres 13. AROPE wg typu gospodarstwa: rozkłady błędów standardowych w latach 2008-2012; z dodatkowym podziałem na Polska ogółem oraz wg województw



Źródło: opracowanie własne

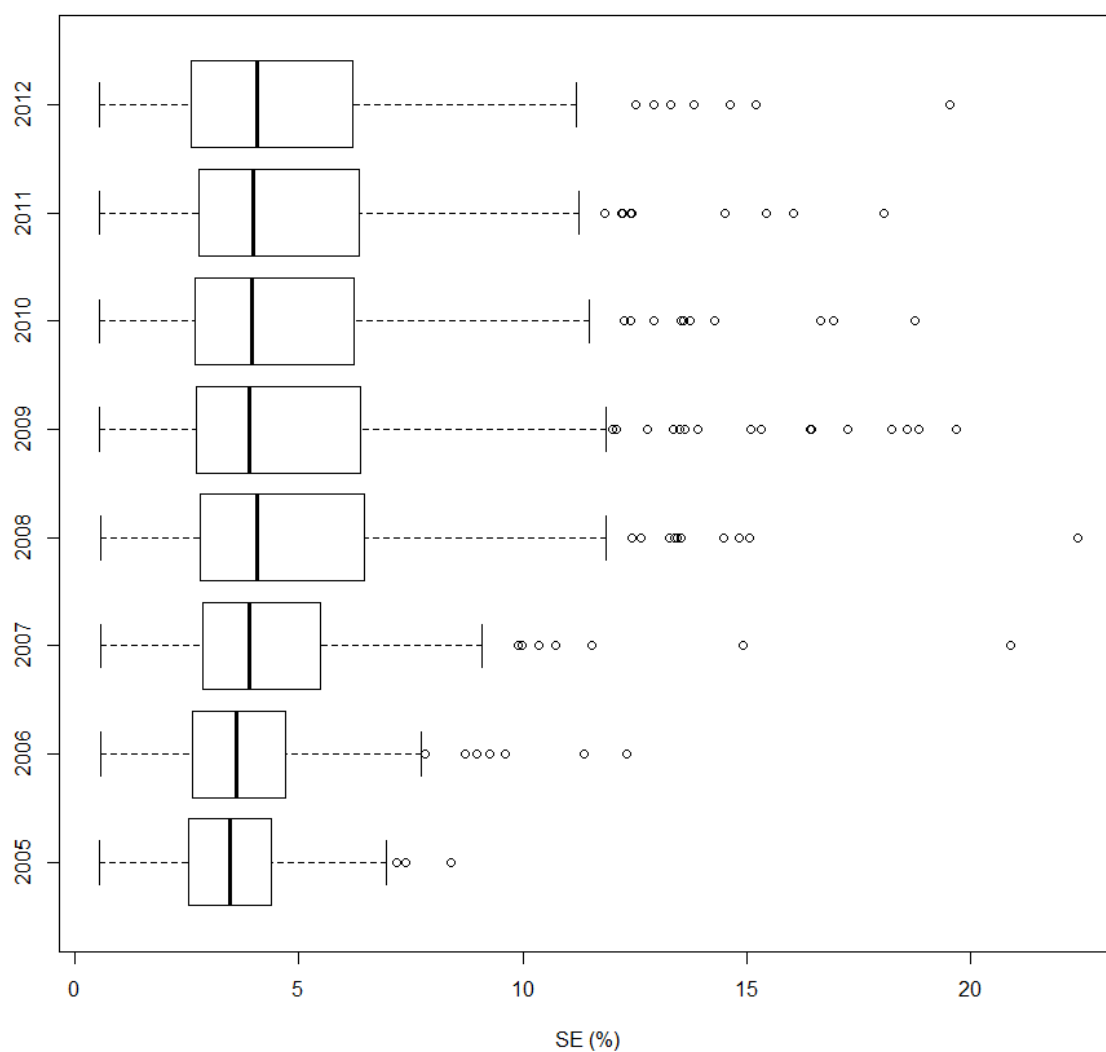
Wykres 14. AROPE wg typu gospodarstwa: rozkłady błędów standardowych w latach 2008-2012; z dodatkowym podziałem na Polska ogółem oraz wg województw; po uwzględnieniu hipotetycznego zwiększenia próby



Źródło: opracowanie własne

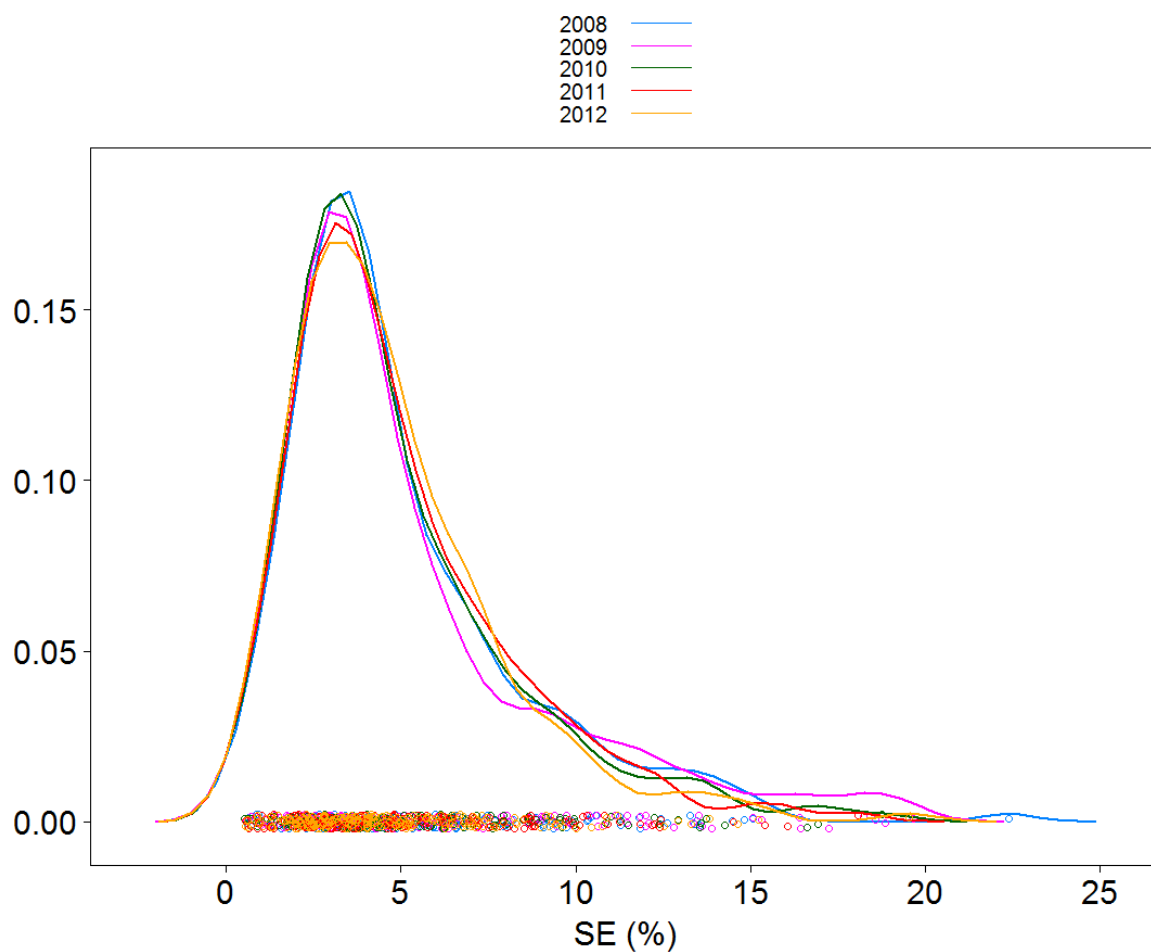
1.9. Analiza rozkładu błędów dla wskaźnika AROPE i grupowania wg statusu zatrudnienia

Wykres 21. AROPE wg statusu zatrudnienia: wykresy skrzynkowe dla rozkładu błędów standardowych w latach 2005-2012



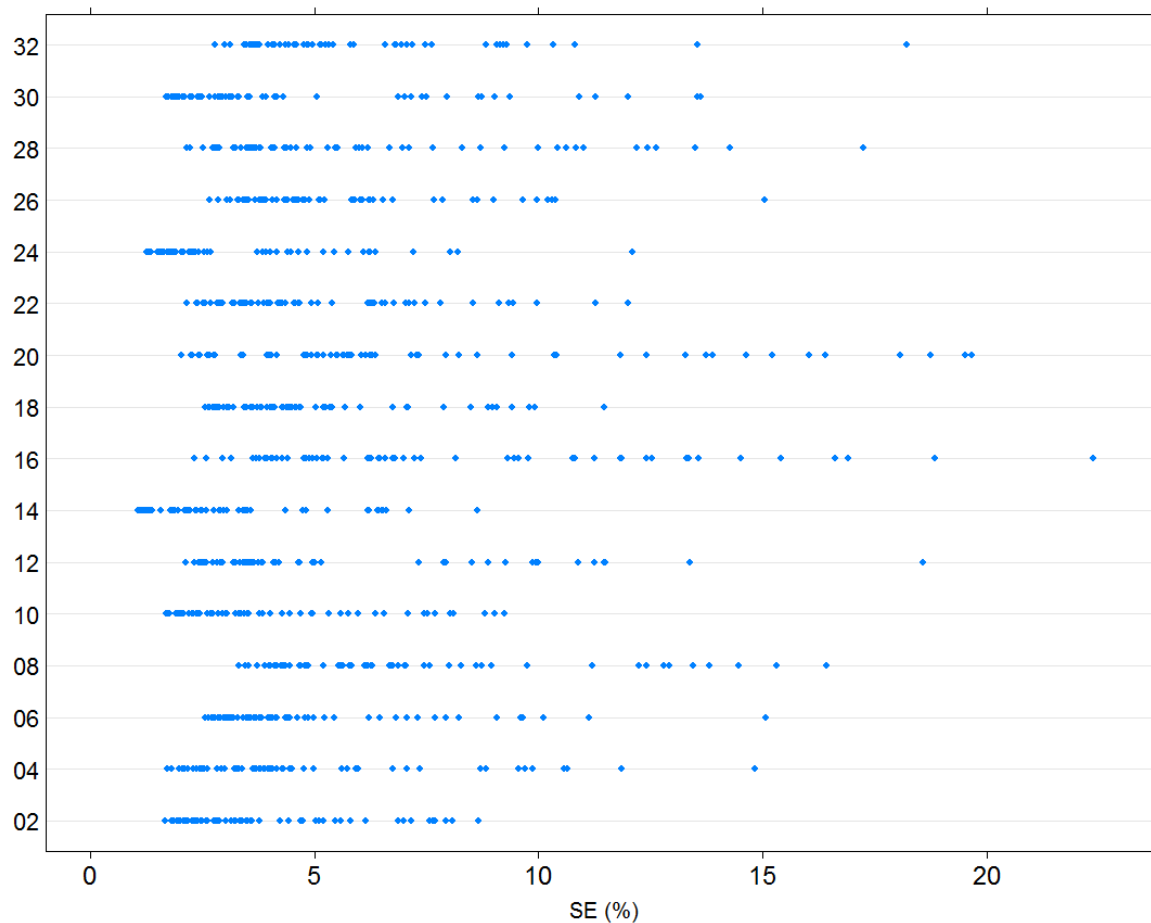
Źródło: opracowanie własne

Wykres 15. AROPE wg statusu zatrudnienia: gęstości rozkładu błędów standardowych w latach 2008-2012



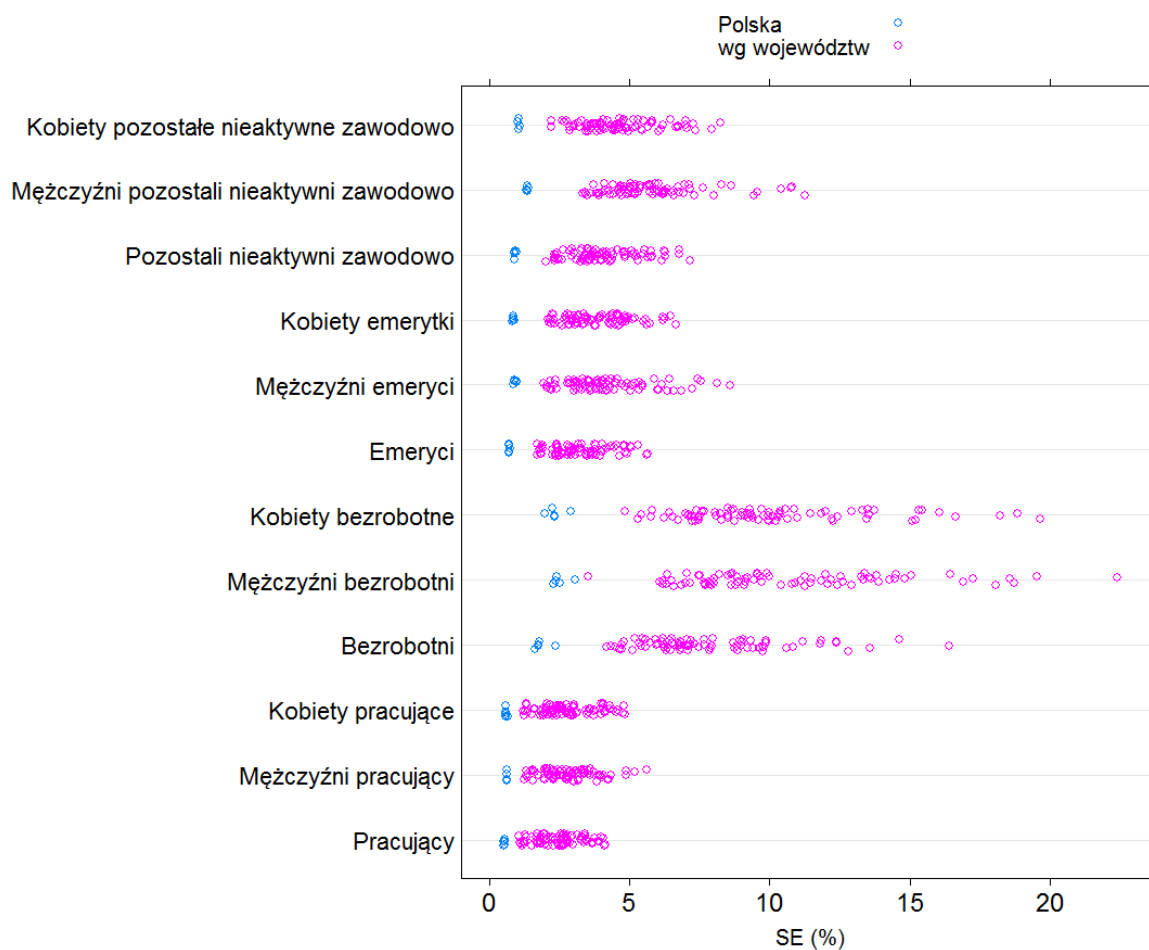
Źródło: opracowanie własne

Wykres 16. AROPE wg statusu zatrudnienia: wykresy punktowe rozkładu błędów standardowych w latach 2008-2012 wg województw



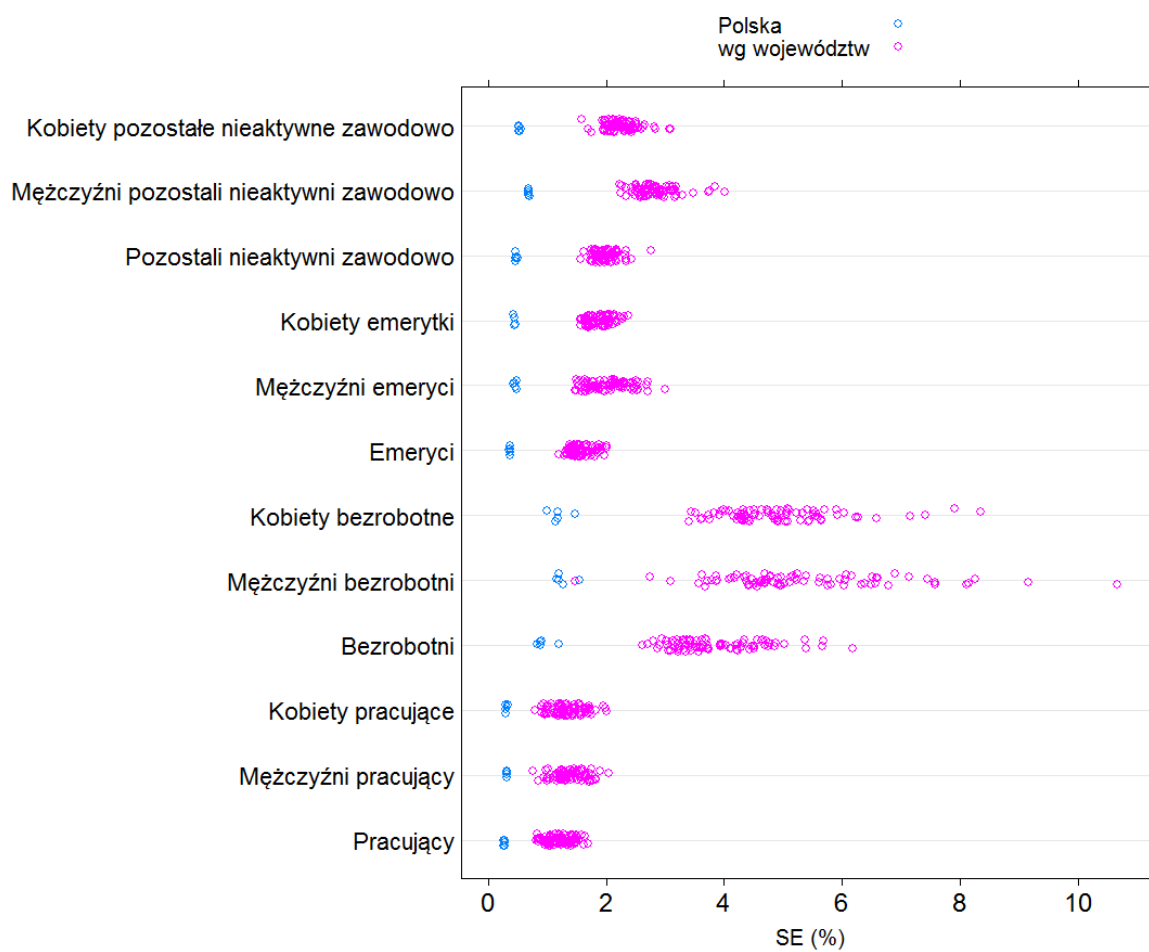
Źródło: opracowanie własne

Wykres 17. AROPE wg statusu zatrudnienia: rozkłady błędów standardowych w latach 2008-2012; z dodatkowym podziałem na Polska ogółem oraz wg województw



Źródło: opracowanie własne

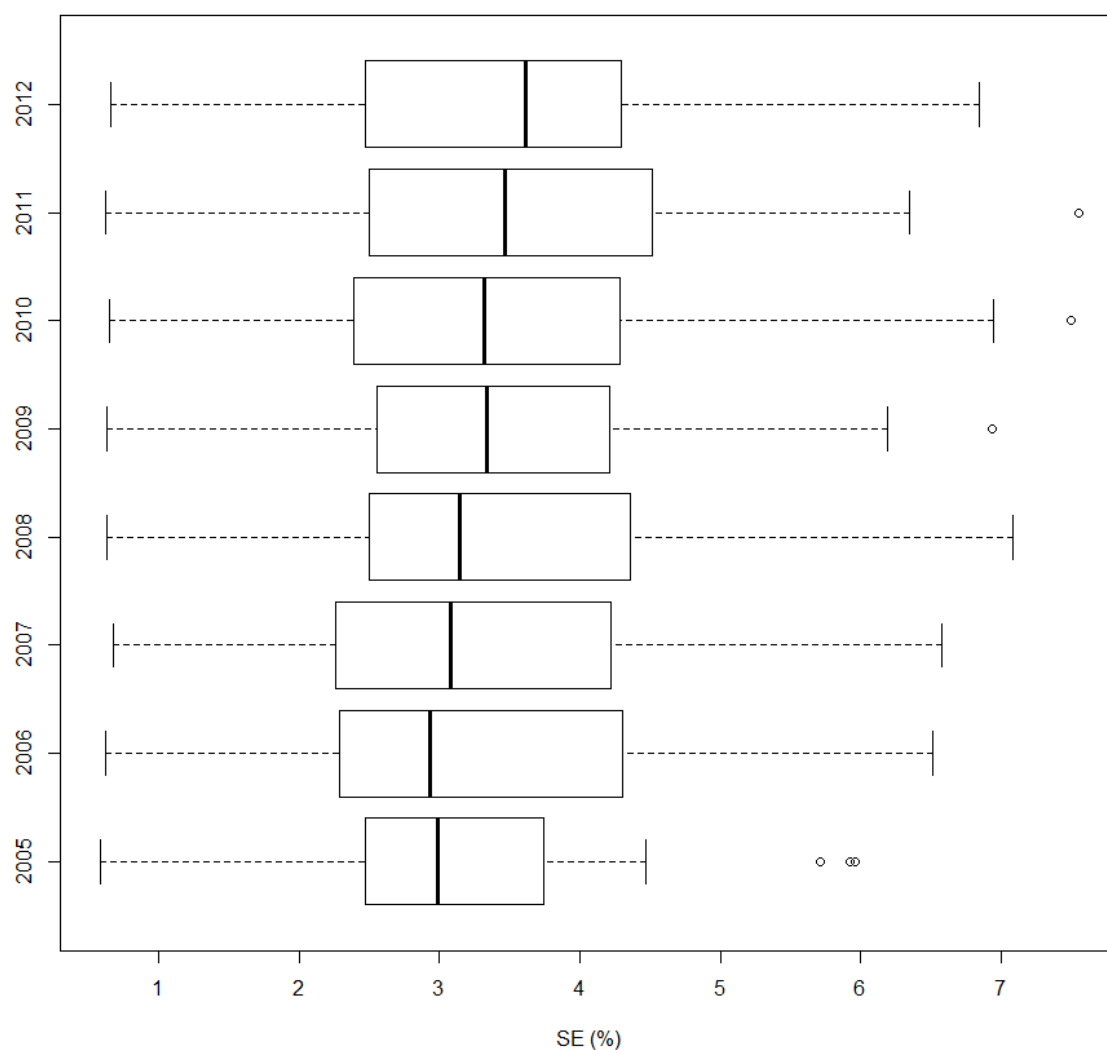
Wykres 18. AROPE wg statusu zatrudnienia: rozkłady błędów standardowych w latach 2008-2012; z dodatkowym podziałem na Polska ogółem oraz wg województw; po uwzględnieniu hipotetycznego zwiększenia próby



Źródło: opracowanie własne

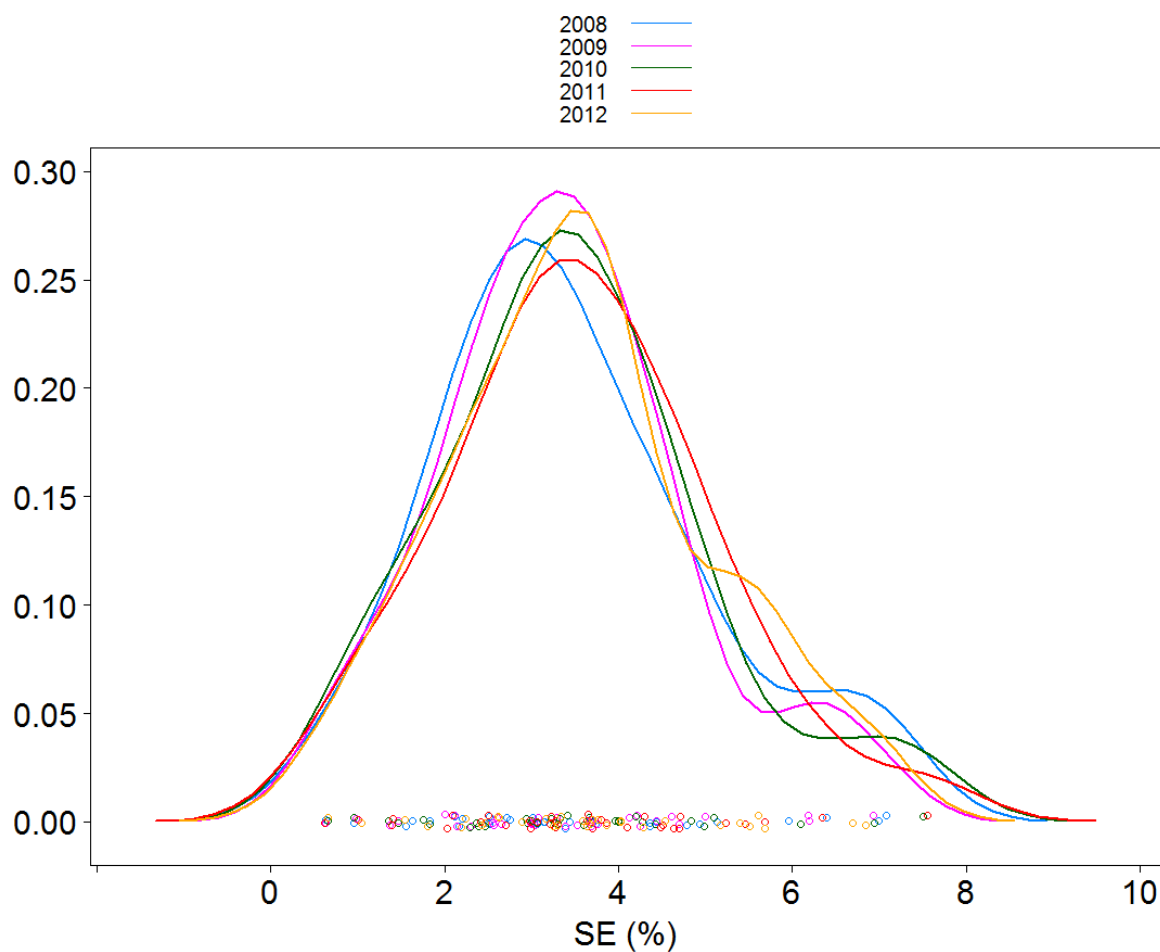
1.10. Analiza rozkładu błędów dla wskaźnika AROPE i grupowania wg podziału miasto/wieś

Wykres 19. AROPE wg podziału miasto/wieś: wykresy skrzynkowe dla rozkładu błędów standardowych w latach 2005-2012



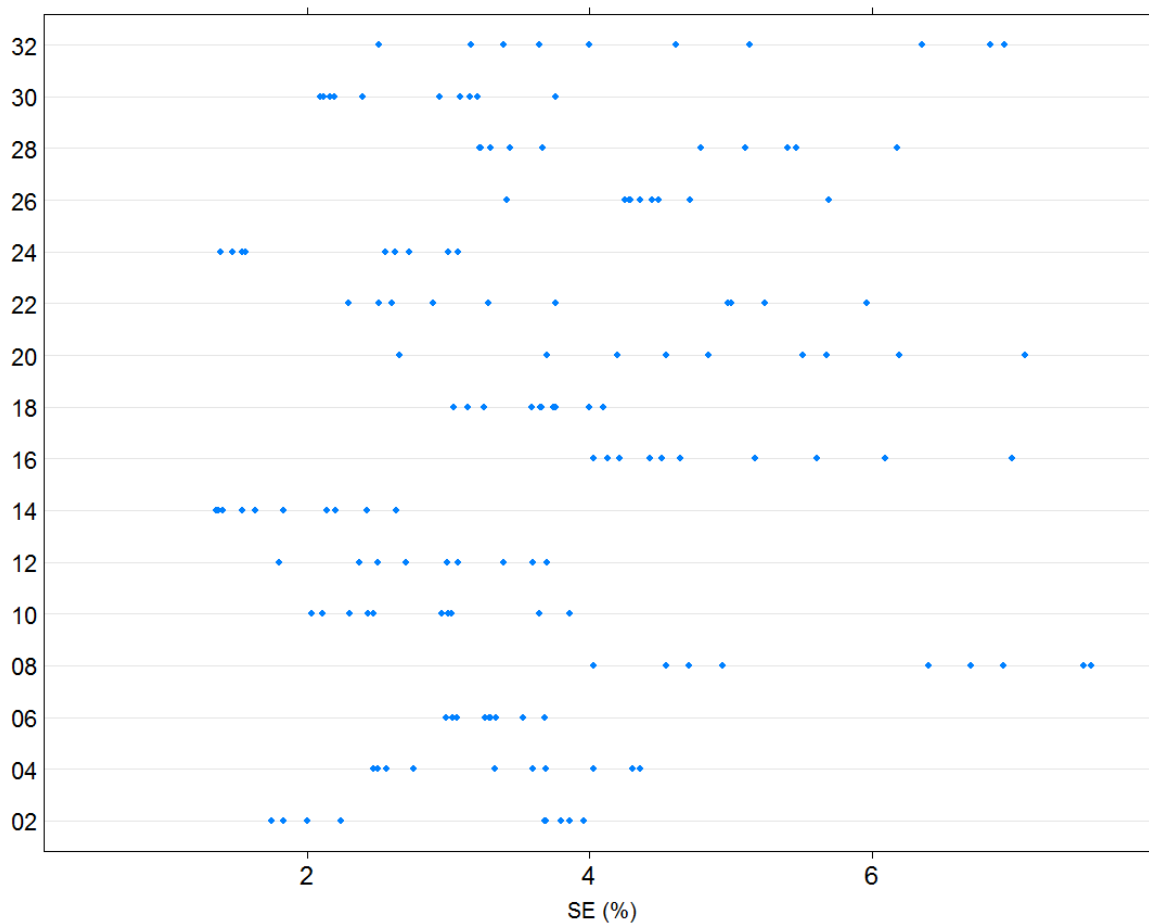
Źródło: opracowanie własne

Wykres 20. AROPE wg podziału miasto/wieś: gęstości rozkładu błędów standardowych w latach 2008-2012



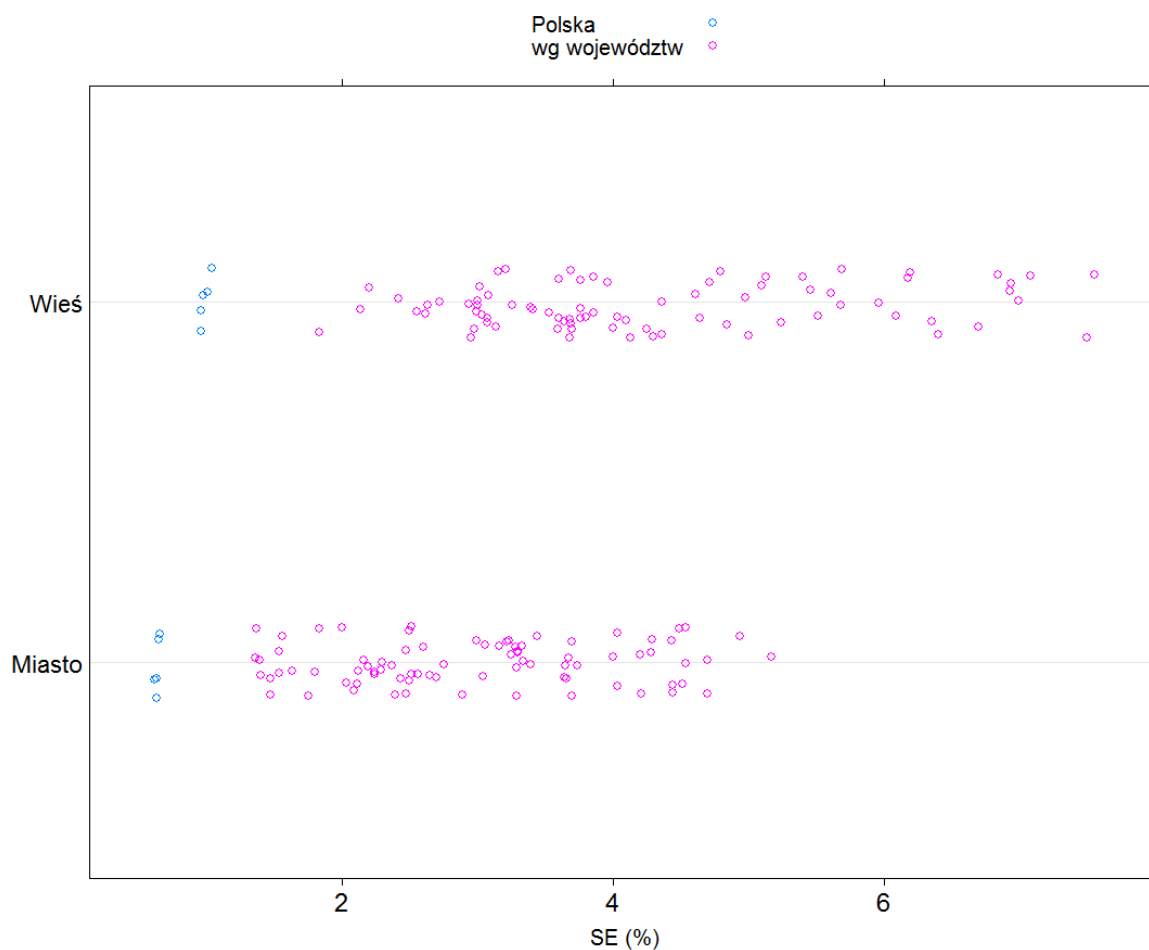
Źródło: opracowanie własne

Wykres 21. AROPE wg podziału miasto/wieś: wykresy punktowe rozkładu błędów standardowych w latach 2008-2012 wg województw



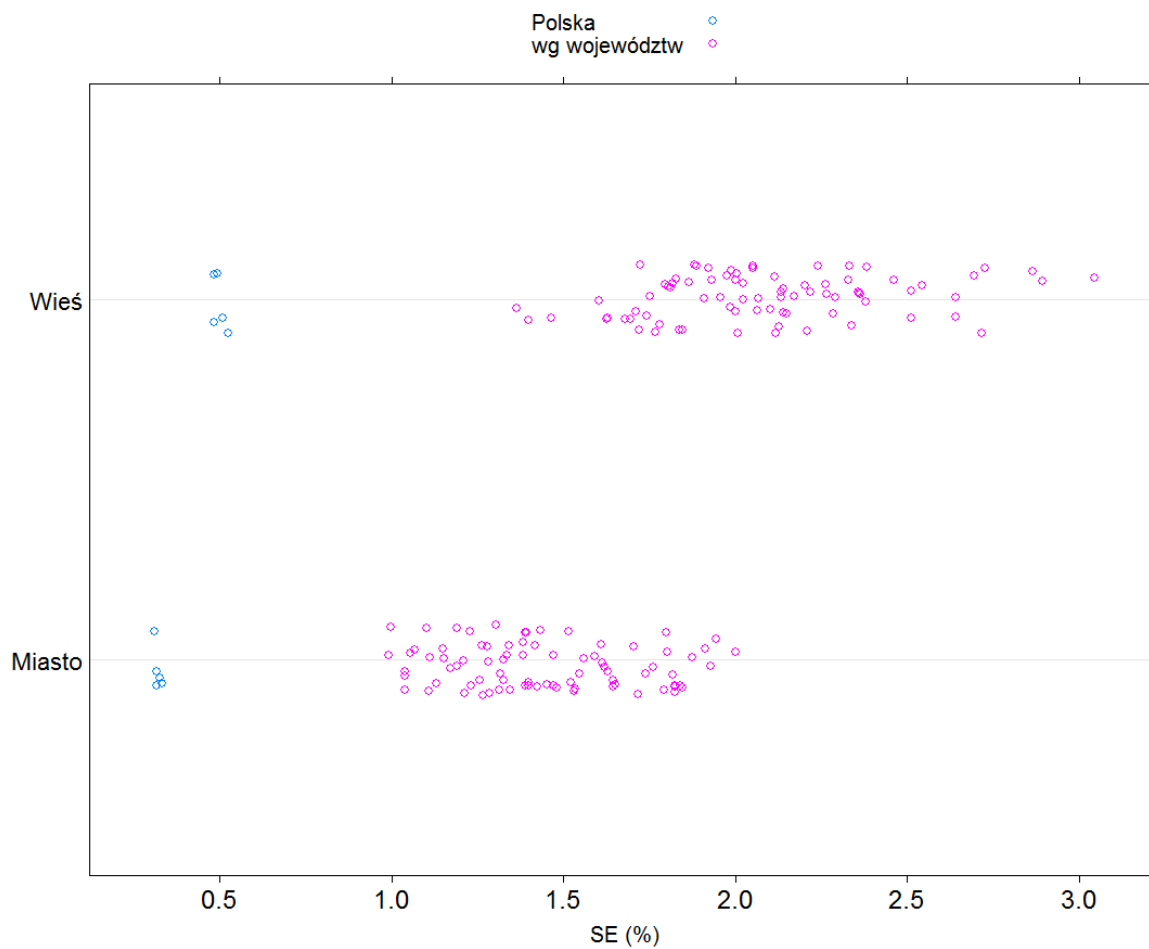
Źródło: opracowanie własne

Wykres 22. AROPE wg podziału miasto/wieś: rozkłady błędów standardowych w latach 2008-2012; z dodatkowym odziałem na Polska ogółem oraz wg województw



Źródło: opracowanie własne

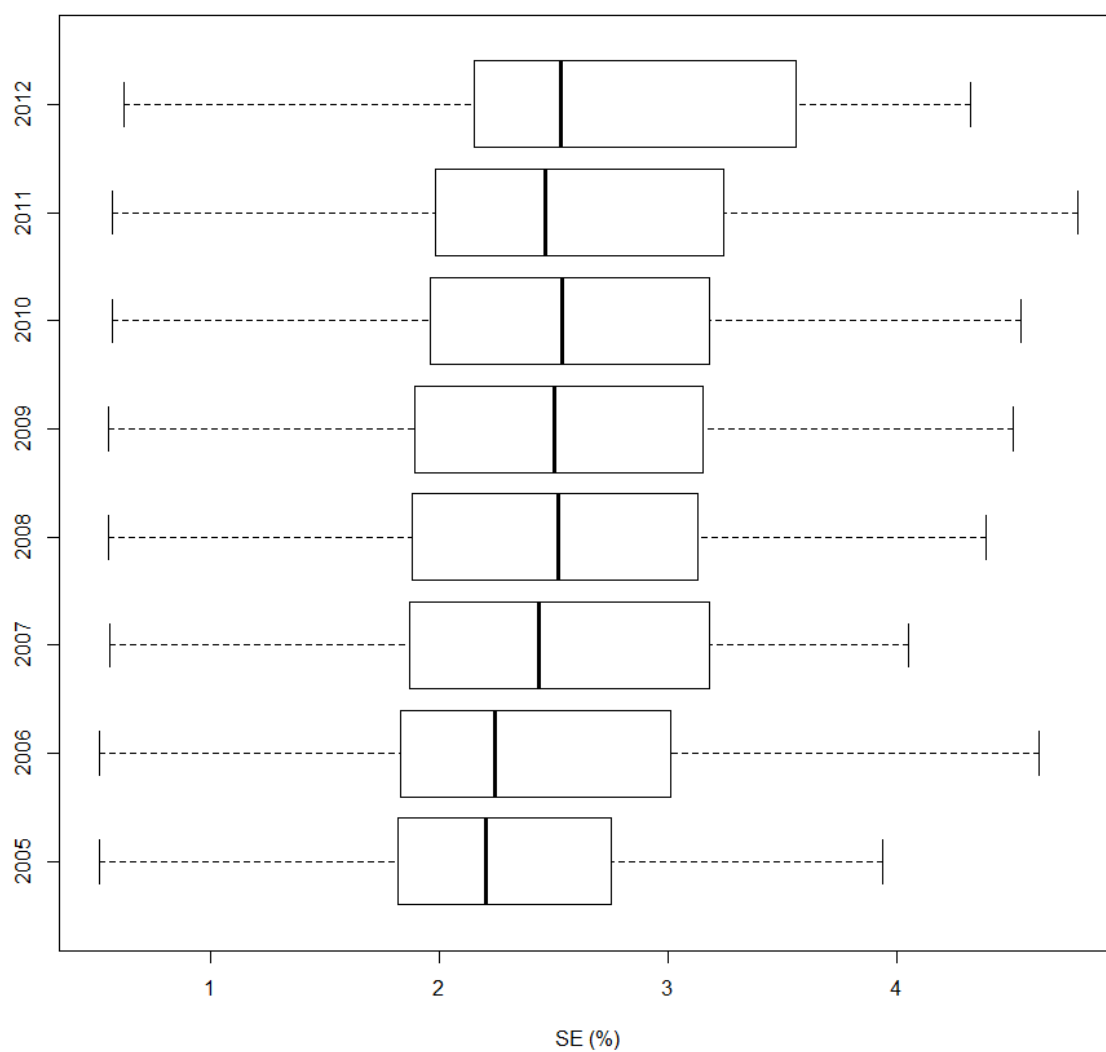
Wykres 23. AROPE wg podziału miasto/wieś: rozkłady błędów standardowych w latach 2008-2012; z dodatkowym podziałem na Polska ogółem oraz wg województw; po uwzględnieniu hipotetycznego zwiększenia próby



Źródło: opracowanie własne

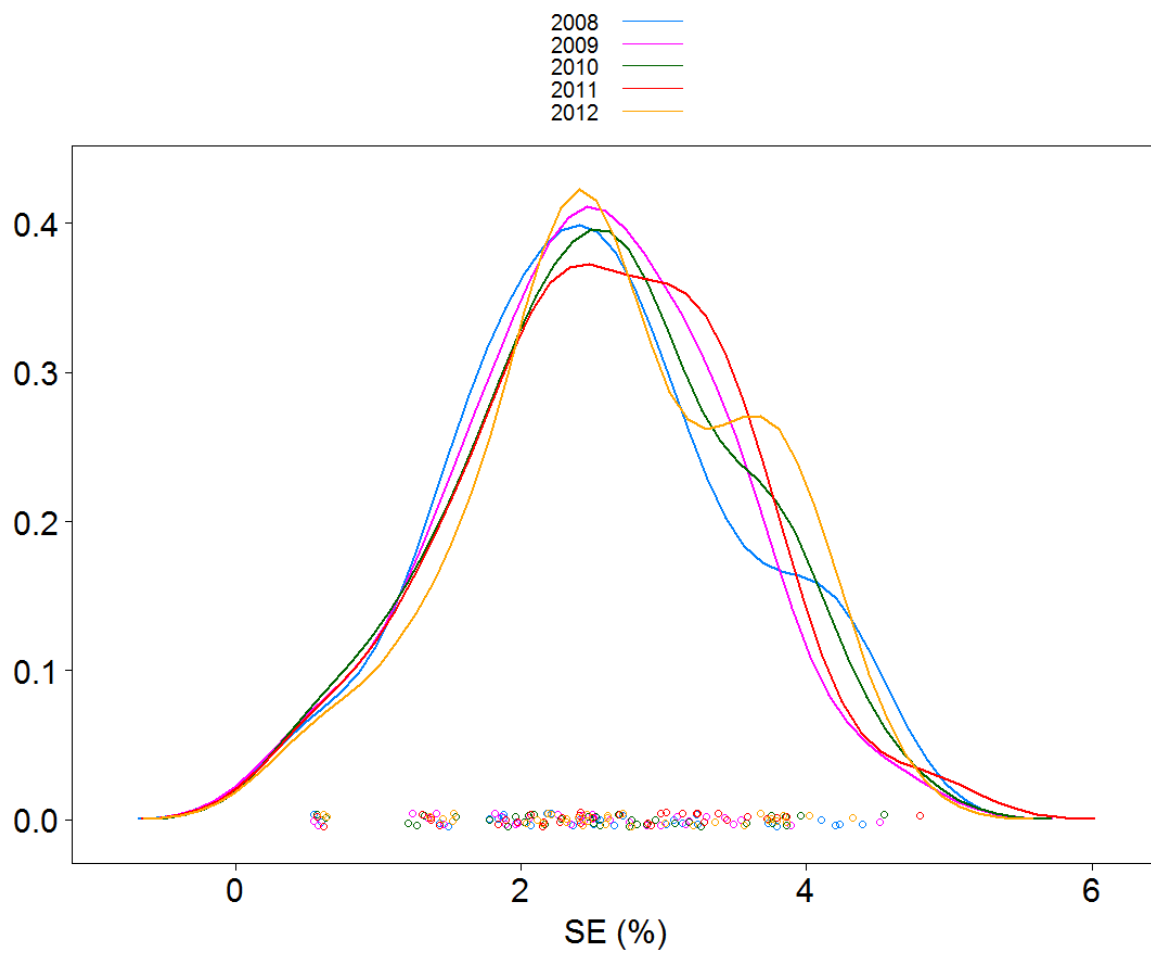
1.11. Analiza rozkładu błędów dla wskaźnika AROPE i grupowania wg grup płci

Wykres 24. AROPE wg płci: wykresy skrzynkowe dla rozkładu błędów standardowych w latach 2005-2012



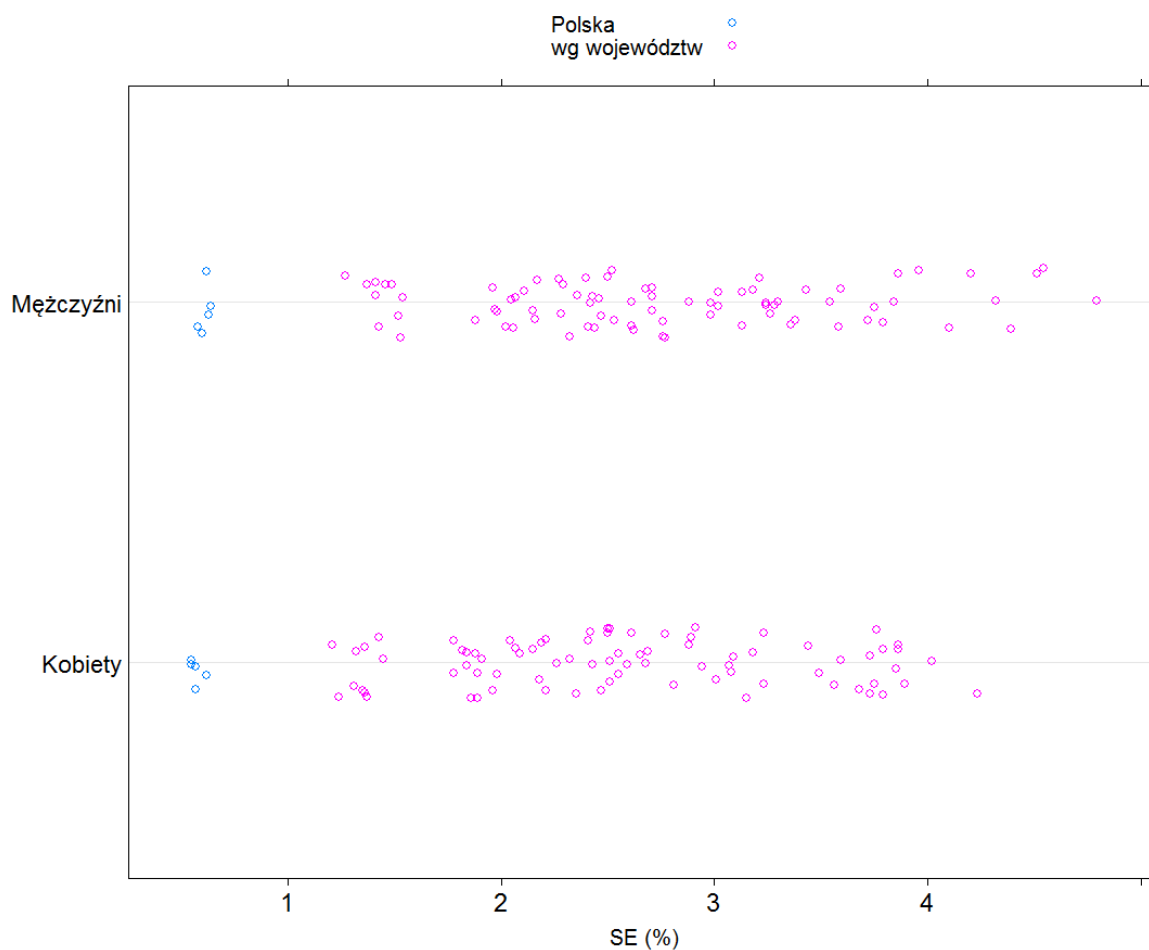
Źródło: opracowanie własne

Wykres 25. AROPE wg płci: gęstości rozkładu błędów standardowych w latach 2008-2012



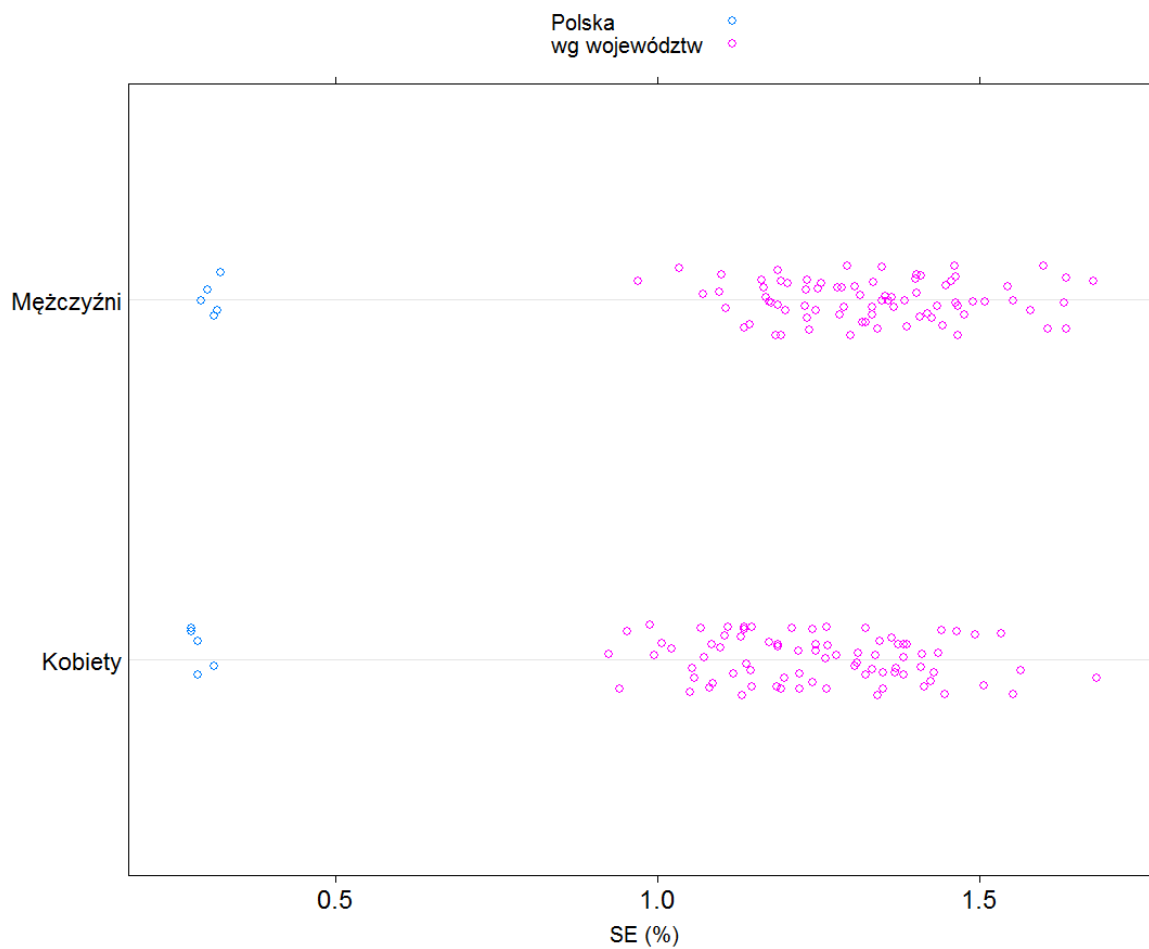
Źródło: opracowanie własne

Wykres 27. AROPE wg płci: rozkłady błędów standardowych w latach 2008-2012; z dodatkowym podziałem na Polska ogółem oraz wg województw



Źródło: opracowanie własne

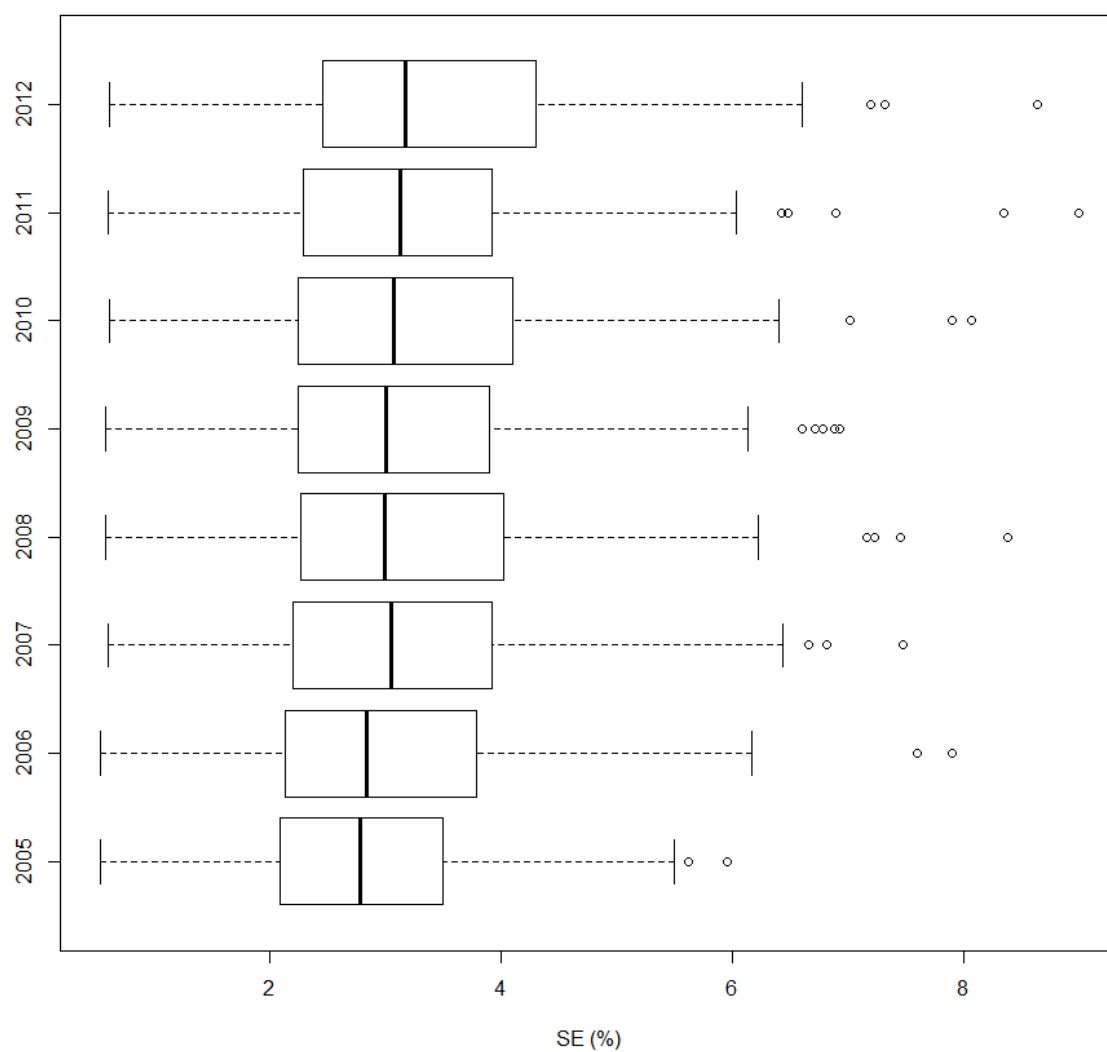
Wykres 28. AROPE wg płci: rozkłady błędów standardowych w latach 2008-2012; z dodatkowym podziałem na Polska ogółem oraz wg województw; po uwzględnieniu hipotetycznego zwiększenia próby



Źródło: opracowanie własne

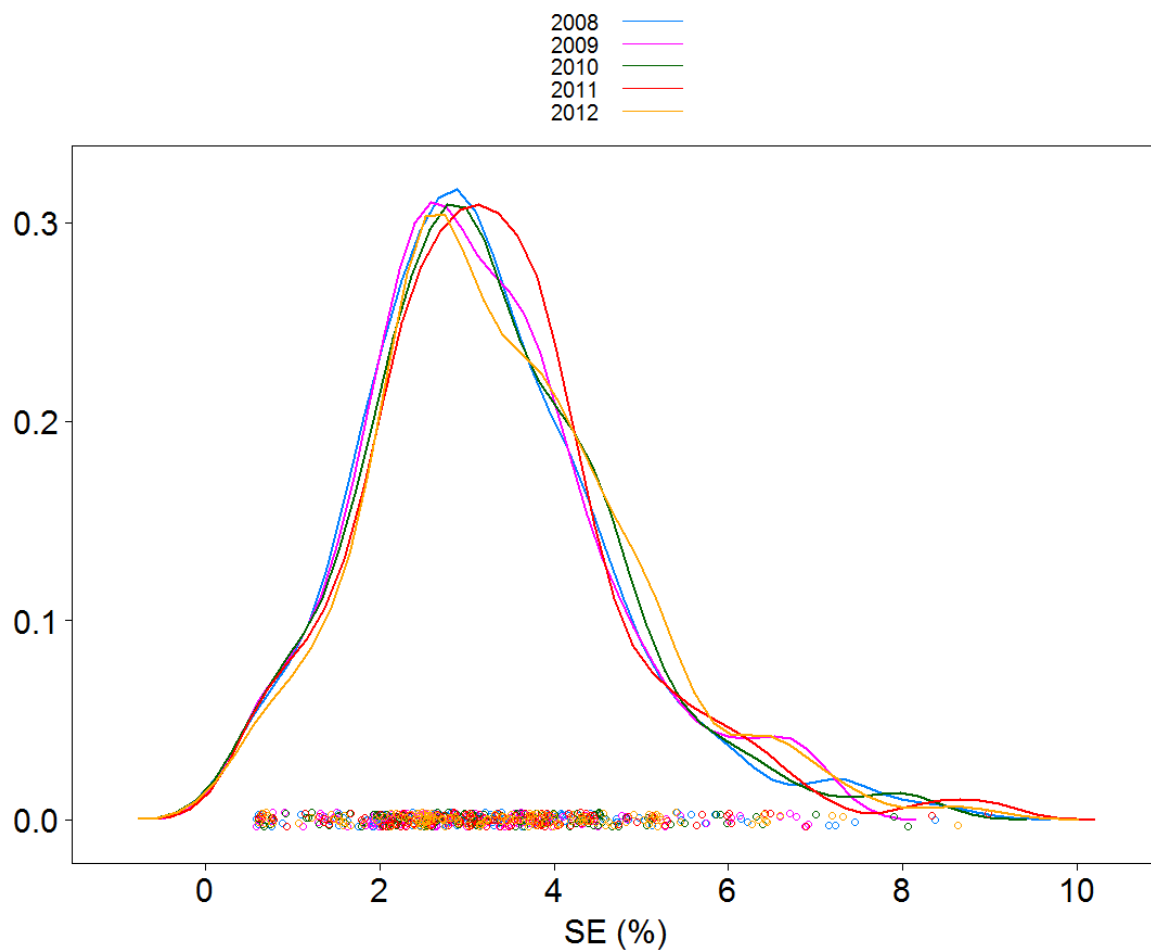
1.12. Analiza rozkładu błędów dla wskaźnika AROPE i grupowania wg grup wieku

Wykres 29. AROPE wg grup wieku: wykresy skrzynkowe dla rozkładu błędów standardowych w latach 2005-2012



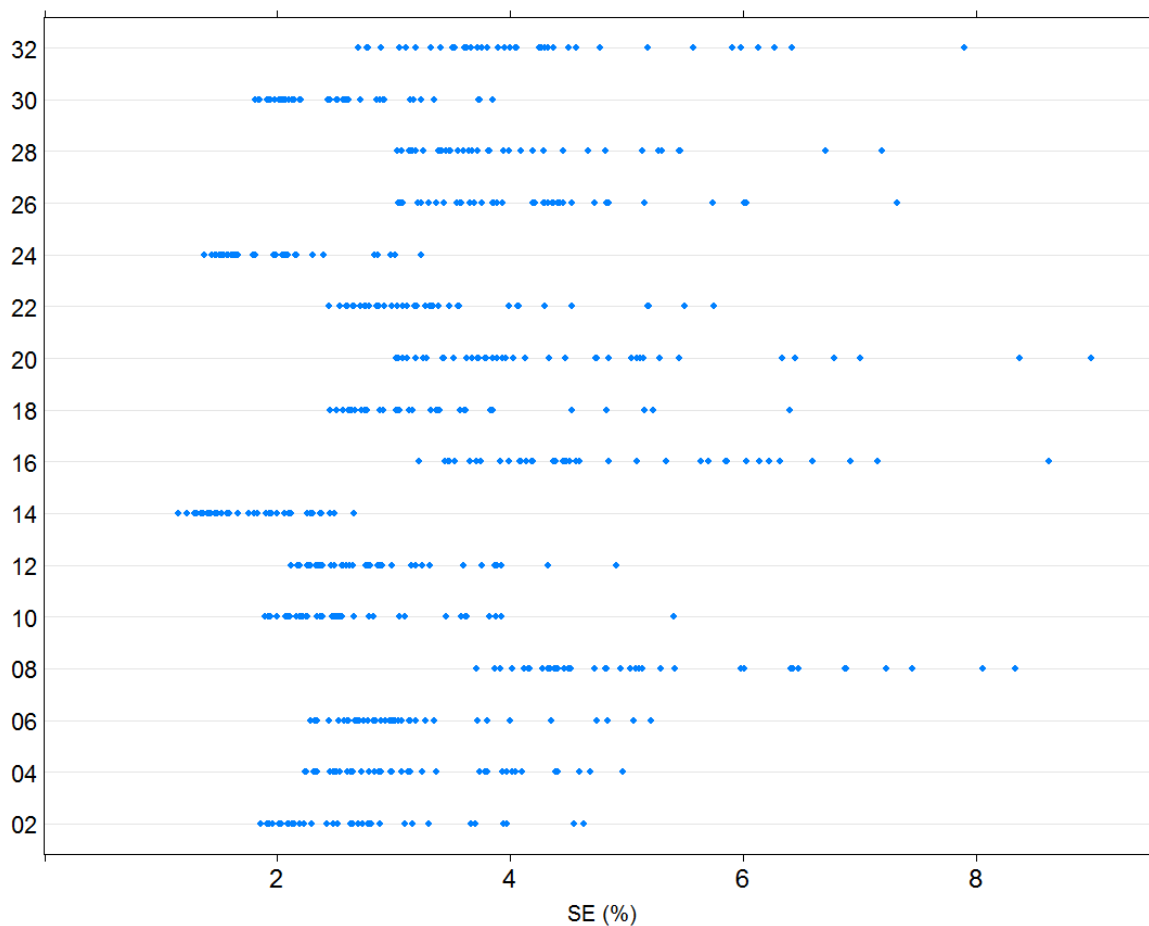
Źródło: opracowanie własne

Wykres 30. AROPE wg grup wieku: gęstości rozkładu błędów standardowych w latach 2008-2012



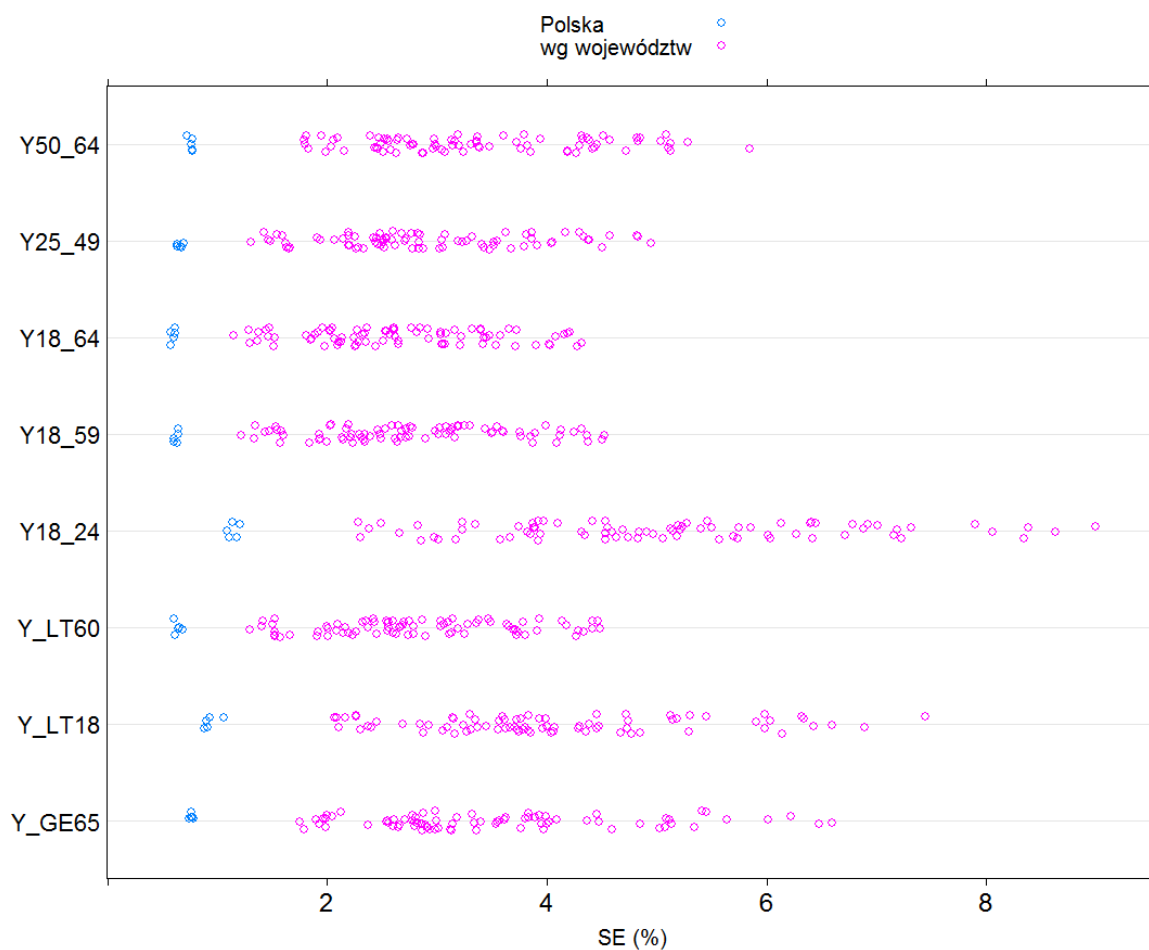
Źródło: opracowanie własne

Wykres 31. AROPE wg grup wieku: wykresy punktowe rozkładu błędów standardowych w latach 2008-2012 wg województw



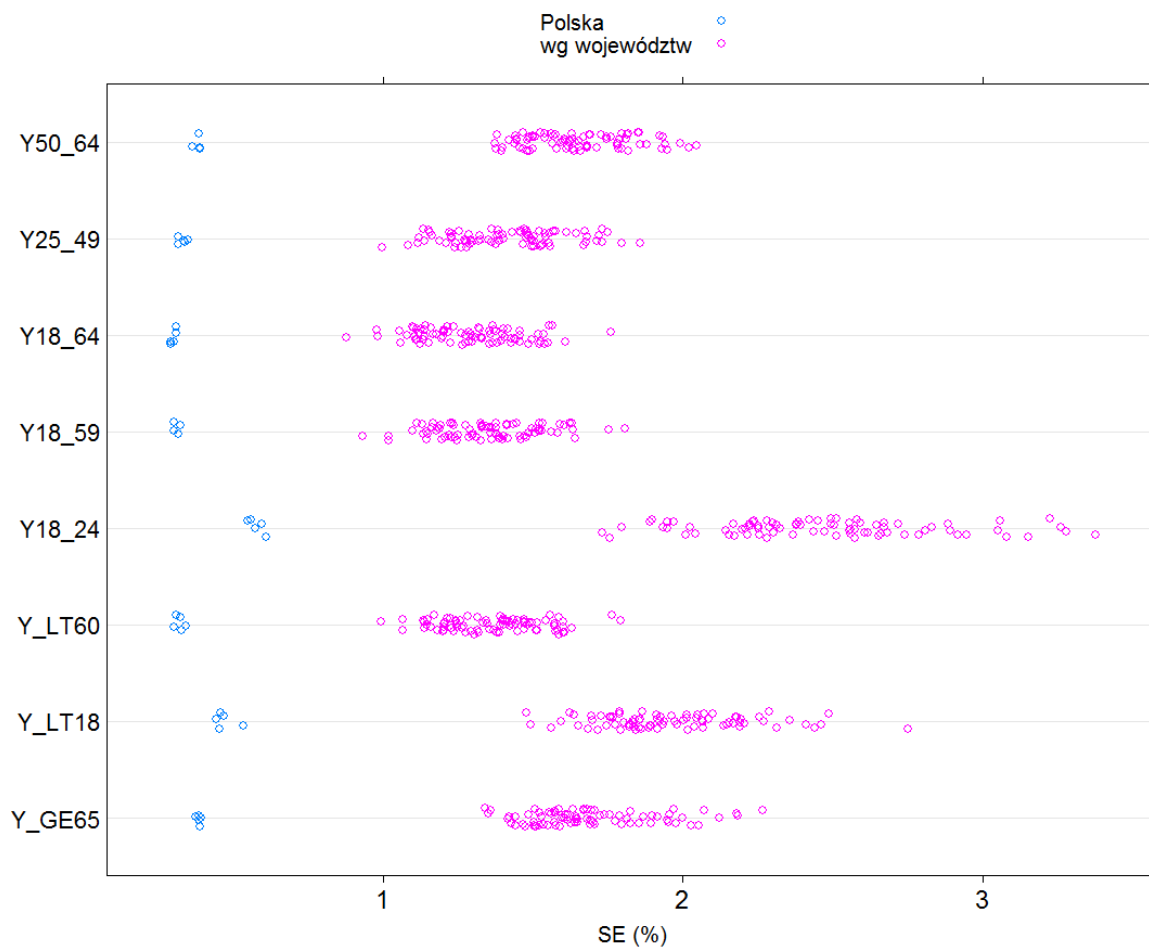
Źródło: opracowanie własne

Wykres 39. AROPE wg grup wieku: rozkłady błędów standardowych w latach 2008-2012; z dodatkowym podziałem na Polska ogółem oraz wg województw



Źródło: opracowanie własne

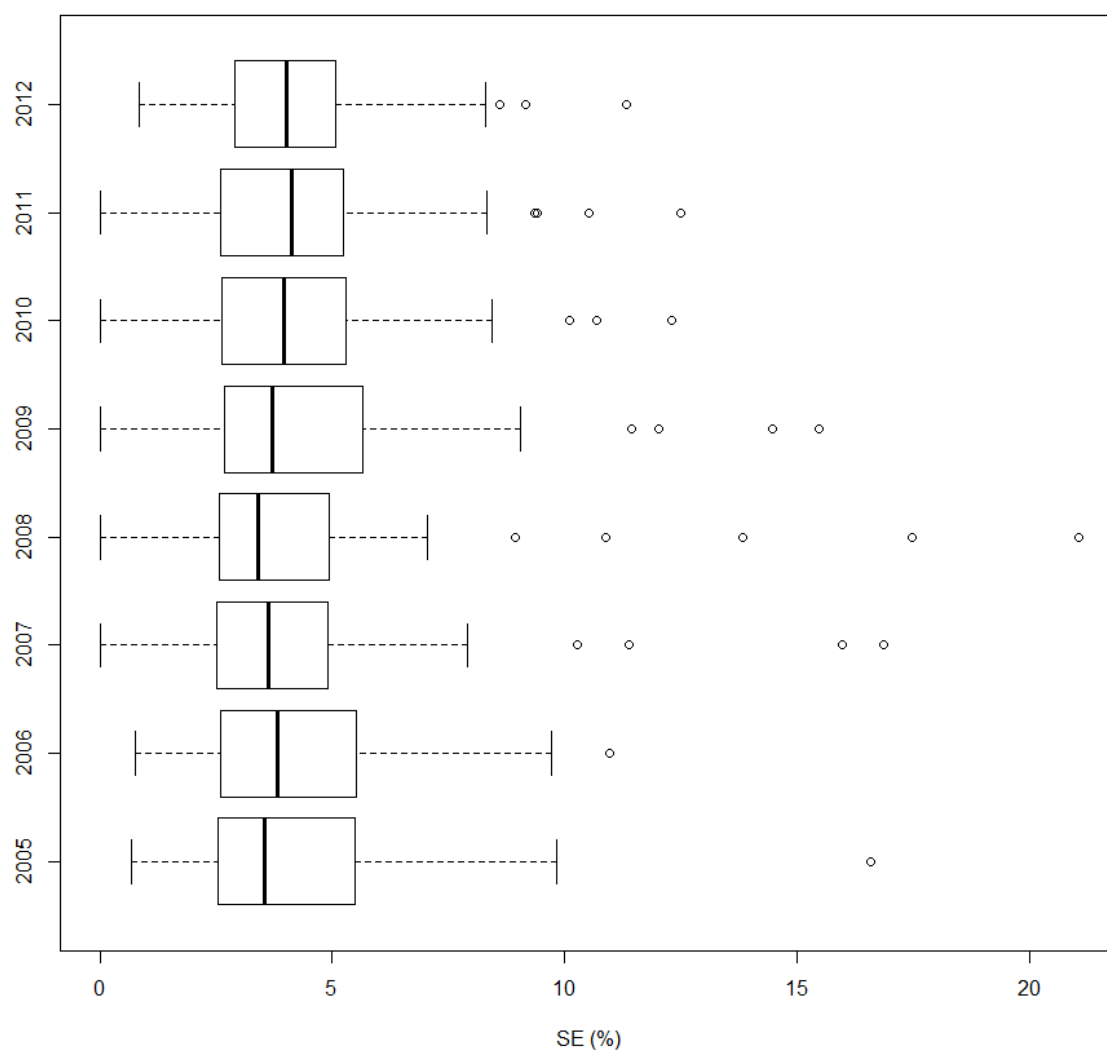
Wykres 32. AROPE wg grup wieku: rozkłady błędów standardowych w latach 2008-2012; z dodatkowym podziałem na Polska ogółem oraz wg województw; po uwzględnieniu hipotetycznego zwiększenia próby



Źródło: opracowanie własne

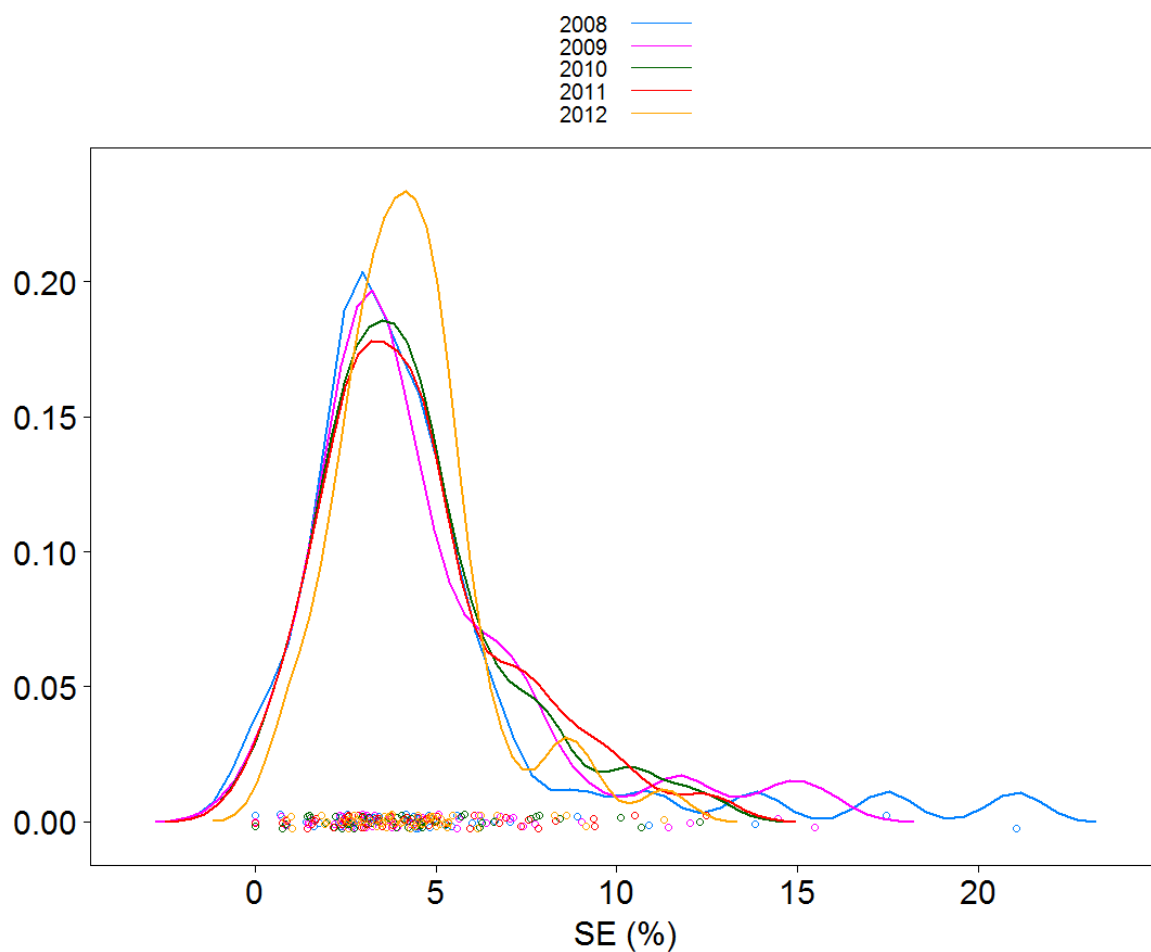
1.13. Analiza rozkładu błędów dla wskaźnika AROPE i grupowania wg stopnia urbanizacji

Wykres 33. AROPE wg stopnia urbanizacji: wykresy skrzynkowe dla rozkładu błędów standardowych w latach 2005-2012



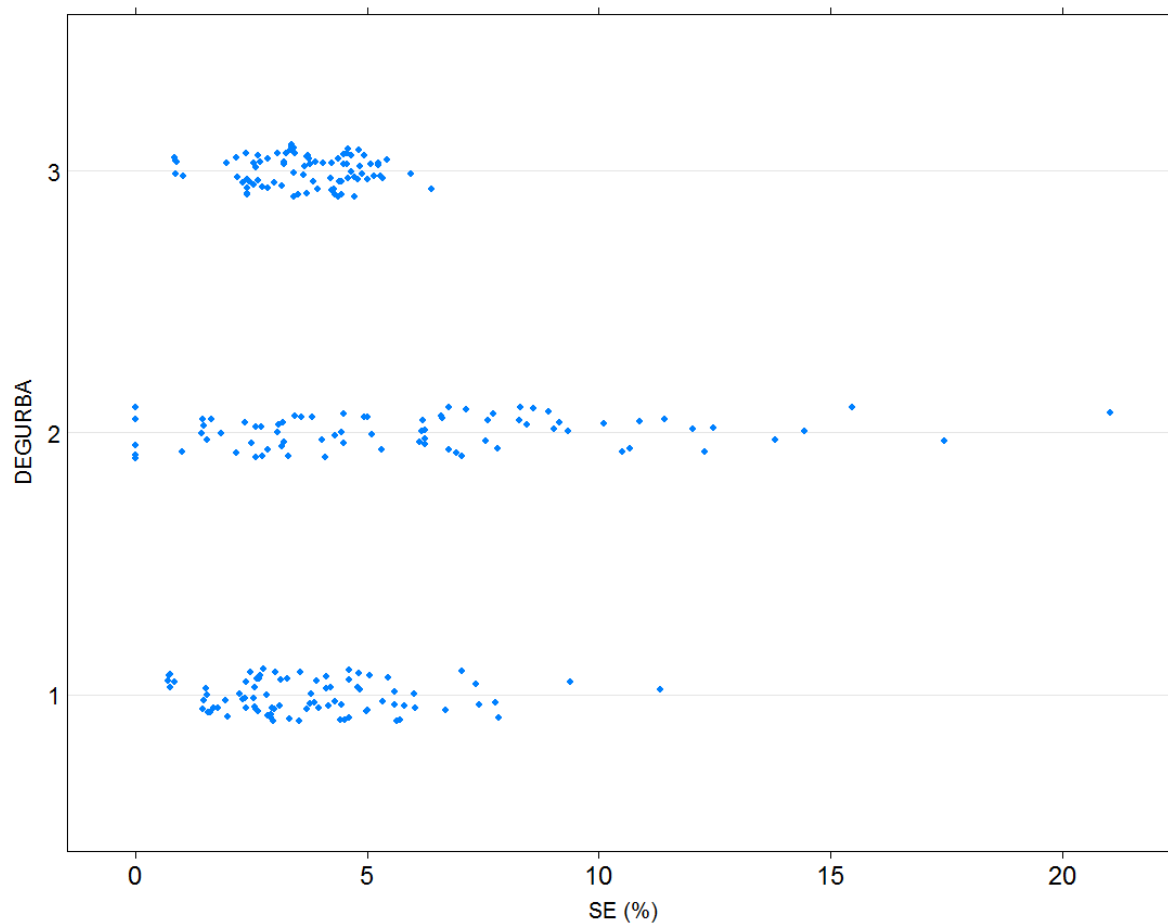
Źródło: opracowanie własne

Wykres 34. AROPE wg stopnia urbanizacji: gęstości rozkładu błędów standardowych w latach 2008-2012



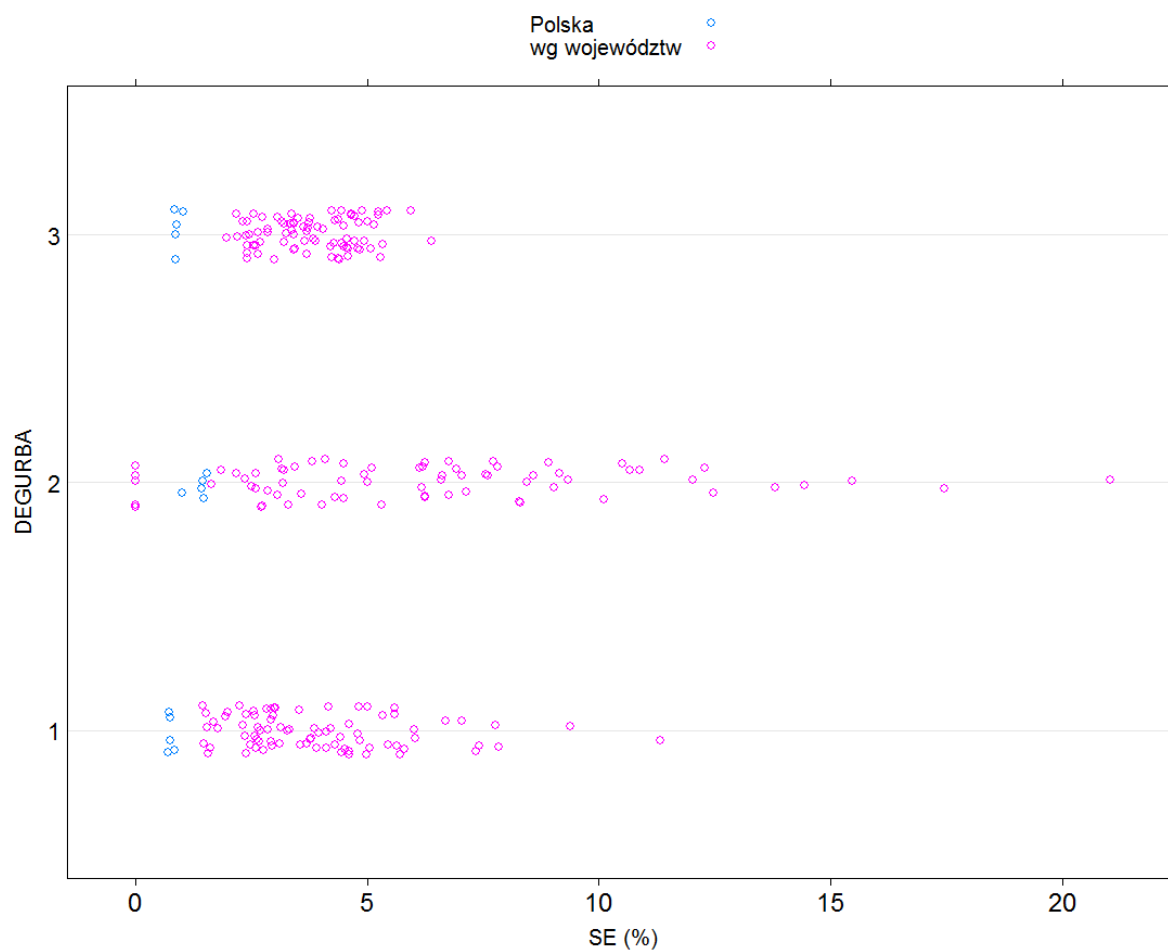
Źródło: opracowanie własne

Wykres 35. AROPE wg stopnia urbanizacji: wykresy punktowe rozkładu błędów standardowych w latach 2008-2012 wg województw



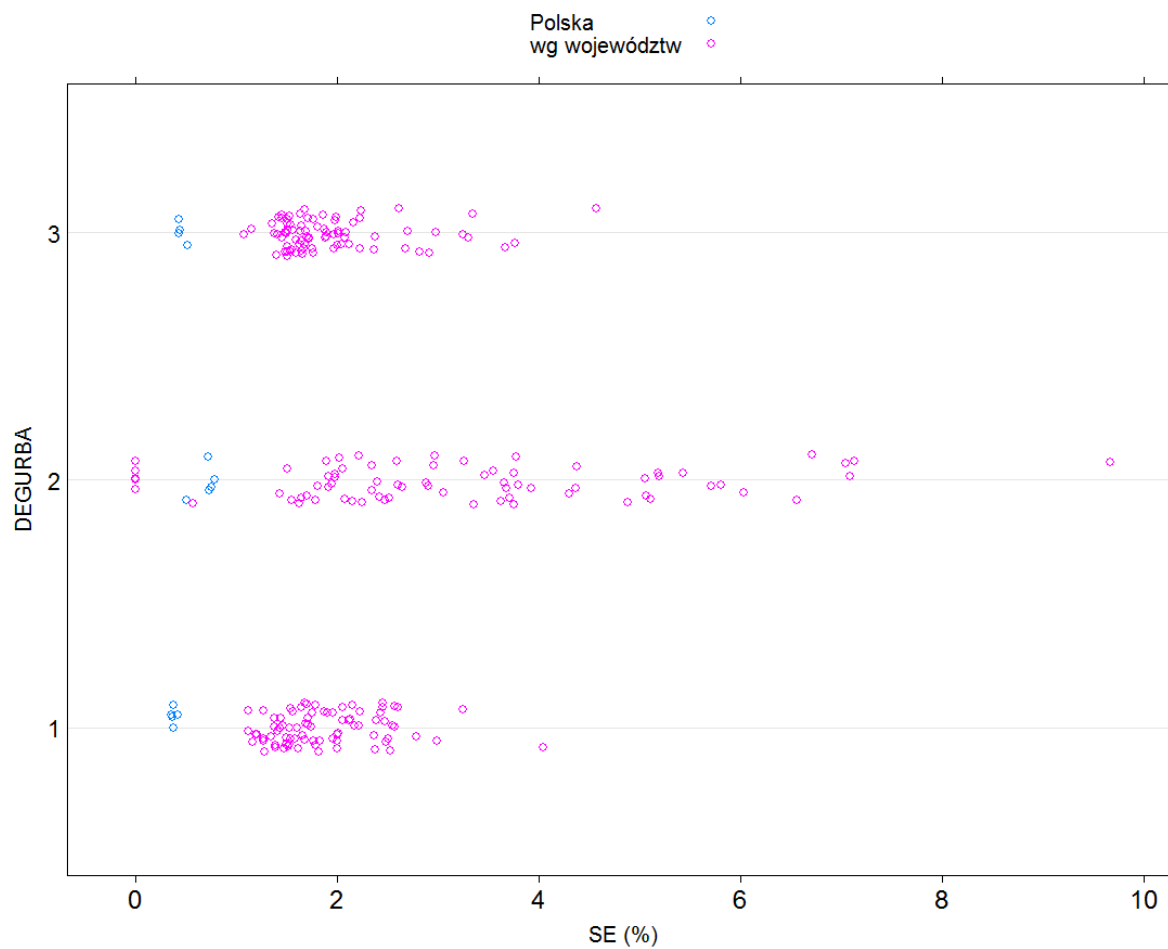
Źródło: opracowanie własne

Wykres 36. AROPE wg stopnia urbanizacji: rozkłady błędów standardowych w latach 2008-2012; z dodatkowym podziałem na Polska ogółem oraz wg województw



Źródło: opracowanie własne

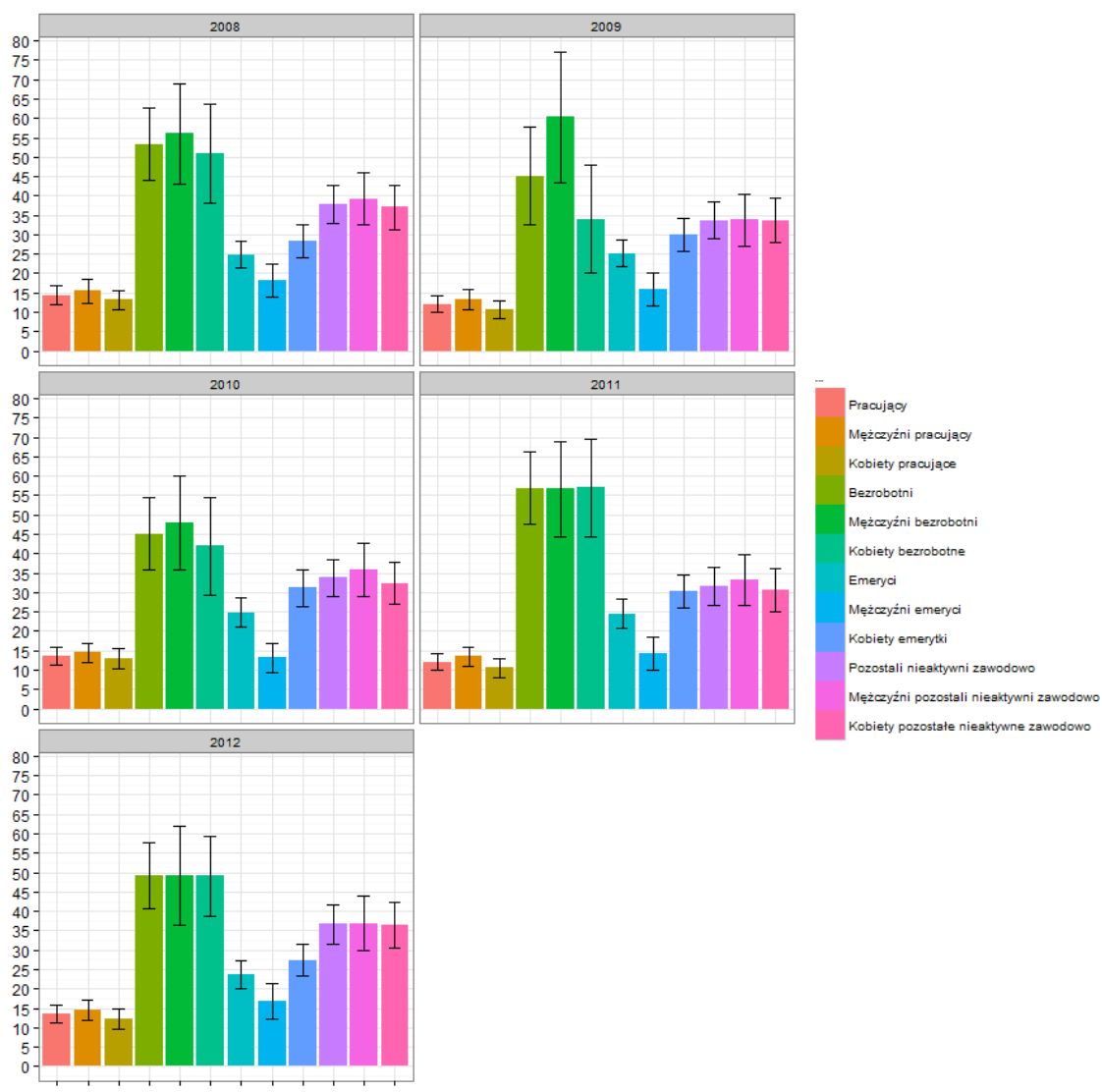
Wykres 37. AROPE wg stopnia urbanizacji: rozkłady błędów standardowych w latach 2008-2012; z dodatkowym podziałem na Polska ogółem oraz wg województw; po uwzględnieniu hipotetycznego zwiększenia próby



Źródło: opracowanie własne

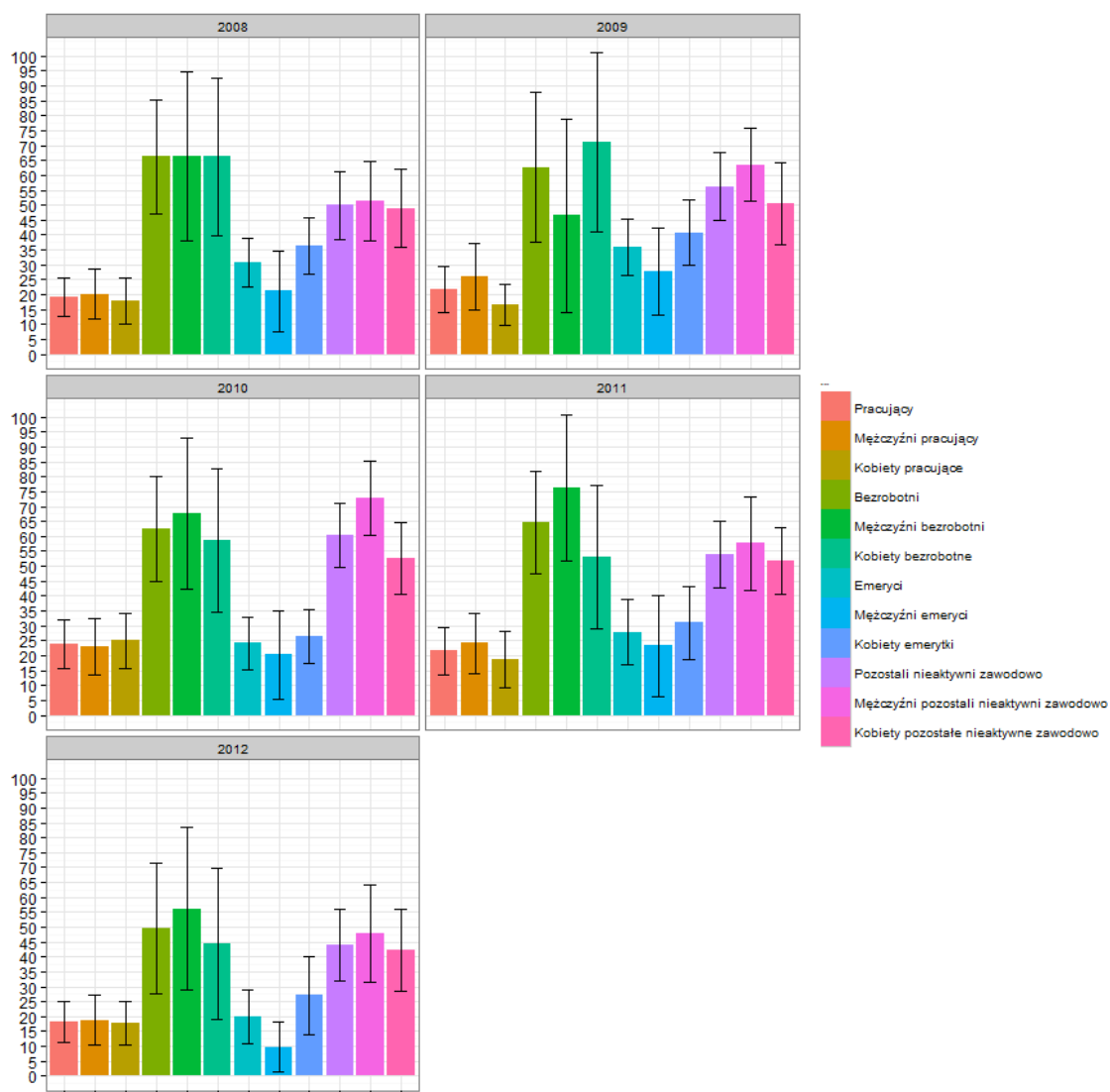
1.14. Analiza rozkładu przedziałów ufności dla wskaźnika AROPE według województw i statusu zatrudnienia

Wykres 38. Przedziały ufności dla wskaźnika AROPE wg lat i statusu zatrudnienia dla województwa mazowieckiego



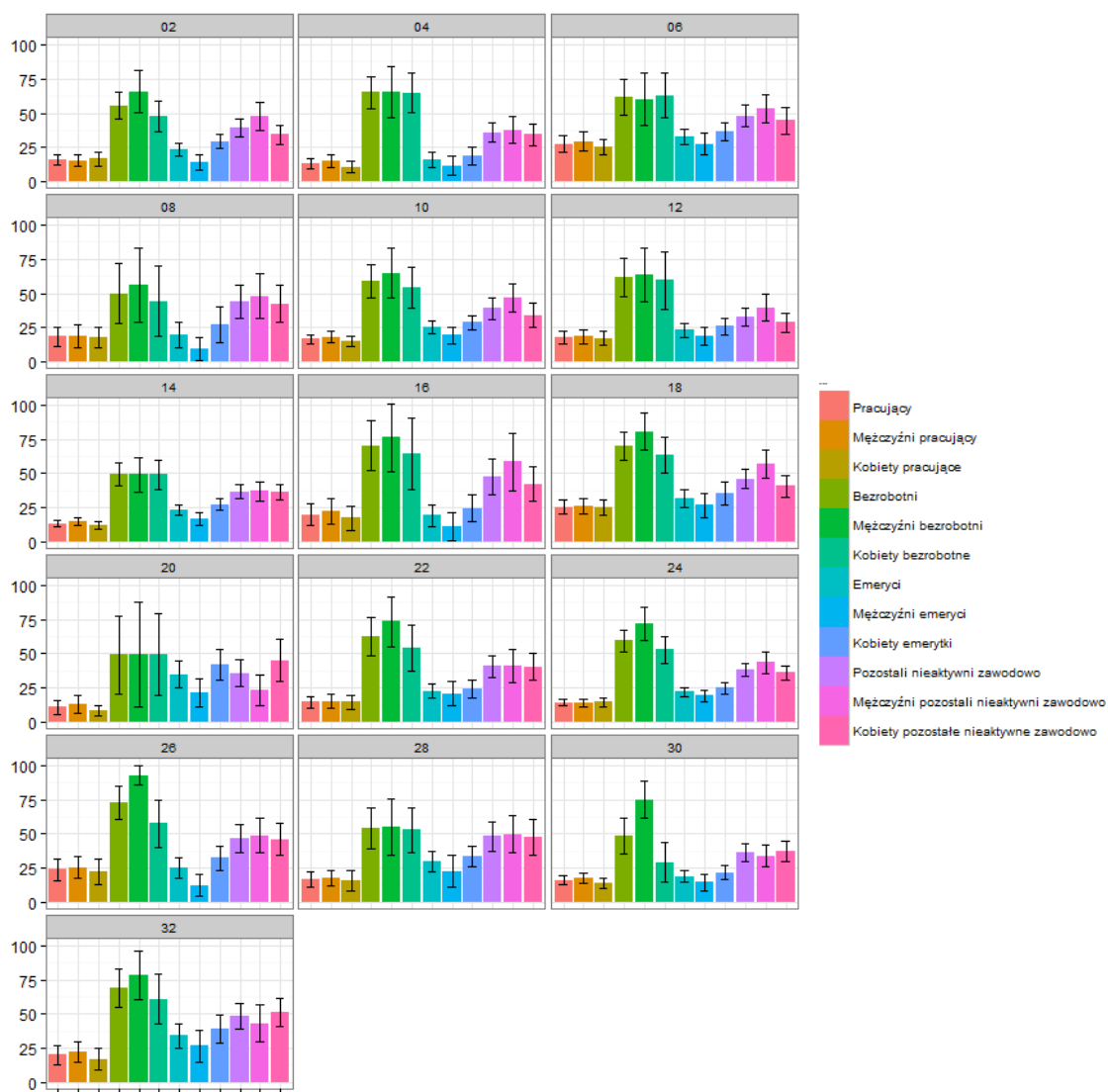
Źródło: opracowanie własne

Wykres 39. Przedziały ufności dla wskaźnika AROPE wg lat i statusu zatrudnienia dla województwa lubuskiego



Źródło: opracowanie własne

Wykres 40. Przedziały ufności dla wskaźnika AROPE wg województw i statusu zatrudnienia dla 2012 roku



Źródło: opracowanie własne

1.15. Wnioski z analiz dla szczegółowych przekrojów w ramach województw

Na podstawie analiz oraz ilustracji zamieszczonych w punkcie 1 pierwszej części raportu można sformułować następujące ogólne wnioski:

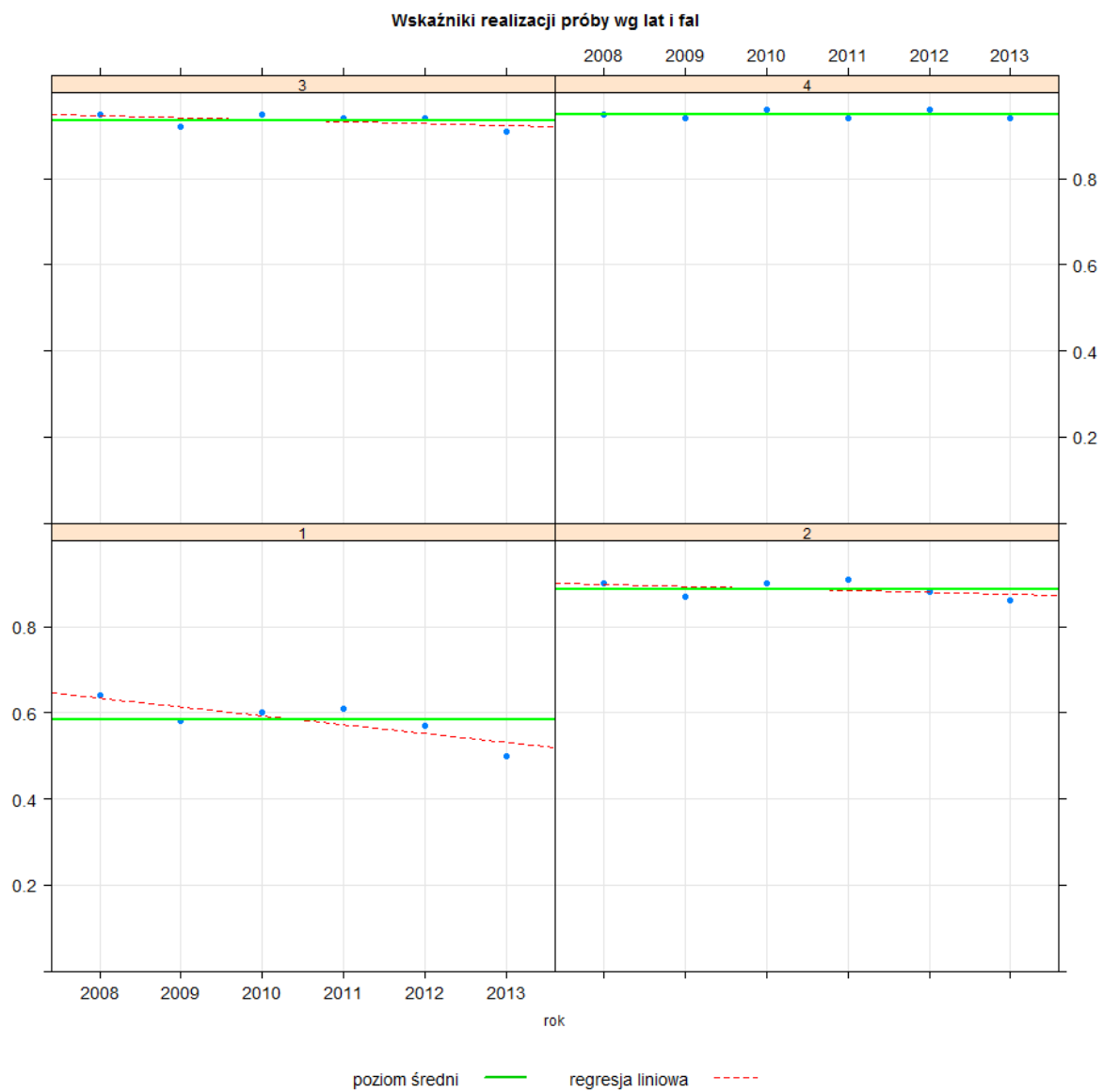
- Rozkłady błędów w analizowanych latach są bardzo podobne (tzn. charakteryzują się zbliżonym kształtem, co widoczne jest na wykresach gęstości oraz wykresach skrzynkowych; charakterystyczna jest przybliżona równość wartości przeciętnych oraz zakresu błędów), szczególnie w ostatnich latach 2008-2012, ale charakteryzują się dużym rozrzutem wartości (do ponad kilkunastu procent);
- Rozkłady są zróżnicowane pomiędzy województwami, co wynika z dotychczasowej proporcjonalnej alokacji prób pomiędzy województwa – ten czynnik decyduje również o liczebnościach podzbiorów (gospodarstw i osób) składających się na poszczególne kategorie przekrojów;
- W przypadku przekrojów według typu gospodarstwa najgorszą jakość oceny wskaźnika AROPE uzyskujemy dla kategorii „rodzic z przynajmniej jednym dzieckiem na utrzymaniu” – wynika to z najmniejszej w porównaniu do innych kategorii liczby zbadanych gospodarstw;
- Dla przekrojów wg statusu zatrudnienia najgorsze wyniki otrzymujemy dla kategorii „bezrobotni”, w szczególności z podziałem tej kategorii na płeć; wyraźnie lepsze rezultaty osiąga się dla „pracujących”, w tym z podziałem na płeć;
- Dla podziału na miasto/wieś otrzymujemy średnio gorsze precyzje ocen w kategorii „wieś”;
- W podziale tylko na płeć w ramach województw nie ma istotnej różnicy dla błędów wskaźnika pomiędzy kobietami a mężczyznami;
- W przypadku grup wieku najgorszej jakości wyniki występują w grupie od 18 do 24 lat, co wynika z małej liczby osób z tej grupy wiekowej w zrealizowanych próbach;
- Dla grupowania według stopnia urbanizacji najtrudniej osiągnąć dobrą jakość w kategorii numer 2; należy jednak zwrócić uwagę na fakt, że przy alokacji prób uwzględniano do tej pory tylko podział na miasto/wieś – w rezultacie rozkład próby wg stopnia urbanizacji ma charakter losowy; w analizowanych latach występowały przypadki braków kategorii 2 w niektórych województwach; ponadto jakość samej zmiennej kodującej stopień urbanizacji w latach przed spisem ludności z 2011 roku (tzn. dla lat w badaniu poniżej 2012 roku) nie jest pewna.

2. Analiza współczynników realizacji próby dla lat i fal w badaniu

W celu stworzenia różnych wariantów rozkładu dla nowych prób losowanych w badaniu EU-SILC w kolejnych latach 2015-2020, w pierwszej kolejności analizowano poziom realizacji prób na podstawie dostępnych danych historycznych. Dane wynikowe dla danego roku składają się ze zbadanych gospodarstw w ramach 4 podprób, z których każda należy do jednej z 4 tzw. fal. Przez falę rozumiemy liczbę lat, w których gospodarstwo uczestniczy w badaniu, czyli nowa próba tworzy 1 falę, natomiast do fali 4 zaliczamy gospodarstwa z próby badanej 4 rok z kolei. Przez wskaźnik realizacji dla danej fali rozumiemy iloraz liczby gospodarstw zbadanych dla danej próby w danym roku w stosunku do liczby gospodarstw zbadanych w roku poprzednim; przy czym dla fali 1 mianownikiem ilorazu jest liczba wylosowanych mieszkań dla nowej próby.

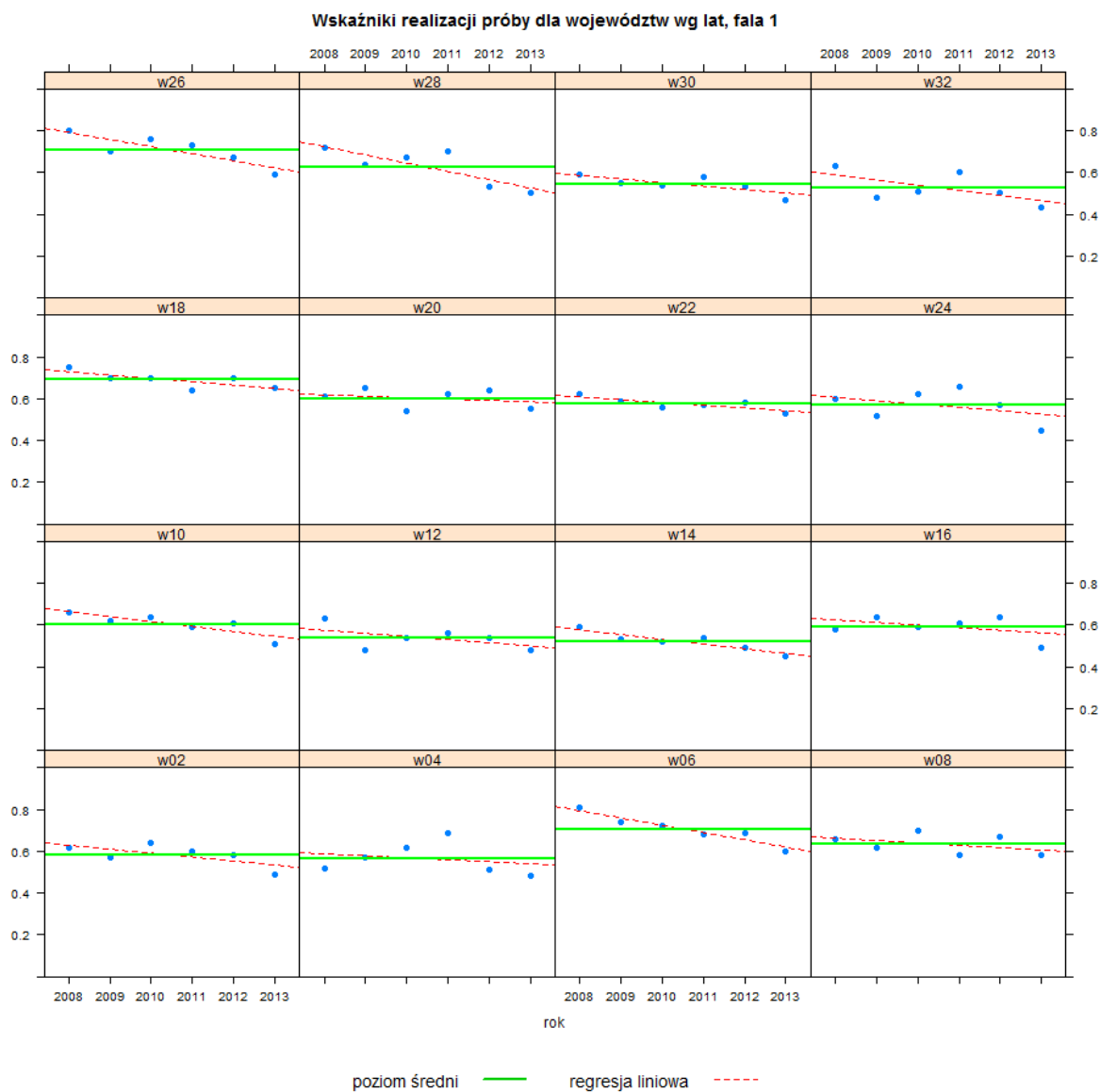
Poniższe wykresy pokazują zachowanie w czasie współczynnika realizacji, zarówno dla Polski ogółem jak też w podziale na województwa. Wykresy potwierdzają znany już wcześniej fakt, że największy ubytek zrealizowanych ankiet dotyczy fali 1, oraz że w kolejnych latach istnieje wyraźny trend spadkowy dla współczynnika realizacji dla fali numer 1. Oznacza to, że w symulacjach powinno się uwzględnić dodatkowo możliwość uzyskiwania jeszcze niższych poziomów realizacji niż obserwowane w latach 2005-2012. Dlatego w proponowanych w dalszej części hipotetycznych scenariuszach dla lat 2015-2020 przyjęto, że wskaźniki realizacji dla fali 1 będą podlegały w poszczególnych województwach modelowi regresji liniowej (według dostępnych danych historycznych), natomiast dla pozostałych fal przyjęto wskaźniki na poziomie średnich z lat poprzednich.

Wykres 41. Wskaźniki realizacji próby dla 4 fal



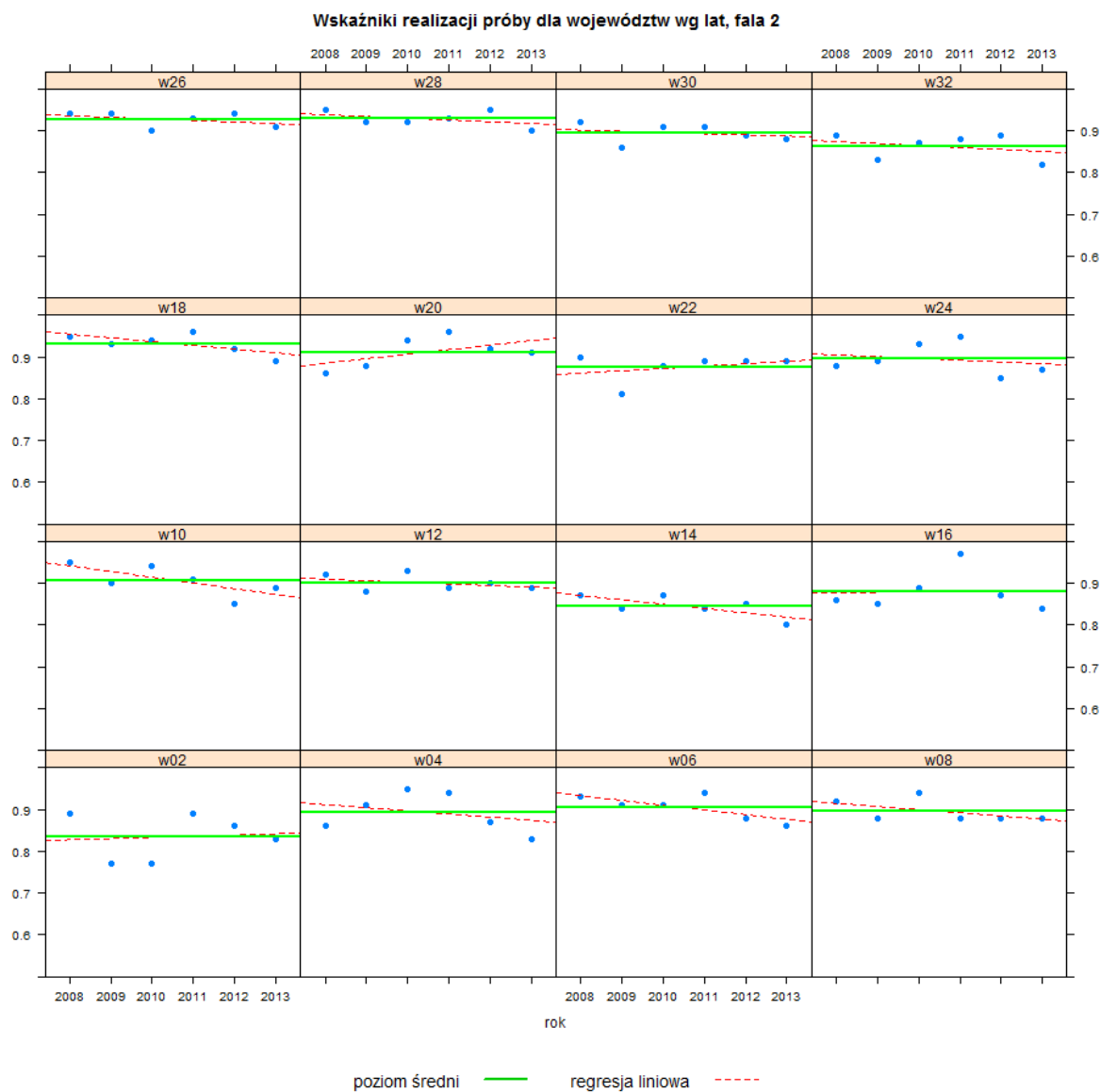
Źródło: opracowanie własne

Wykres 42. Wskaźniki realizacji próby dla fali 1



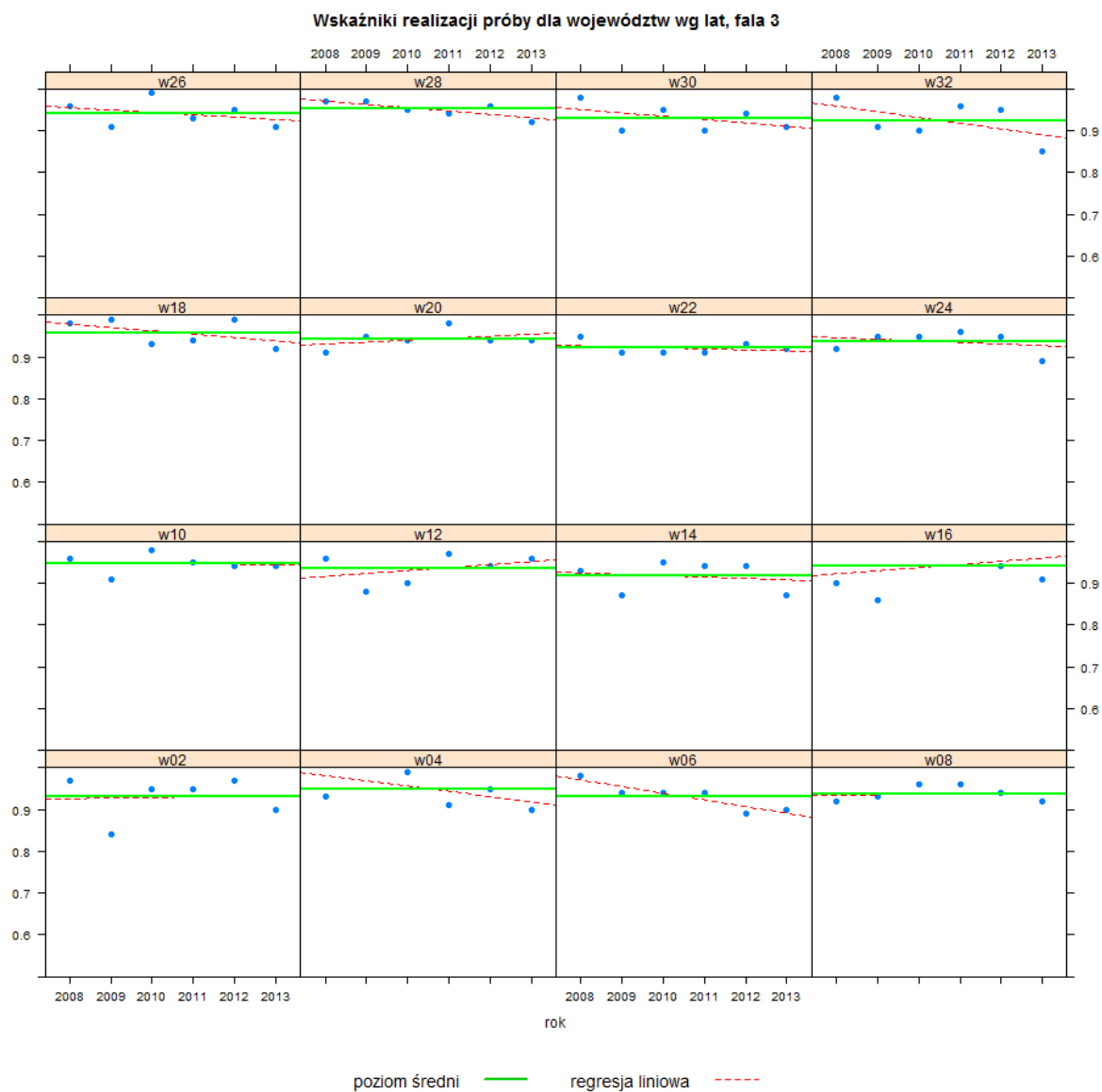
Źródło: opracowanie własne

Wykres 43. Wskaźniki realizacji próby dla fali 2



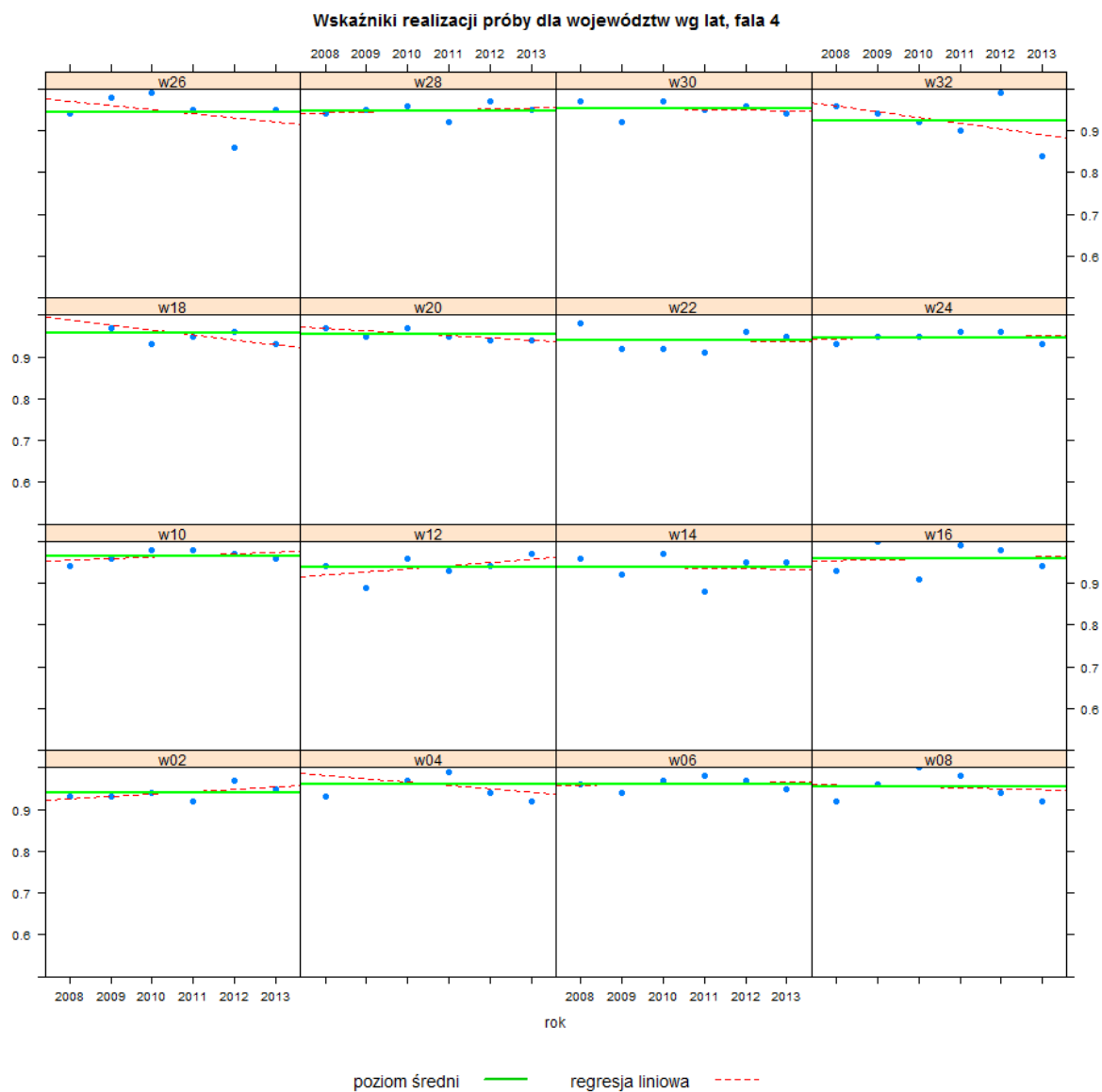
Źródło: opracowanie własne

Wykres 44. Wskaźniki realizacji próby dla fali 3



Źródło: opracowanie własne

Wykres 45. Wskaźniki realizacji próby dla fali 4



Źródło: opracowanie własne

2.1. Analiza jakości przyjętych założeń dotyczących wskaźników realizacji – na podstawie danych dla 2014 roku

Poniższa tabela zawiera porównanie wskaźników realizacji badania wynikających z przyjętych modeli na bazie danych dla lat 2008-2013, ze wskaźnikami faktycznymi, które można było obliczyć w trakcie realizacji projektu, gdy uzyskano dostęp do danych z badania dla 2014 roku.

Analiza różnic pokazuje, że zgodność jest dosyć dobra, szczególnie na poziomie kraju ogółem oraz fal 3 i 4. Większe odchylenia (na plus i na minus) występują dla fali 1 oraz niektórych województw np. 08 (lubuskiego), 14 (mazowieckiego).

Zastosowanie wskaźników w oparciu o dane dla lat 2008-2013 w wariantach symulacyjnych opisywanych w dalszej części raportu, charakteryzuje się odpowiednim poziomem wiarygodności, gdyż na przykładzie 2014 roku można stwierdzić, że różnice względne pomiędzy symulowanymi sumarycznymi liczebnościami prób zrealizowanych (dla 4 fal razem) dla województw, a liczebnościami faktycznymi mieszczą się w zakresie od -10% do 9%, ze średnią równą praktycznie zero.

Tabela 11. Porównanie wskaźników realizacji badania w przyjętych modelach statystycznych z faktycznymi wskaźnikami realizacji z roku 2014.

Fala	Poziom	Model	Faktycznie	Różnica	Fala	Poziom	Model	Faktycznie	Różnica
1	Polska	0,51	0,52	-0,01	3	Polska	0,94	0,95	-0,01
1	woj. 02	0,52	0,50	0,02	3	woj. 02	0,93	0,95	-0,02
1	woj. 04	0,53	0,53	0,00	3	woj. 04	0,95	0,97	-0,02
1	woj. 06	0,58	0,59	-0,01	3	woj. 06	0,93	0,96	-0,03
1	woj. 08	0,60	0,52	0,08	3	woj. 08	0,94	0,88	0,06
1	woj. 10	0,52	0,49	0,03	3	woj. 10	0,95	0,98	-0,03
1	woj. 12	0,48	0,43	0,05	3	woj. 12	0,94	0,91	0,03
1	woj. 14	0,44	0,54	-0,10	3	woj. 14	0,92	0,94	-0,02
1	woj. 16	0,55	0,54	0,01	3	woj. 16	0,94	0,94	0,00
1	woj. 18	0,63	0,63	0,00	3	woj. 18	0,96	0,95	0,01
1	woj. 20	0,58	0,55	0,03	3	woj. 20	0,94	0,94	0,00
1	woj. 22	0,53	0,50	0,03	3	woj. 22	0,92	0,99	-0,07
1	woj. 24	0,51	0,47	0,04	3	woj. 24	0,94	0,95	-0,01
1	woj. 26	0,59	0,59	0,00	3	woj. 26	0,94	0,96	-0,02
1	woj. 28	0,49	0,61	-0,12	3	woj. 28	0,95	0,98	-0,03
1	woj. 30	0,48	0,44	0,04	3	woj. 30	0,93	0,91	0,02
1	woj. 32	0,44	0,47	-0,03	3	woj. 32	0,92	0,95	-0,03

Tabela 11. Porównanie wskaźników realizacji badania w przyjętych modelach statystycznych z faktycznymi wskaźnikami realizacji z roku 2014. (dok.)

Fala	Poziom	Model	Faktycznie	Różnica	Fala	Poziom	Model	Faktycznie	Różnica
2	Polska	0,89	0,88	0,01	4	Polska	0,95	0,96	-0,01
2	woj. 02	0,84	0,87	-0,03	4	woj. 02	0,94	0,98	-0,04
2	woj. 04	0,89	0,90	-0,01	4	woj. 04	0,96	0,99	-0,03
2	woj. 06	0,90	0,88	0,02	4	woj. 06	0,96	0,98	-0,02
2	woj. 08	0,90	0,88	0,02	4	woj. 08	0,95	1,00	-0,05
2	woj. 10	0,91	0,86	0,05	4	woj. 10	0,96	0,95	0,01
2	woj. 12	0,90	0,88	0,02	4	woj. 12	0,94	0,98	-0,04
2	woj. 14	0,84	0,87	-0,03	4	woj. 14	0,94	0,98	-0,04
2	woj. 16	0,88	0,82	0,06	4	woj. 16	0,96	0,96	0,00
2	woj. 18	0,93	0,95	-0,02	4	woj. 18	0,96	0,99	-0,03
2	woj. 20	0,91	0,92	-0,01	4	woj. 20	0,95	0,93	0,02
2	woj. 22	0,88	0,89	-0,01	4	woj. 22	0,94	0,92	0,02
2	woj. 24	0,90	0,87	0,03	4	woj. 24	0,95	0,94	0,01
2	woj. 26	0,93	0,89	0,04	4	woj. 26	0,94	0,95	-0,01
2	woj. 28	0,93	0,95	-0,02	4	woj. 28	0,95	0,97	-0,02
2	woj. 30	0,90	0,88	0,02	4	woj. 30	0,95	0,98	-0,03
2	woj. 32	0,86	0,89	-0,03	4	woj. 32	0,92	0,94	-0,02

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

2.2. Założenia metodologiczne dotyczące zwiększenia próby przy dwustopniowym schemacie losowania

Z analiz przeprowadzonych na danych historycznych z lat 2005-2012 wynika, że spełnienie wymogu Eurostatu, aby oceny błędów standardowych dla wskaźników AROPE w każdym województwie były co najwyżej 1,25 p.proc. jest przy dotychczasowych liczebnościach prób niemożliwe. Wyprowadzone modele zależności błędów od liczby zbadanych gospodarstw pokazały, że niezbędne jest uzyskanie w każdym województwie około 2900 zrealizowanych ankiet dla gospodarstw, co oznacza sumaryczną próbę rzędu $2900 \cdot 16 = 46400$; jeżeli za punkt odniesienia przyjmiemy rok 2012, w którym zbadano 13116 gospodarstw, to oznacza konieczność średnio ponad 3,5 krotnego zwiększenia próby. Gdyby osłabić warunek dla błędów, do warunku $SE \leq 1,5$, to należałoby około 2,5 krotnie zwiększyć wielkość próby. Tak duże wzrosty sumarycznej próby oznaczałyby zróżnicowane zmiany

w poszczególnych województwach: najmniejsze zmiany dotyczyłyby większych województw tzn. mazowieckiego i śląskiego, największe wzrosty byłyby konieczne w województwach lubuskim i opolskim (około 8- krotne w wariancie według Eurostatu). Przy rozważaniu zmian w liczebnościach prób należy uwzględnić również fakt, że próba zrealizowana w danym roku jest sumą z 4 niezależnych podprób; w nowym roku badania mamy wpływ na zmiany ustalając alokację tylko dla nowo losowanej podpróby. Dlatego też wydaje się trudne wprowadzenie radykalnej zmiany z roku na rok – można zaplanować stopniowe zmiany w latach kolejnych tak, aby osiągnąć założone liczebności w roku docelowym. W dalszej części zaproponowano takie podejście dla dwóch zasadniczych wersji: gdy rokiem docelowym jest rok 2018 oraz gdy jest nim rok 2020.

2.3. Symulacje wariantów nowej alokacji próby przy dwustopniowym schemacie losowania

Celem wykonanych symulacji było uzyskanie rozkładów liczebności prób według województw (na poziomie NTS 2) dla lat 2015-2018 oraz 2015-2020. Dwa podstawowe warianty różniły się przyjęciem roku docelowego, tzn. roku w którym powinny być spełnione wymogi Eurostatu dotyczące precyzji wskaźnika AROPE w każdym województwie. Przyjęcie roku 2018 wynika z planowanego obowiązywania nowych wytycznych Eurostatu, natomiast rok 2020 jest wariantem przewidującym pewne przesunięcie w realizacji planowanego ograniczenia precyzji. W każdym z wariantów konieczność zapewnienia odpowiedniej jakości wskaźnika AROPE oznacza wymóg uzyskania liczby ok. 2900 zbadanych gospodarstw w ustalonym roku docelowym w każdym województwie. W ramach każdego z dwóch wariantów podstawowych rozpatrywano dodatkowe warunki – ich dokładny opis zawarto w poniższej tabeli.

W obliczeniach uwzględniono dane o realizacji badania dla roku 2013, natomiast dane dla roku 2014 musiały być częściowo modelowane (wynikało to z tego, że wskaźniki realizacji badania dla 2014 roku nie były dostępne w trakcie I etapu pracy badawczej). Jednak jak zostało to przedstawione w punkcie 2.1 raportu, rozważane modele charakteryzują się dobrą jakością i pozwalają na uzyskanie wyników symulacji o odpowiednim poziomie wiarygodności.

Tabela 12. Opis wariantów symulacji

Wariant symulacji	Opis
A1	Cel: 2900 zbadanych gospodarstw w każdym województwie dla 2018 roku; w latach 2015-2017 zakłada się losowanie nowych podprób o liczebnościach ok. 10 tys. mieszkań, a rozkład każdej nowej podpróby pomiędzy województwa byłby w przybliżeniu według reguły pierwiastka z wielkości populacji mieszkań w województwach
A1a	Jak w wariancie A1, jednak zamiast 2900 przyjęto jako cel 2000 zbadanych gospodarstw w 2018 roku (osłabiony próg jakości)
A2	Cel: jak w wariancie A1, jednak dodatkowo przyjęto, że już od roku 2015 należałoby uzyskiwać wielkości prób w województwach na jednakowym poziomie tak, aby od liczebności 1000 dojść do 2900 w 2018 roku; w takim wariancie teoretycznie mielibyśmy możliwość oceny wskaźnika AROPE na podobnym poziomie we wszystkich województwach już od roku 2015, przy czym poziom ten byłby stopniowo polepszany aż do docelowego roku 2018.
A2a	Jak w wariancie A2, jednak z docelową liczebnością 2000 w roku 2018
B1	Cel: 2900 zbadanych gospodarstw w każdym województwie dla 2020 roku; w latach 2015-2019 zakłada się losowanie nowych podprób o liczebnościach ok. 10 tys. mieszkań, a rozkład każdej nowej podpróby pomiędzy województwa byłby w przybliżeniu według reguły pierwiastka z wielkości populacji mieszkań w województwach
B2	Analogicznie jak w wariancie A2

Źródło: opracowanie własne

Na podstawie przyjętych założeń oraz przyjmując wskaźniki realizacji według danych historycznych (dodatkowo uwzględniając trendy) można było wygenerować hipotetyczne rozkłady dla zrealizowanych prób oraz odpowiednie rozkłady dla kartotek (czyli zbiorów gospodarstw pokazujących stan w momencie startu badania w danym roku; takie zbiory mogą służyć do oceny kosztów realizacji ankiet w terenie). Jako przybliżoną miarę kosztów do oceny efektów symulacji obliczano sumaryczną wielkość prób z kartotek wygenerowanych dla lat 2015-2018 oraz 2015-2020 odpowiednio. Szczegółowe rozkłady wynikające z symulacji zamieszczono w arkuszu Excela, plik **SILC_symulacje_2015_2020**.

2.4. Analiza efektów przeprowadzonych symulacji

Na podstawie przeprowadzonych symulacji można sformułować następujące wnioski:

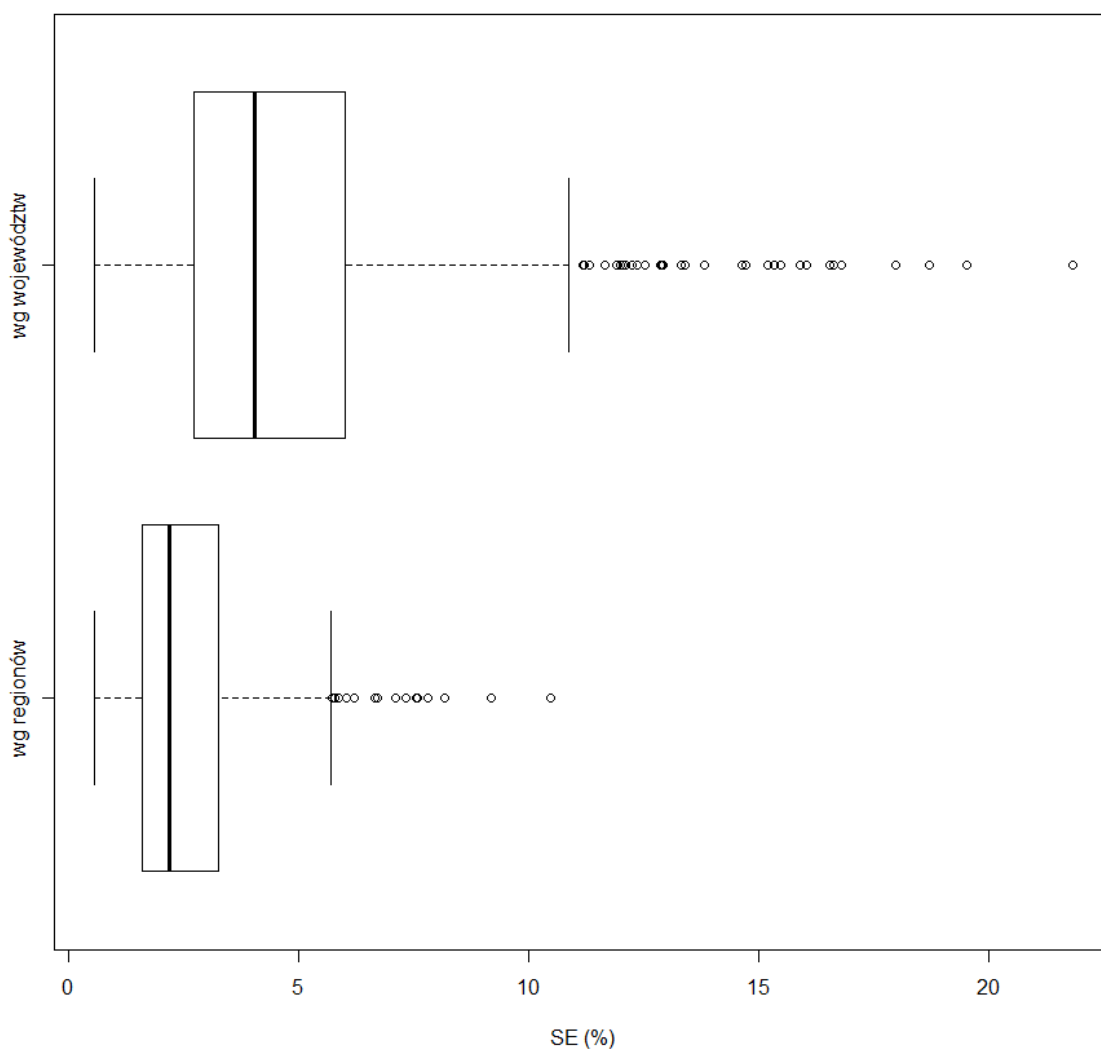
- W każdym z analizowanych wariantów osiągnięcie w roku docelowym zaplanowanych liczebności prób w województwach spowoduje konieczność wylosowania bardzo dużej nowej podpróby w tym roku;
- W wariacie A1 konieczne byłoby losowanie podpróby ok. 78 tysięcy mieszkań do badania na rok 2018; próba ta w kartotece byłaby ok. 6-krotnie większa niż 3 pozostałe podpróby; w wariacie A1a (z obniżonym progiem precyzji oznaczałoby to losowanie ok. 46 tys. mieszkań, co oznacza ok. 3,5 razy więcej niż dla prób pozostałych);
- Wariant A2 (podobnie jak A2a) wymagałby jeszcze większych sumarycznych kosztów w stosunku do wariantu A1 (A1a odpowiednio) – jest to konsekwencja dodatkowych narzuconych ograniczeń już dla lat 2015-2017; jednak w tym wariacie oceny błędów według województw byłyby na zbliżonych poziomach już od roku 2015;
- Warianty B1 i B2 dają obraz dla dłuższego okresu, ale nie zmienia się ogólny jakościowy wniosek, czyli konieczność kilkukrotnego zwiększenia liczebności dla nowo losowanych próbek, aby spełnić docelowe wymogi Eurostatu;
- W wariantach B1 i B2 pokazany jest dodatkowo efekt badania podpróby przez 6 kolejnych lat tzn. jeżeli w roku 2015 w wariacie B1 wylosowano by ok. 10 tys. mieszkań, to w roku 2020 uzyskano by próbę panelową (6-letni panel) o liczebności ok. 3200 zbadanych gospodarstw; w wariacie B2 z ok. 13 tys. mieszkań uzyskano by odpowiednio ok. 4300 zbadanych jednostek.

2.5. Problem grupowania według województw lub regionów

Z przeprowadzonych analiz wynika, że przy zachowaniu dotychczasowego dwustopniowego schematu losowania w badaniu EU-SILC, bardzo trudno jest uzyskać dokładność ocen wskaźnika AROPE wymaganą przez Eurostat dla wszystkich województw bez kilkukrotnego zwiększenia liczebności próby. Jako jedno z rozwiązań tego problemu można zasugerować rozważenie w okresie przejściowym przekrojów na wyższym poziomie podziału terytorialnego tzn. na poziomie 6 regionów (NTS 1 zamiast NTS 2). W celu ogólnej ilustracji tego kierunku wykonano dodatkowe obliczenia dla wskaźnika AROPE i 2012 roku (dla takich samych przekrojów szczegółowych jak wykonane wcześniej z uwzględnieniem województw).

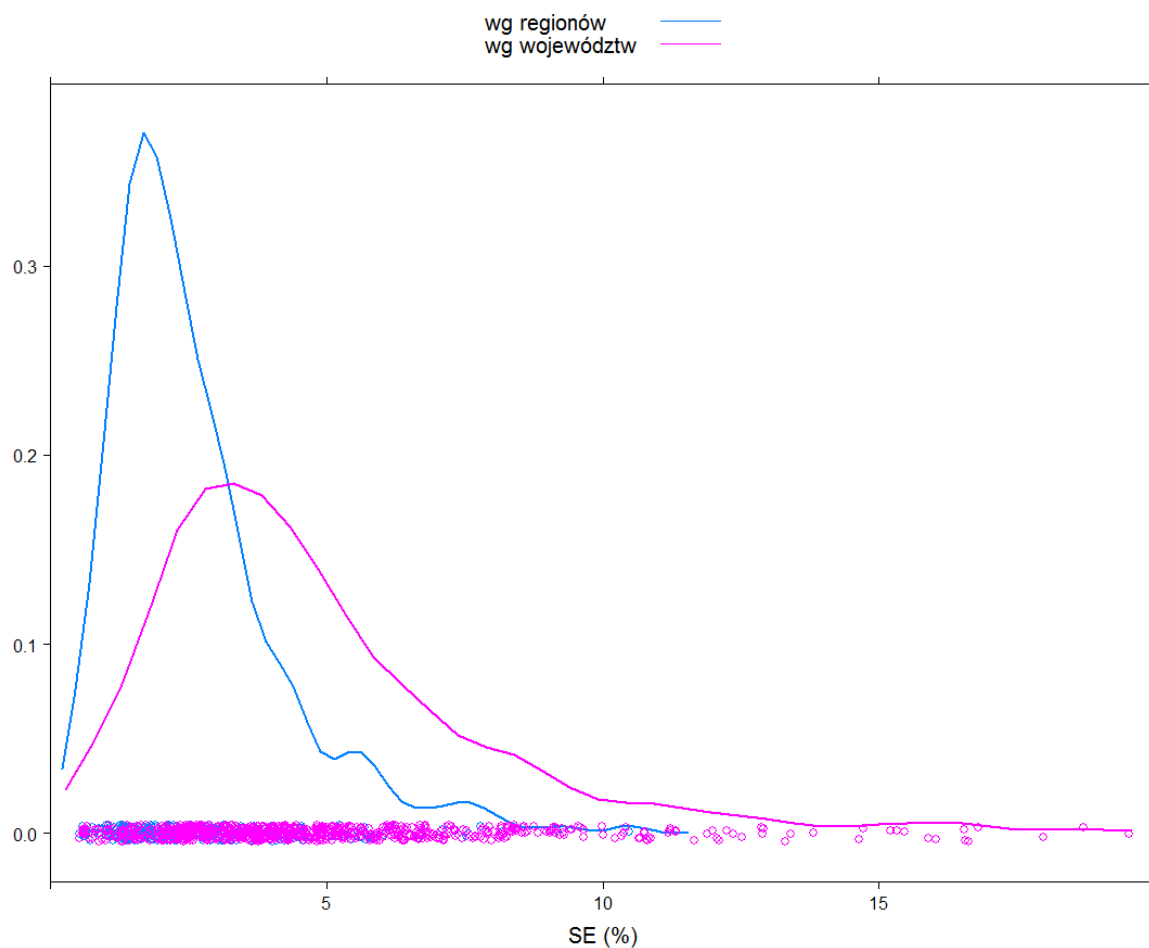
Poniższe wykresy pokazują, że dzięki rozważaniu regionów można osiągnąć średnio około dwukrotnie zmniejszenie błędów, mniejszy jest też zakres wartości tych błędów.

Wykres 46. Wykres skrzynkowy: porównanie ocen błędów standardowych z podziałem na województwa oraz na regiony (wskaźnik AROPE, rok=2012)



Źródło: opracowanie własne

Wykres 47. Wykres gęstości: porównanie ocen błędów standardowych z podziałem na województwa oraz na regiony (wskaźnik AROPE, rok=2012)



Źródło: opracowanie własne

Wyniki dla wskaźnika AROPE i roku 2012 według regionów są następujące:

Tabela 13. Wskaźnik AROPE w regionach dla 2012 roku

Region	Liczba zbadanych gospodarstw	Wskaźnik (%)	SE (p.proc.)
PL1	2669	23,6	1,14
PL2	2693	24,5	1,24
PL3	2531	33,4	1,47
PL4	1887	27,1	1,66
PL5	1387	26,6	1,75
PL6	1949	25,8	1,40

Źródło: opracowanie własne

Z tabeli 13 wynika, że warunek $SE \leq 1,25$ jest spełniony dla dwóch regionów, ponadto dla wszystkich regionów błąd bezwzględny wskaźnika AROPE nie przekracza 1,75. Chcąc osiągnąć spełnienie warunku $SE \leq 1,25$ dla każdego regionu należałoby teoretycznie założyć realizację badania w około 2700 gospodarstwach w każdym regionie, co oznaczałoby sumaryczne zwiększenie próby w stosunku do 2012 roku w przybliżeniu o 25%.

2.6. Dodatkowe analizy uwzględniające nowe rekomendacje Eurostatu dotyczące precyzji wskaźników

W maju 2015 roku w ramach prac grup roboczych Eurostatu zaproponowano nowe podejście do regulacji wymogów precyzji na poziomie regionalnym.

Podstawą do określenia jakości wyników ma być formuła oparta na błędzie standardowym dla danego wskaźnika uwzględniająca wielkość badanej populacji, tzn. postulowane jest spełnienie nierówności:

$$SE < \sqrt{p(1 - p/X)},$$

gdzie:

SE – oznacza ocenę błędu standardowego wskaźnika,

p – estymator tego wskaźnika,

X – wielkość zależną od badanej populacji N , wyrażoną w postaci: $X = a\sqrt{N} + b$.

Taka ogólna reguła jest już stosowana w regulacjach dotyczących np. badania BAEL. Eurostat planuje zastosowanie tego podejścia w celu ujednoczenia wymogów precyzji dla innych badań społecznych. W przypadku badania EU-SILC i poziomu województw (NTS 2) zaleca się rozważanie wskaźnika AROPE oraz przyjęcie zależności $X = 600\sqrt{N}$, gdzie N określa liczbę gospodarstw domowych w danym województwie (podaną w milionach i zaokrągloną do 3 miejsc dziesiętnych).

Poniżej zamieszczono wnioski z dodatkowych analiz, w których zamiast dotychczasowego wymogu ($SE < 1,25$ p.proc. dla każdego województwa) rozważano wpływ nowej proponowanej reguły na realizację polskiego badania EU-SILC. Jako punkt wyjściowy przyjęto wyniki dla badania EU-SILC 2012. Poniższa tabela podaje na przykładzie 2012 roku jaki poziom błędu SE należałoby uzyskać w województwach według nowej reguły i jaka liczba zbadanych gospodarstw byłaby do tego konieczna. Przy wyprowadzaniu hipotetycznej liczby zbadanych gospodarstw wykorzystano omawianą wcześniej w raporcie przybliżoną zależność pomiędzy osiąganym poziomem błędu standardowego a liczbą zbadanych gospodarstw w danym województwie, tzn. $SE = 67/\sqrt{n}$.

Tabela 14. Wymóg liczebności próby zrealizowanej do założeń precyzji uzależnionej od wielkości województwa

woj	n (faktyczna liczba zbadanych gospodarstw) w 2012 r.	AROPE (%)	SE (p.proc.)	SE według nowej reguły (p.proc)	n (docelowa wymagana liczba zbadanych gospodarstw)
02	1017	26,2	2,02	1,75	1466
04	696	24,0	2,22	1,89	1257
06	844	36,4	2,53	2,12	999
08	367	27,2	3,47	2,34	820
10	989	26,6	2,11	1,83	1340
12	964	24,2	2,26	1,71	1535
14	1680	22,2	1,40	1,44	2165
16	370	27,8	3,84	2,38	792
18	743	34,9	2,53	2,17	953
20	437	24,7	3,47	2,19	936
22	731	24,9	2,28	1,86	1298
24	1729	24,8	1,34	1,54	1893
26	507	34,0	3,78	2,39	786
28	522	30,0	2,99	2,21	919
30	1001	23,4	2,15	1,68	1590
32	519	34,5	3,23	2,17	953

Źródło: opracowanie własne

Z przeprowadzonej analizy wynika, że do osiągnięcia wymaganych progów konieczne byłoby zwiększenie zbadanej próby średnio o 50%, przy czym widoczne jest zróżnicowanie w ramach województw. Iloraz koniecznej wielkości próby do obecnej, zmienia się w zakresie od 1,1 do 2,2, z czego największe zwiększenie musiałoby obejmować małe województwa, takie jak 08 (lubuskie), 16 (opolskie).

Błąd standardowy z zakresu od 1,3 do 3,8 (średnia 2,6) zmieniałby się w zakresie od 1,4 do 2,4 (średnia 2,0). Ponadto uzyskane rozkłady oczekiwanej liczby mieszkań zbadanych w województwach pokazują, że uzasadniony jest postulat uwzględniania przy alokacji nowo losowanych prób w przyszłych latach, zmiany proporcjonalnego podziału próby pomiędzy województwa w kierunku podziału w proporcji do pierwiastka kwadratowego z liczby mieszkań w populacji – taki kierunek zmian w alokacji został już uwzględniony w realizacji badania przy losowaniu nowych podprób począwszy od 2014 roku.

Chcąc uwzględnić nową regułę Eurostatu w pracy badawczej, rozszerzono przedstawione w I etapie pracy symulacje zawarte w arkuszu Excela „**SILC_symulacje_2015_2020**”. Dodano nowy wariant C, który zakłada uzyskanie docelowych liczebności zbadanych prób w województwach w 2018 roku. W tym wariacie obliczeń uwzględniono też (nie dostępne we wcześniejszych symulacjach) informacje o faktycznym rozkładzie nowej podpróby losowanej do badania na 2015 rok. W porównaniu do poprzednio rozważanych wariantów, wariant C wydaje się być najbardziej realistyczny, gdyż daje możliwość dojścia w ciągu kilku lat do oczekiwanych rezultatów przy wielokrotnie niższych kosztach.

3. Opis alternatywnego jednostopniowego schematu losowania próby

Projekt alternatywnego (jednostopniowego) schematu losowania na potrzeby badania EU-SILC w celu uzyskania odpowiedniej precyzji wskaźników

3.1. Informacje wstępne

Projekt jednostopniowego schematu losowania próby do Europejskiego Badania Dochodów i Warunków Życia Ludności (EU-SILC) został opracowany, jako alternatywa dla dotychczas stosowanego schematu dwustopniowego.

W dotychczas stosowanym schemacie losowania jednostką losowania pierwszego stopnia (JLPS) stanowi obwód spisowy. Jednostką losowania drugiego stopnia stanowi mieszkanie. Na drugim stopniu losowane są mieszkania, wyłącznie z JLPS-ów wylosowanych na pierwszym stopniu.

Proponowana modyfikacja zakłada rezygnację z pierwszego stopnia losowania, tj. zakłada jednostopniowe losowanie z całej zbiorowości mieszkań zamieszkałych wykazanych w operacie. Zachowane byłyby dotychczasowe zasady podziału próby na podpróby i rotacji podprób. Propozycja obejmuje zmiany w zasadach alokacji próby w warstwach oraz liczebności próby. Zmiany dotyczące alokacji i liczebności próby, proponowane w związku z opracowaniem schematu jednostopniowego, mogą być także, po odpowiednim zaadaptowaniu, zastosowane w schemacie dwustopniowym, gdyby w toku prowadzonych eksperymentów nie została wykazana zasadność wprowadzenia schematu jednostopniowego.

Projekt schematu jednostopniowego został opracowany w związku z pracami dotyczącymi oceny i zwiększenia możliwości publikacji danych dla bardziej szczegółowych niż dotychczas przekrojów terytorialnych. Celem zastosowania proponowanego schematu jest poprawa precyzji estymacji, w tym estymacji dla niewielkich agregatów, co potencjalnie może dawać szansę osiągnięcia celu głównego, jakim jest umożliwienie publikacji wyników takiej estymacji, w tym oszacowań na poziomie województw (NTS 2).

Stosowane dotychczas losowanie dwustopniowe ułatwia znacząco praktyczną realizację badania w terenie i zmniejsza jej koszt, zapewniając terytorialne skupienie losowanych adresów, ale ujemnie wpływa na precyzję oszacowań. Uzyskanie zbliżonej precyzji wyników wymaga zatem w przypadku schematu dwustopniowego zbadania większej liczby mieszkań. W przypadku zbadania tej samej liczby mieszkań, schemat dwustopniowy skutkuje gorszą precyzją oszacowań, a zatem ogranicza możliwość publikacji wyników, zwłaszcza dla niewielkich agregatów. Z punktu widzenia celów projektu, którym jest osiągnięcie określonego poziomu (zwiększenie) precyzji wyników i możliwości publikacyjnych, rezygnacja z drugiego stopnia losowania jest więc działaniem całkowicie lub częściowo substytucyjnym w stosunku do zwiększenia próby. Zarówno zwiększenie próby jak i przejście na schemat jednostopniowy powoduje zwiększenie pracochłonności i kosztów badania. Wnioski co do celowości przejścia na schemat jednostopniowy będą zależały od wyników oceny efektywności takiego rozwiązania, tj.

- oceny wpływu na poprawę precyzji i relacji efektów (poprawa precyzji) do kosztu ich osiągnięcia (wzrost kosztów i pracochłonności badania),
- porównania tak rozumianej efektywności z efektywnością rozwiązania alternatywnego, tj. zwiększenia próby.

3.2. Podstawowe założenia proponowanego schematu losowania

Próba jest próbą złożoną, tj. składa się z kilku niezależnie losowanych podprób. Każda podpróba badana jest przez cztery kolejne lata. Co roku najstarsza podpróba zastępowana jest nową wylosowaną podpróbą według opisanej metody. Wszystkie te elementy są identyczne jak w dotychczasowym schemacie.

Operat losowania, podobnie jak dotychczas, tworzony jest w oparciu o informacje z Krajowego Rejestru Podziału Terytorialnego Kraju (TERYT). Operat obejmuje wszystkie mieszkania (bez obiektów zakwaterowania zbiorowego) wykazane w rejestrze jako zamieszkane.

Jednostką losowania jest mieszkanie. Badanymi w EU-SILC jednostkami statystycznymi są gospodarstwa domowe i osoby, tak więc jednostka losowania nie jest tożsama z jednostką badania.

Losowanie jest losowaniem warstwowym. Populacja jest dzielona na warstwy na poziomie operatu. Zasady podziału zbiorowości na warstwy oraz alokacji próby w warstwach opisano dalej, uwzględniając w tym drugim przypadku kilka wariantów.

Mieszkania w warstwach losowane są w sposób prosty bez zwracania. Każde mieszkanie w warstwie i każdy podzbiór mieszkań w warstwie ma identyczne prawdopodobieństwo dostania się do próby.

Ponieważ jednostka losowania nie jest tożsama z jednostką badania, z punktu widzenia badania osób (na poziomie osoby określone są cechy statystyczne, których badanie stanowi przedmiot projektu) proponowany schemat nie jest losowaniem prostym warstwowym, lecz losowaniem zespołowym, i ma gorsze własności statystyczne niż losowanie proste warstwowe. Z tego względu korzyści dotyczące precyzji estymacji wynikające z przejścia na schemat jednostopniowy są mniejsze i mniej oczywiste, niż byłyby w przypadku przejścia na losowanie proste warstwowe. Ich skala oraz ocena, na ile są one znaczące i czy racjonalnie uzasadniają realizację propozycji, wymaga analiz empirycznych, które zostaną przeprowadzone w drugim etapie projektu.

3.3. Warstwy losowania

W dotychczasowym dwustopniowym schemacie losowania, jednostki losowania pierwszego stopnia są przed losowaniem warstwowane. Warstwami są województwa, natomiast wewnątrz województw warstwy tworzone są w oparciu o klasę miejscowości. Na obszarach miejskich obwoły spisowe grupowane są według wielkości miasta (przy czym duże miasta tworzą samodzielne warstwy, a w największych warstwami są dzielnice), natomiast na terenach wiejskich warstwami są gminy wiejskie w podregionie (NTS 3) lub sąsiadujących ze sobą powiatach (NTS 4). Opisany powyżej sposób warstwowania pozostaje niezmienny w schemacie jednostopniowym

Najniższym rozważanym w projekcie terytorialnym poziomem uogólnienia są obszar miejski i obszar wiejski województwa. Nie planuje się w badaniu uogólnień na niższym poziomie agregacji terytorialnej. Dodatkowo, w projekcie rozważane są też uogólnienia dla domen wyodrębnionych na podstawie klasyfikacji według stopnia urbanizacji DEGURBA⁶, jednak jest to podział alternatywny w stosunku do podstawowego podziału na miasto/wieś i nie jest z nim zgodny. Zastosowanie łączne kryteriów klasyfikacji według województwa, podziału miasto/wieś i DEGURBA powodowałoby powstanie warstw o bardzo nierównomierniej wielkości, z których część byłaby bardzo niewielka, co utrudnia wykorzystanie takiej klasyfikacji przy tworzeniu warstw losowania. Z tego względu optymalny do wykorzystania przy tworzeniu warstw losowania wydaje się podział podstawowy miasto/wieś stosowany do większej liczby uogólnień.

Ponieważ przy zastosowaniu podstawowego podziału miasto/wieś, wszystkie terytorialne poziomy uogólnienia brane pod uwagę w projekcie i w badaniu stanowią odrębne warstwy losowania (zespoły warstw) w dotychczasowym schemacie warstwowania, nie stwierdzono potrzeby wyodrębniania dodatkowych warstw celem poprawy precyzji oszacowań.

Definicje warstw pozostają zatem niezmiennymi w stosunku do dotychczasowego schematu losowania i są zgodne z opisem zamieszczonym powyżej. Warstwowanie dotyczy natomiast bezpośrednio zbiorowości mieszkańców znajdujących się w warstwach wyodrębnionych ze względu na województwo i klasę miejscowości, które są jednostkami losowania; nie jest stosowane pojęcie jednostki losowania pierwszego stopnia.

⁶ Klasyfikacja według stopnia urbanizacji DEGURBA: 1 – obszary gęsto zaludnione, 2 – obszary pośrednie, 3 – obszary słabo zaludnione.

3.4. Alokacja próby

Alokacja próby jest podstawowym – obok samej zmiany sposobu losowania, tj. przejścia na schemat jednostopniowy – środkiem poprawy precyzji estymacji dla jednostek terytorialnych. Poprzez odpowiednią alokację próby można poprawić precyzję estymacji.

Rozważając alokację próby ogółem między jednostki niższego rzędu (warstwy/domeny) wyróżnić można kilka podstawowych, alternatywnych reguł:

- alokacja proporcjonalna do wielkości warstwy/domeny (liczebności populacji jednostek losowania/badania w warstwie) – pożądana z punktu widzenia jakości oszacowania wartości ogółem (agregatu), może być niekorzystna z punktu widzenia jakości uogólnień dla domen, jeśli różnią się one wielkością);
- alokacja zakładająca identyczną liczebność próby w każdej domenie – pożądana z punktu widzenia jakości uogólnień dla domen, mniej korzystna z punktu widzenia jakości oszacowania wartości ogółem (agregatu);
- alokacja proporcjonalna do pierwiastka wielkości warstwy/domeny, będąca „kompromisem” pomiędzy przedstawionymi podejściami – bardziej korzystna dla domen niż alokacja proporcjonalna, choć mniej korzystna niż alokacja zakładająca identyczne próby; bardziej korzystna dla agregatu niż alokacja zakładająca identyczne próby, choć mniej korzystna od alokacji proporcjonalnej.

Projektując schematy alokacji, zastosowano reguły biorące pod uwagę wyłącznie wielkość jednostek oraz ich wewnętrzną strukturę. Nie brano pod uwagę informacji empirycznych dotyczących zróżnicowania rozkładów badanych cech, gdyż tak określony schemat opierałby się na optymalizacji z punktu widzenia konkretnej cechy badanej, mógłby być natomiast niewłaściwy z punktu widzenia innych cech i nie miałby charakteru uniwersalnego.

Niech n oznacza założoną liczebność próby ogólnopolskiej (liczbę losowanych/badanych mieszkań), N_i , n_i liczebność populacji (liczba mieszkań) oraz próby (liczba losowanych/badanych mieszkań) w województwie i .

Rozważane są następujące warianty podziału liczebności próby ogólnopolskiej między warstwy podstawowe:

A1) Próba ogólnopolska dzielona na **województwa** proporcjonalnie do liczby mieszkań w województwie.

$$n_i = n \frac{N_i}{N}$$

A2) Próba ogólnopolska dzielona na **województwa** proporcjonalnie do **pierwiastka** liczby mieszkań w województwie.

$$n_i = n \frac{\sqrt{N_i}}{\sum_k \sqrt{N_k}}$$

A3) Próba ogólnopolska dzielona na **województwa** na części o równej liczebności.

$$n_i = n / z_i$$

Wariant A1 odpowiada dotychczasowej alokacji próby i jest on brany pod uwagę jedynie dla celów porównawczych. Alokacja proporcjonalna nie bierze pod uwagę uogólnień dla domen i jest nieefektywna pod tym względem. Porównanie z dotychczas stosowaną alokacją proporcjonalną jest jednak właściwe, gdyż:

- stanowi ona wygodną bazę dla porównań, pokazując efektywność alternatywnych rozwiązań,
- ze względu na konieczność oceny pogorszenia precyzji oszacowań dla całego kraju wskutek zastosowania reguł alokacji bardziej efektywnych z punktu widzenia uogólnień w domenach.

Podstawowymi wariantami alokacji rozważanymi celem poprawy jakości uogólnień na poziomie województw są A2 i A3.

3.5. Zagadnienie liczebności próby

Warianty symulacyjne dotyczące różnych liczebności próby określone są przez założoną sumaryczną liczebność (wyrażoną liczbą badanych mieszkań). Ze względu na wyższy koszt i pracochłonność realizacji badania w terenie przy losowaniu jednostopniowym, jako ekwiwalent stanu dotychczasowego należy traktować badanie z próbą losowaną jednostopniowo o zmniejszonej liczebności. Z kolei osiągnięcie celów związanych z precyzją, nawet w przypadku wystąpienia zysku na precyzji związanego z losowaniem jednostopniowym, może wymagać zwiększenia próby.

Wstępne oceny efektywności schematu jednostopniowego wskazują, iż jest ona niższa w stosunku do oczekiwań, tzn. zysk na precyzji uzyskiwany przy przejściu ze schematu dwustopniowego na jednostopniowy jest niższy od spodziewanego. Z tego względu, trudno oczekiwać osiągnięcia celów projektu bez znaczącego zwiększenia liczebności próby. Opierając się na tych wstępnych wnioskach, a także na wynikach analiz przeprowadzonych dla schematu dwustopniowego, zdecydowano się wziąć pod uwagę warianty zakładające duże zwiększenie próby, tj. o 50 i 100%.

W związku z powyższym określono następujące warianty symulacyjne z punktu widzenia liczebności próby:

- L1) próba o dotychczasowej liczebności (liczba badanych mieszkań),
- L2) próba zmniejszona o 20%,
- L3) próba zwiększona o 50%.
- L4) próba zwiększona o 100% (podwojenie dotychczasowej liczebności próby)

Powyższe wartości odnoszą się do próby zrealizowanej. Za podstawę obliczeń, tj. liczebność próby dotychczasowej, przyjęta została liczebność próby zrealizowanej w 2012 roku.

Dla wariantów L3 i L4 rozważana jest wyłącznie alokacja A2 i A3, tj. alokacja zwiększająca efektywność estymacji dla województw w stosunku do alokacji proporcjonalnej. W przypadku wariantów symulacyjnych niezakładających zwiększenia próby, pozostawienie alokacji proporcjonalnej jest rozwiązaniem brany pod uwagę ze względu na troskę o nie pogarszanie jakości oszacowań dla kraju ogółem. Przy wariantach zakładających znaczące zwiększenie próby, próba dla żadnego z województw nie powinna być mniejsza od wyjściowej, także dla schematów alokacji bardziej korzystnych z punktu widzenia estymacji dla województw, w związku z czym rozważanie alokacji proporcjonalnej nie jest konieczne.

Plan eksperymentu dopuszcza zastosowanie również innych wariantów liczebności lub rezygnację z któregoś z wariantów opisanych, jeżeli przeprowadzone wcześniej obliczenia wykażą zasadność takiego postępowania. W szczególności, przeprowadzone zostały również symulacje dla dwóch dodatkowych wariantów próby o bardzo dużych liczebnościach, oznaczonych jako L5 i L6, które szczegółowo opisano w części dotyczącej wyników symulacji dla schematu jednostopniowego przy zmianie liczebności próby.

4. Ocena efektywności schematu alternatywnego i związanych z nim rozwiązań dotyczących liczebności oraz alokacji próby

4.1. Metodyka oceny

4.1.1. Ocena błędu losowego (precyzji oszacowań)

Podstawą oceny efektywności schematu jednostopniowego są szacunki precyzji estymacji agregatów, stanowiących przedmiot zainteresowania projektu, w przypadku użycia proponowanego schematu do losowania próby. Na podstawie uzyskanych ocen precyzji mogą być formułowane wnioski dotyczące możliwości osiągnięcia celów projektu przy użyciu proponowanych rozwiązań. Porównanie ocen precyzji uzyskiwanych przy użyciu alternatywnego jednostopniowego schematu losowania oraz dotychczasowego schematu dwustopniowego, stanowi podstawę do wnioskowania o efektywności i racjonalności ewentualnego zastosowania proponowanych rozwiązań.

Oceny błędu uzyskiwane dla różnych wariantów symulacyjnych nie odnoszą się do konkretnego roku badania, ale stanowią informację o hipotetycznych błędach szacunku, które zostałyby uzyskane (w przeszłości lub przyszłości) przy zastosowaniu losowania próby i uogólnieniach zgodnych z założeniami określonymi przez dany wariant symulacyjny. Oszacowania dokonywane są jednak w oparciu o informację na temat rozkładu badanych cech w populacji generalnej, która to informacja pozyskiwana jest ze zrealizowanego badania (ze zbadanej próby). Ze względu na największą aktualność, jako model populacji generalnej wykorzystano zbiór danych odpowiadających wynikom badania w roku 2012 (tj. ostatnim roku objętym zakresem prac), czyli dane uzyskane dla zrealizowanej próby za ten rok.

Ocenę precyzji estymatorów przeprowadzono w oparciu o podawane w procentach współczynniki zmienności estymatorów. Są one ilorazem błędu standardowego, tj. pierwiastka z wariancji (błędu średniokwadratowego) estymatora do wartości samego estymatora. Miara ta w prosty sposób pozwala określić wielkość błędu estymatora, gdyż mówi nam, jaki procent szacowanej wartości stanowi błąd estymacji (nie ma więc konieczności odnoszenia wielkości błędu do szacowanej wartości, co miałyby miejsce gdyby ocenę precyzji dokonywać w oparciu o wariancję/odchylenie standardowe estymatora).

Ze względu na złożony schemat losowania, konieczność korekty wag pierwotnych oraz korzystanie z estymatorów ilorazowych, wyprowadzenie i podanie bezpośrednio wzorów analitycznych na wariancję estymatorów jest praktycznie niemożliwe. W związku z tym konieczne jest wykorzystanie metod przybliżonych lub symulacyjnych, opartych na wielokrotnym losowaniu próbek.

Podstawową metodą użytą do oceny precyzji, tj. wyznaczenia współczynników zmienności dla badanych parametrów w poszczególnych wariantach schematu losowania, jest szacunek symulacyjny dokonany w oparciu o założenia metody bootstrap. Zakłada on wielokrotne losowanie metodą „ze zwracaniem” prób o liczebności i strukturze odpowiadającej wariantom symulacyjnym, traktując jako generator (model populacji generalnej) wyjściową próbę. Postępowanie to jest tożsame z klasyczną metodą bootstrap w sytuacji, gdy szacujemy precyzję dla oryginalnego schematu losowania, liczebności i alokacji próby, tj. gdy struktura i liczebność prób bootstrapowych (replikacji) odpowiada strukturze i liczebności generatora (oryginalnej próby z badania). W przeprowadzonym eksperymencie stosowane były inne niż oryginalne liczebności i struktury prób bootstrapowych, odpowiadające wariantom symulacyjnym, przy zastosowaniu próby oryginalnej jako generatora (modelu populacji).

W toku przeprowadzonych eksperymentów uzyskano oszacowania świadczące o znikomym efekcie zmiany metody losowania, tj. oszacowania błędu dla schematu jednostopniowego bardzo bliskie oszacowaniom dla schematu dwustopniowego (dotychczasowego) przy oryginalnych liczebnościach i alokacji próby. Ze względu na dużą bliskość oszacowań, aby zminimalizować błąd wynikający z losowego (symulacyjnego) charakteru metody szacowania precyzji i jego wpływ na wysuwane wnioski, porównawczo, w celach kontrolnych, przeprowadzono również obliczenia przy użyciu metody linearyzacji Taylora, wykorzystując procedurę "surveymeans" oprogramowania SAS. Jest to metoda przybliżona, ale mająca charakter deterministyczny, więc niegenerująca błędów związanego z elementem randomizacyjnym symulacji. Wyniki dotyczące porównania precyzji otrzymywanych dla obydwu schematów losowania okazały się podobne jak w przypadku porównania oszacowań uzyskiwanych metodą bootstrap.

Ze względów o których mowa, zdecydowano się także na zastosowanie dużej (wynoszącej 1000) liczby replikacji w metodzie symulacyjnej. Ponadto, celem uzyskania pełnej zgodności metody szacunku precyzji dla schematu jednostopniowego i dwustopniowego, dokonano, wyłącznie na potrzeby porównania wyników, ponownego szacunku precyzji dla schematu dwustopniowego. Szacunek ten został wykonany odrębnie i szczegółowo przedstawiony w innym miejscu niniejszego raportu w związku z analizą dotychczasowego schematu losowania. Przedstawione tam wyniki należy traktować jako podstawowe i miarodajne z punktu widzenia oceny schematu dwustopniowego. Natomiast oszacowania dla schematu dwustopniowego umieszczone w tabelach poświęconych wynikom dla schematu jednostopniowego należy traktować wyłącznie jako bazę dla porównań między schematami, wyznaczoną w warunkach całkowicie porównywalnych. Różnice między tymi oszacowaniami, a oszacowaniami podstawowymi są zresztą bardzo niewielkie, ale mimo to, niekiedy większe niż różnice pomiędzy poszczególnymi wariantami symulacyjnymi (metodami losowania).

Przy stosowanej metodzie symulacyjnej (*bootstrap*), w każdej warstwie niezależnie dokonuje się wielokrotnie (kilkaset razy, tu przyjęto $B=1000$) losowania ze zwracaniem podpróbek o liczebności $n_h - 1$ spośród n_h wylosowanych oryginalnie do badania jednostek w h -tej warstwie. Jeżeli w rozważanym wariancie symulacyjnym liczebność próby w warstwie h różni się od oryginalnej i wynosi n_h^* , losowanych jest $\frac{n_h - 1}{n_h} n_h^*$ (po zaokrągleniu do liczby całkowitej, ozn. n_h^*) spośród n_h jednostek.

W takim przypadku korygowane są też oryginalne wagi, $w_i^* = w_i \frac{n_h - 1}{n_h^*}$.

Po wylosowaniu jednostek do podpróby wyznacza się zmodyfikowane wagi korzystając ze wzoru:

$$w_i(b) = w_i \frac{n_h}{n_h - 1} m_i(b)$$

gdzie:

w_i - jest wagą oryginalną jednostki (tzn. wagą wykorzystywaną do uogólnień, po ostatecznych korektach),

$w_i(b)$ - wagą dla b -tej podpróbki bootstrap-owej,

$m_i(b)$ - określa ile razy jednostka i -ta została wybrana do podpróbki b ($b=1,2, \dots, B$).

W przypadku, gdy $n_h^* \neq n_h$, waga w^* stosowana jest odpowiednio w miejsce wagi w .

Ponieważ w_i jest wagą dla oryginalnej próby po korektach i kalibracji, wagi wykazują zróżnicowanie w warstwie, skutkiem czego może występować zmienność uogólnień liczby mieszkań (jednostek losowania) za pomocą wag bootstrapowych $w_i(b)$. Jest to zmienność sztucznie generowana podczas eksperymentu, gdyż w przypadku faktycznej realizacji badania wagi przed kalibracją pozwalają uogólniać bez błędu losowego liczbę mieszkań w warstwach, zaś po kalibracji spełniają warunki kalibracyjne. W celu likwidacji tej zmienności stosowana jest kalibracja wag ze względu na liczbę mieszkań w warstwach. Dla pełnego odtworzenia warunków badania właściwa byłaby także kalibracja każdej próby bootstrapowej zgodnej z warunkami kalibracyjnymi stosowanymi w badaniu EU-SILC. Ze względu na stopień skomplikowania procedury kalibracyjnej stosowanej w badaniu element ten jest pomijany, co traktować należy jako uproszczenie czyniące szacunek przybliżonym. Przybliżenie to stosowane jest jednak konsekwentnie dla wszystkich porównywanych wariantów symulacyjnych.

Dla danej podpróbki bootstrapowej b wyznacza się z użyciem zmodyfikowanych wag oszacowania interesującego parametru, uzyskując B oszacowań \hat{t}_b^* . Po wykonaniu wszystkich iteracji (replikacji) oszacowanie błędu średniokwadratowego estymatora (tożsamego z wariancją w przypadku estymatorów nieobciążonych) badanego parametru t ma postać:

$$\hat{V}(t) = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B (\hat{t}_b^* - \hat{t})^2 \quad ,$$

gdzie \hat{t} jest oszacowaniem parametru t z próby oryginalnej, tj. wartością parametru t w modelu symulacyjnym populacji.

Ze względu na brak znaczącego obciążenia stosowanych technik estymacji, pierwiastek oszacowania błędu średniokwadratowego utożsamiany jest z błędem standardowym:

$$SE = \sqrt{\hat{V}(t)}$$

Oszacowanie współczynnika zmienności estymatora, tj. błąd standardowy przedstawiony w ujęciu względnym, uzyskujemy dzieląc uzyskany błąd standardowy przez oszacowanie wartości parametru, tj. stosując formułę:

$$CV = \frac{\sqrt{\hat{V}(t)}}{\hat{t}} * 100\% \quad .$$

4.1.2. Kryteria oceny precyzji oraz agregacja ocen dla domen w przekroju

Oceny precyzji dotyczą pojedynczych komórek tabel danych (domen) w wielowymiarowych przekrojach. W ramach projektu rozważana jest duża liczba przekrojów, nie tylko wojewódzkich, ponadto rozważane jest wiele możliwych wariantów alokacji i liczebności próby oraz dwa typy schematu losowania (jednostopniowy i dwustopniowy). Wyniki szacunków precyzji dla poszczególnych przekrojów i wariantów symulacyjnych stanowią bardzo duży zbiór danych. Aby był użyteczny analitycznie i pozwalał na formułowanie wartościowych i użytecznych wniosków, wymaga on usystematyzowania, standaryzacji i przeprowadzenia agregacji oraz wnioskowania według odpowiednio ustalonych kryteriów.

Metodyka związana z systematyzacją uzyskanych ocen precyzji obejmuje:

- definicje kodów błędów przypisywanych poszczególnym oszacowaniom,
- reguły agregowania kodów i ocen błędu dla poszczególnych domen w przekrojach.

W celu usystematyzowania wyników, oceny precyzji opatrzone zostały kodami, które oceniają stopień spełniania przez dane oszacowane dla domeny standardów jakościowych dotyczących precyzji. Dane o najlepszej precyzji (najniższy błąd standardowy) oznaczane są kodem A, dane o najgorszej precyzji kodem D. Wprowadzono także kod X dla domen, w których zjawisko w ogóle nie występuje lub występuje tak rzadko, iż w praktyce niemożliwa jest estymacja i ocena jakości tej estymacji. Sytuacja taka może być uważana za pokrewną sytuacji oznaczanej kodem D, gdyż rzetelna estymacja nie jest w tym przypadku możliwa. Tym nie mniej, pod pewnymi względami interpretacja tej sytuacji może być inna, zwłaszcza w przypadku, gdy zjawisko rzeczywiście nie występuje – nie możemy dokonać oszacowań, ale też nie miałoby ono sensu i nie ma na nie żadnego rzeczywistego zapotrzebowania. W związku z tym kody te inaczej traktowane są przy agregacji ocen – brak występowania zjawiska w niektórych domenach przekroju nie wpływa na ocenę jakości estymacji w tych domenach przekroju, dla których ma ona rzeczywisty sens; z tego względu występowanie kodów X nie jest traktowane jako przesłanka do negatywnej oceny jakości estymacji w całym przekroju.

Wymagania Eurostatu dotyczące precyzji estymacji formułowane są na poziomie błędu standardowego (SE), nie błędu względnego (współczynnika zmienności CV). W związku z tym kody precyzji nadawane są w oparciu o wartość SE, ocena CV odgrywa jedynie rolę pomocniczą.

Podstawowe **kody precyzji** przypisywane poszczególnym oszacowaniom dla pojedynczych domen nadawane są zgodnie z następującą regułą:

A – jeżeli $SE \leq 1,25$ pkt proc.,

B – gdy nie spełniony warunek dla A i jeżeli $SE \leq 2,5$ p.proc oraz $CV < 30\%$,

C – gdy nie spełniony warunek dla A ani B i jeżeli $SE \leq 5$ p.proc oraz $CV < 30\%$,

D – gdy nie spełniony żaden z warunków powyżej.

Oszacowania opatrzone kodem A można traktować jako spełniające restrykcyjne wymagania co do precyzji, zarówno na potrzeby publikacji jak i z punktu widzenia wymogów Eurostatu.

Kody B i C oznaczają dane, które mogą być użyteczne, ale traktować je należy z pewną ostrożnością, zdecydowanie większą w przypadku kodu C. Kod B może oznaczać oszacowania bliskie spełniania restrykcyjnych wymogów co do precyzji. Dane opatrzone kodem C mogą być użyteczne jedynie w przypadku zastosowań wymagających niewielkiej precyzji oraz porównań między domenami (agregatami) znacznie różniącymi się pod względem wartości wskaźnika. Kody B i C w tej klasyfikacji nie odnoszą się bezpośrednio w żaden sposób do wymogów Eurostatu dotyczących precyzji.

Kod D oznacza dane nie spełniające wymogów jakościowych dotyczących precyzji i zasadniczo nie nadające się do udostępnienia lub publikacji.

Zdefiniowane wyżej kody precyzji używane były jako jedyne do oceny precyzji wyników dla jednostopniowego schematu losowania oraz w pracach zwianych z I etapem projektu. Podczas realizacji prac drugiego etapu pojawiła się propozycja Eurostatu formułująca nowe wymogi precyzji dla oszacowań dotyczących poziomu NTS-2. Wymogi te nie określają sztywno poziomu precyzji, który powinien być osiągnięty, lecz uzależniają wymagany poziom precyzji od wielkości domeny terytorialnej (tj. w naszym przypadku województwa), której dane oszacowanie dotyczy. Dla województw mniejszych stosowane są mniej restrykcyjne wymagania co do precyzji. Omawiane reguły ustalają wymogi dla poszczególnych województw Polski na poziomie SE (maksymalna dopuszczalna wartość SE) od 1,44 (mazowieckie) do 2,33 (świętokrzyskie) p.proc.

Spełnienie tak określonych wymogów co do precyzji nie jest decydujące z punktu widzenia rzeczywistej użyteczności danych. Dopuszczają one bowiem oszacowania słabszej jakości dla małych województw, dla województw większych wymagają jakości znacznie wyższej. Biorąc jednak pod uwagę, że spełnienie wymogów Eurostatu dla wskaźników wojewódzkich (bez dodatkowej dezagregacji według innych kryteriów) jest warunkiem koniecznym przy realizacji badania, nie można pomijać tych kryteriów przy ocenie precyzji. Ponadto mogą one stanowić również pewien punkt odniesienia dla ocen na użytek wewnętrzny. Z tych powodów w realizowanych w II etapie projektu analizach, dotyczących możliwości wdrożenia elementów proponowanych rozwiązań w praktyce (w ramach schematu dwustopniowego, gdyż w toku prac I etapu zastosowanie schematu jednostopniowego zostało uznane za niezasadne), stopień spełnienia proponowanych wymogów Eurostatu był brany pod uwagę jako jedno z kryteriów oceny.

Stopień spełnienia proponowanych **wymogów Eurostatu** oceniany był za pomocą wskaźnika:

$$ISE = \frac{SE}{SE^*} \quad (\text{gdzie } SE^* \text{ oznacza graniczną wartość } SE \text{ wynikającą z wymogów}), \text{ który dalej}$$

nazywany jest **wskaźnikiem wymaganej precyzji**. Wskaźnik odnosi uzyskane oszacowanie błędu standardowego do maksymalnego dopuszczalnego poziomu wynikającego z wymogów. Wartość mniejsza od 1 oznacza, że wymóg jest spełniony, większa od 1 pokazuje w jakim stopniu błąd przekracza dopuszczalny poziom.

Na podstawie wskaźnika ISE nadawane są **kody spełnienia wymogów Eurostatu**. Kody nadawane są według następującej reguły:

- A1 – jeżeli $ISE \leq 1$;
- A2 – gdy nie spełniony warunek dla A1 i jeżeli $ISE \leq 1,1$;
- B – gdy nie spełniony warunek dla A1 ani A2 i jeżeli $ISE \leq 1,3$ oraz $CV < 30\%$;
- C – gdy nie spełniony warunek dla A1 ani A2 ani B i jeżeli $ISE \leq 2,5$ oraz $CV < 30\%$,
- D – gdy nie spełniony żaden z warunków powyżej.

Wyróżniono kody A1, gdy wymóg spełniony jest dokładnie oraz A2 dla przypadków „na granicy” spełnienia wymogu, które wspólnie traktowane są jako kod A. Kod A traktowany jest jako spełnienie wymogów Eurostatu (dokładnie lub „prawie”). Granice dla kodów B i C przyjęto tak, aby dla „średniego” województwa przypisane do nich przedziały wartości błędu w przybliżeniu odpowiadały podstawowej klasyfikacji kodów (mediana wartości granicznej dla województw wynosi ok. 2 p.proc).

Drugim zagadnieniem związanym z systematyzowaniem i analizą ocen precyzji jest agregacja tych ocen z poziomu domen na poziom przekrojów. Ponieważ projekt skupiony jest na ocenie agregatów wojewódzkich, w przypadku przekrojów wielowymiarowych województwo traktowane jest jako szczególny wymiar. Prezentując syntetyczne, zagregowane oceny jakości uogólnień dla przekrojów, stosujemy dwa poziomy prezentacji:

- oceny zagregowane dla całego przekroju,
- oceny zagregowane tylko w wymiarze województwa.

Pierwszy typ agregacji pozwala bardzo syntetycznie ocenić jakość uogólnień dla całego przekroju, np. województwo x wiek. Otrzymujemy jedną ocenę pozwalającą syntaktycznie wnioskować o jakości uogólnień i możliwości uzyskania z badania rzetelnych wartości wskaźnika w przekroju według województwa i grup wiekowych. Takie podejście jest wygodne i daje zwarte wyniki o prostej interpretacji, może jednak zaniżać ocenę jakości w sytuacji, gdy nie interesują nas wszystkie elementy przekroju lub dla użytkownika możliwe jest zrezygnowanie z informacji o niektórych z nich. Może się okazać, że dla niektórych grup wiekowych uzyskujemy znacznie lepsze wyniki na przestrzeni wszystkich województw, niż wskazuje na to ocena dla całego przekroju (wyznaczana przez elementy najbardziej „problematiczne”). I może to być dla użytkownika lub z punktu widzenia określonego zastosowania wystarczające. Na analizę tego typu pozwala drugi układ prezentacji ocen zagregowanych. W tym przypadku, oceny agregowane są tylko w wymiarze województw, w związku z czym uzyskujemy odrębną ocenę dla każdego elementu w wymiarze innym niż „województwo”. Przykładowo, dla każdej grupy wiekowej otrzymujemy ocenę odzwierciedlającą syntetycznie jakość oszacowań wojewódzkich dotyczących tej grupy.

Syntetyczna, zagregowana ocena jakości dla przekrojów prezentowana jest za pomocą miar liczbowych (SE, ISE) oraz kodów. Jako zagregowana miara liczbową traktowany jest 9-ty decyl lub maksymalna (najgorsza) wartość agregowanej miary w przekroju. Wiadomo, że aby móc stwierdzić, iż dane gwarantują określony poziom precyzji dla całego przekroju, powinien on być osiągnięty dla wszystkich jego elementów. Ocenę dla przekroju wyznaczają więc najgorsze oceny dla jego elementów. Przy agregacji dla całego przekroju przyjęto nie maksimum błędu a 9-ty decyl ze względu na możliwą dużą niejednorodność ocen i kategorii wchodzących w skład przekroju (dopuszczamy pojedyncze słabsze wyniki, wyłączając je z oceny). W przypadku gdy agregacja dotyczy tylko województw, stosujemy regułę maksimum, gdyż agregujemy wyłącznie oceny dotyczące tego samego zjawiska/kategorii zaobserwowane w różnych województwach.

Przy **agregacji kodów precyzji** w przekrojach stosujemy następujące reguły:

- A – jeżeli ponad 80% elementów przekroju posiada kod A i nie występuje w przekroju kod gorszy niż B;
- B – gdy nie spełniony warunek powyżej i jeżeli ponad 80% elementów w przekroju posiada kod nie gorszy niż B oraz nie występuje w przekroju kod D;
- C – gdy nie spełniony żaden z warunków powyżej i jeżeli kod D nie występuje w przekroju lub dotyczy mniej niż 10% elementów;
- D – w pozostałych przypadkach.

Przy agregacji kodów pomijane są elementy przekroju (domeny) oznaczone kodem X, tj. te, w których zjawisko nie występuje, występuje ekstremalnie rzadko lub też samą domenę definiuje zjawisko ekstremalnie rzadkie.

4.2. Ocena wyników uzyskiwanych dla alternatywnego jednostopniowego schematu losowania próby

4.2.1. Wyniki oceny efektywności losowania jednostopniowego dla próby o liczebności zbliżonej do liczebności próby dotychczasowej

Podstawą zdefiniowania wariantu liczebności próby odpowiadającego w przybliżeniu liczebności dotychczasowej, była liczebność próby zrealizowanej w roku 2012, która wynosiła 13 116 mieszkań. Określając liczebność próby w warstwach dla wariantów symulacyjnych związanych z badaniem efektywności schematu jednostopniowego, podzielono tę liczebność pomiędzy warstwy za pomocą schematów alokacji A1, A2 i A3. W przypadku schematu A1 alokacja jest tożsama z alokacją dotychczasową i takie same są liczebności próby w warstwach (liczebność próby ogółem wynosi 13 116 mieszkań). W wariantach alokacji A2 i A3, ze względu na zaokrąglenia liczebności w warstwach, ostateczna liczebność całkowita próby wynosi 13 118 mieszkań. Wszystkie obliczenia wykonywane są dla założonych liczebności próby zrealizowanej. Określenie liczebności próby, która powinna być wylosowana dla uzyskania danej liczebności próby zrealizowanej, zostanie wykonane przy użyciu znanych i prognozowanych wskaźników realizacji badania w drugim etapie.

Ponieważ alokacja A1 odpowiada alokacji stosowanej dotychczas przy schemacie dwustopniowym, porównanie wyników dla alokacji A1 z wynikami dla schematu dwustopniowego pokazuje bezpośredni efekt zmiany metody losowania na losowanie jednostopniowe. Porównanie wyników dla alokacji A2 i A3 z wynikami dla schematu dwustopniowego pokazuje jednoczesny efekt zmiany metody losowania próby i jej alokacji.

W tabeli 15 zamieszczonej niżej pokazano wartości ocen błędu standardowego wskaźników objętych projektem w przekrojach jednowymiarowych (w tym w przekroju według województw) uzyskane dla różnych wariantów symulacyjnych dotyczących schematu jednostopniowego, porównując z wartościami uzyskanymi dla schematu dwustopniowego (dotychczasowego). Ocnom błędu nadane zostały kody precyzji zgodnie z zasadami opisanymi poprzednim podrozdziale.

Ponadto, w tabeli 16 dokonano porównania wariantów w identycznym układzie, biorąc pod uwagę przekroje dwu- i trójwymiarowe. Ze względu na obszerność materiału, dla przekrojów wielowymiarowych nie pokazano wartości oszacowań błędu dla wszystkich domen, a jedynie miary statystyczne oraz kody syntetycznie odzwierciedlające poziom błędu dla całego przekroju. Zgodnie z wcześniejszym opisem metodyki, przy agregacji ocen zastosowano 9-ty decyl rozkładu wartości błędu standardowego (SE) w domenach danego przekroju. Miara ta pokazuje, jaka jest wielkość błędu dla domeny o stosunkowo najslabszej precyzji w przekroju (choć nie dla jednej najslabszej – co wyrażałoby maksimum). Oprócz przekrojów wielowymiarowych w zestawieniu ujęto również przekroje jednowymiarowe o większej liczbie grupowań (w tym według województw)

Pełne zestawienie wyników szacunku precyzji dla schematu jednostopniowego przy w przybliżeniu niezmienionej liczebności próby, znajduje się w dołączonej bazie danych, będącej produktem pracy – plik **SILC_jednostopniowy_schemat.xls**, arkusz **Jednostopn1**.

Tabela 15. Porównanie precyzji estymacji (błąd standardowy oraz kodów precyzji) rozważanych wskaźników dla wariantów symulacyjnych zakładających dotychczasową liczebność próby.

Domena	Wartość wskaźnika w %	Schemat losowania							
		dotych- czasowy	jednostopniowy			kod schematu/alokacji			
			2S A1	1S A1	1S A2	1S A3	2S A1	1S A1	1S A2
		błędy standardowe w p.proc.					kody precyzji		
AROPE									
Ogółem	26,7	0,56	0,52	0,53	0,57	A	A	A	A
Województwo									
Dolnośląskie	26,2	1,94	1,92	1,95	2,20	B	B	B	B
Kujawsko-pomorskie	24,0	2,20	2,08	2,04	1,98	B	B	B	B
Lubelskie	36,4	2,58	2,34	2,32	2,36	C	B	B	B
Lubuskie	27,2	3,77	3,43	2,69	2,15	C	C	C	B
Łódzkie	26,6	2,01	1,87	1,96	2,04	B	B	B	B
Małopolskie	24,2	2,15	2,04	2,06	2,15	B	B	B	B
Mazowieckie	22,2	1,33	1,22	1,47	1,74	B	A	B	B
Opolskie	27,8	3,78	3,90	3,17	2,77	C	C	C	C
Podkarpackie	34,9	2,61	2,41	2,44	2,21	C	B	B	B
Podlaskie	24,7	3,26	3,17	2,78	2,33	C	C	C	B
Pomorskie	24,9	2,22	2,11	2,14	2,04	B	B	B	B
Śląskie	24,8	1,32	1,25	1,52	1,90	B	A	B	B
Świętokrzyskie	34,0	3,63	2,97	2,67	2,35	C	C	C	B
Warmińsko-mazurskie	30,0	2,74	2,76	2,46	2,21	C	C	B	B
Wielkopolskie	23,4	2,08	1,83	1,94	2,07	B	B	B	B
Zachodniopomorskie	34,5	3,14	2,99	2,56	2,32	C	C	C	B
Miasto/Wieś									
Miasto	22,6	0,62	0,60	0,64	0,68	A	A	A	A
Wieś	32,9	1,04	0,95	0,92	0,97	A	A	A	A
Stopień urbanizacji DEGURBA									
1 obszary gęsto zaludnione	20,4	0,80	0,75	0,81	0,90	A	A	A	A
2 obszary pośrednie	24,6	1,05	1,00	1,04	1,11	A	A	A	A
3 obszary słabo zaludnione	33,2	1,01	0,93	0,89	0,91	A	A	A	A
Grupy wieku									
Poniżej 18 lat	29,3	0,97	0,92	0,96	1,00	A	A	A	A
18-24	31,2	1,22	1,18	1,20	1,26	A	A	A	B
25-49	23,6	0,65	0,62	0,62	0,68	A	A	A	A
50-64	30,0	0,75	0,74	0,76	0,78	A	A	A	A
65 i więcej lat	23,4	0,76	0,72	0,76	0,81	A	A	A	A

Domena	Wartość wskaźnika w %	Schemat losowania							
		dotych- czasowy	jednostopniowy			kod schematu/alokacji			
			2S A1	1S A1	1S A2	1S A3	2S A1	1S A1	1S A2
		błędy standardowe w p.proc.				kody precyzji			
AROE									
Dodatkowe grupowania wg wieku									
18-59	27,2	0,62	0,60	0,60	0,65	A	A	A	A
18-64	26,7	0,58	0,57	0,56	0,61	A	A	A	A
0-60	27,7	0,64	0,60	0,61	0,65	A	A	A	A
Płeć									
Mężczyzna	26,1	0,60	0,59	0,60	0,63	A	A	A	A
Kobieta	27,3	0,59	0,54	0,54	0,60	A	A	A	A
Typ gospodarstwa według Eurostatu									
5 (1D 0dz)	37,2	1,04	1,06	1,06	1,22	A	A	A	A
6 (2D 0dz)	25,5	1,07	1,12	1,13	1,24	A	A	A	A
7 (2D,65+ 0dz)	21,2	1,14	1,10	1,16	1,26	A	A	A	B
8 (3+D 0dz)	23,2	1,24	1,30	1,31	1,36	A	B	B	B
9 (1D 1+dz)	45,7	3,17	3,15	3,24	3,55	C	C	C	C
10 (2D 1dz)	18,6	1,21	1,18	1,27	1,33	A	A	B	B
11 (2D 2dz)	20,1	1,34	1,27	1,35	1,42	B	B	B	B
12 (2D 3+dz)	43,4	2,84	2,88	3,04	3,07	C	C	C	C
13 (3+D 1+dz)	29,0	1,41	1,42	1,39	1,49	B	B	B	B
Gospodarstwa jednoosobowe według płci									
Mężczyzna	38,7	2,00	2,01	1,99	2,34	B	B	B	B
Kobieta	36,5	1,22	1,31	1,21	1,43	A	B	A	B
Gospodarstwa jednoosobowe według wieku									
18-64	42,2	1,61	1,57	1,71	1,86	B	B	B	B
65 i więcej lat	32,3	1,36	1,41	1,38	1,55	B	B	B	B
Gospodarstwa według posiadania dzieci na utrzymaniu									
Bez dzieci	26,3	0,63	0,64	0,63	0,69	A	A	A	A
Z dziećmi na utrzymaniu	27,0	0,82	0,79	0,79	0,86	A	A	A	A
Statusu zatrudnienia według Eurostatu									
Pracujący	17,0	0,54	0,51	0,51	0,56	A	A	A	A
Bezrobotni	58,8	1,76	1,66	1,61	1,76	B	B	B	B
Emeryci	24,5	0,71	0,68	0,72	0,72	A	A	A	A
Pozostali nieaktywni zawod.	40,1	0,96	0,95	0,94	0,98	A	A	A	A

Tabela 15. Porównanie precyzji estymacji (błędy standardowe oraz kodów precyzji) rozważanych wskaźników dla wariantów symulacyjnych zakładających dotychczasową liczebność próby. (cd.)

Domena	Wartość wskaźnika w %	Schemat losowania							
		dotych- czasowy	jednostopniowy			kod schematu/alokacji			
		2S A1	1S A1	1S A2	1S A3	2S A1	1S A1	1S A2	1S A3
		błędy standardowe w p.proc.				kody precyzji			
ARPR									
Ogółem	17,1	0,49	0,46	0,47	0,48	A	A	A	A
Województwo									
Dolnośląskie	13,6	1,51	1,54	1,53	1,71	B	B	B	B
Kujawsko-pomorskie	18,3	2,02	1,93	1,91	1,90	B	B	B	B
Lubelskie	27,7	2,40	2,18	2,22	2,21	B	B	B	B
Lubuskie	16,3	3,18	2,99	2,37	1,88	C	C	B	B
Łódzkie	17,4	1,85	1,68	1,76	1,83	B	B	B	B
Małopolskie	17,0	2,09	1,84	1,93	2,02	B	B	B	B
Mazowieckie	14,2	1,13	0,98	1,17	1,40	A	A	A	B
Opolskie	15,6	2,77	2,97	2,40	1,97	C	C	B	B
Podkarpackie	25,2	2,38	2,28	2,20	2,02	B	B	B	B
Podlaskie	19,4	3,04	2,99	2,62	2,21	C	C	C	B
Pomorskie	13,7	1,68	1,57	1,58	1,58	B	B	B	B
Śląskie	12,5	1,07	0,99	1,19	1,50	A	A	A	B
Świętokrzyskie	24,9	3,35	2,67	2,45	2,15	C	C	B	B
Warmińsko-mazurskie	20,0	2,59	2,65	2,35	2,03	C	C	B	B
Wielkopolskie	15,8	1,64	1,63	1,76	1,85	B	B	B	B
Zachodniopomorskie	17,7	2,35	2,34	2,04	1,86	B	B	B	B
Miasto/Wieś									
Miasto	12,2	0,50	0,50	0,51	0,54	A	A	A	A
Wieś	24,4	0,95	0,89	0,86	0,89	A	A	A	A
Stopień urbanizacji DEGURBA									
1 obszary gęsto zaludnione	10,3	0,62	0,59	0,63	0,67	A	A	A	A
2 obszary pośrednie	14,5	0,87	0,84	0,89	0,92	A	A	A	A
3 obszary słabo zaludnione	24,2	0,91	0,86	0,85	0,83	A	A	A	A
Grupy wieku									
Poniżej 18 lat	21,5	0,90	0,86	0,87	0,89	A	A	A	A
18-24	21,8	1,08	1,05	1,10	1,13	A	A	A	A
25-49	15,2	0,55	0,53	0,52	0,57	A	A	A	A
50-64	16,4	0,59	0,59	0,62	0,62	A	A	A	A
65 i więcej lat	14,0	0,61	0,58	0,59	0,63	A	A	A	A

Domena	Wartość wskaznika w %	Schemat losowania							
		dotych- czasowy	jednostopniowy			kod schematu/alokacji			
		2S A1	1S A1	1S A2	1S A3	2S A1	1S A1	1S A2	1S A3
		błędy standardowe w p.proc.				kody precyzji			
ARPR									
Dodatkowe grupowania wg wieku									
18-59	16,8	0,52	0,50	0,51	0,54	A	A	A	A
18-64	16,5	0,49	0,47	0,49	0,50	A	A	A	A
0-60	17,9	0,55	0,53	0,54	0,56	A	A	A	A
Płeć									
Mężczyzna	17,1	0,53	0,51	0,52	0,54	A	A	A	A
Kobieta	17,1	0,51	0,47	0,47	0,50	A	A	A	A
Typ gospodarstwa według Eurostatu									
5 (1D 0dz)	24,4	0,93	0,96	0,99	1,08	A	A	A	A
6 (2D 0dz)	12,2	0,81	0,82	0,87	0,93	A	A	A	A
7 (2D,65+ 0dz)	9,5	0,84	0,80	0,83	0,88	A	A	A	A
8 (3+D 0dz)	11,8	0,99	0,99	1,02	1,04	A	A	A	A
9 (1D 1+dz)	26,7	2,91	2,79	2,81	3,10	C	C	C	C
10 (2D 1dz)	11,8	0,96	0,95	0,99	1,02	A	A	A	A
11 (2D 2dz)	16,2	1,26	1,15	1,23	1,31	B	A	A	B
12 (2D 3+dz)	36,5	2,76	2,83	2,92	2,94	C	C	C	C
13 (3+D 1+dz)	20,2	1,25	1,26	1,26	1,29	B	B	B	B
Gospodarstwa jednoosobowe według płci									
Mężczyzna	28,1	1,83	1,88	1,90	2,17	B	B	B	B
Kobieta	22,5	1,08	1,10	1,06	1,21	A	A	A	A
Gospodarstwa jednoosobowe według wieku									
18-64	26,6	1,44	1,42	1,55	1,68	B	B	B	B
65 i więcej lat	22,3	1,18	1,25	1,23	1,37	A	A	A	B
Gospodarstwa według posiadania dzieci na utrzymaniu									
Bez dzieci	14,1	0,50	0,49	0,49	0,55	A	A	A	A
Z dziećmi na utrzymaniu	19,2	0,74	0,70	0,72	0,74	A	A	A	A
Statusu zatrudnienia według Eurostatu									
Pracujący	10,4	0,42	0,40	0,39	0,43	A	A	A	A
Bezrobotni	42,6	1,71	1,67	1,62	1,67	B	B	B	B
Emeryci	12,5	0,56	0,52	0,54	0,56	A	A	A	A
Pozostali nieaktywni zawod.	26,1	0,90	0,86	0,88	0,88	A	A	A	A

Tabela 15. Porównanie precyzji estymacji (błędu standardowego oraz kodów precyzji) rozważanych wskaźników dla wariantów symulacyjnych zakładających dotychczasową liczebność próby. (cd.)

Domena	Wartość wskaźnika w %	Schemat losowania							
		dotychczasowy	jednostopniowy			kod schematu/alokacji			
		2S A1	1S A1	1S A2	1S A3	2S A1	1S A1	1S A2	1S A3
		błędy standardowe w p.proc.				kody precyzji			
LWI									
Ogółem	6,9	0,30	0,28	0,29	0,31	A	A	A	A
Województwo									
Dolnośląskie	8,2	1,27	1,32	1,36	1,45	B	B	B	B
Kujawsko-pomorskie	7,5	1,33	1,34	1,24	1,15	B	B	A	A
Lubelskie	6,5	1,17	1,14	1,14	1,14	A	A	A	A
Lubuskie	9,3	2,35	2,14	1,76	1,45	B	B	B	B
Łódzkie	7,2	1,30	1,19	1,30	1,42	B	A	B	B
Małopolskie	4,1	0,95	0,93	0,96	0,99	A	A	A	A
Mazowieckie	4,7	0,53	0,51	0,61	0,71	A	A	A	A
Opolskie	6,5	2,08	2,09	1,65	1,42	C	C	B	B
Podkarpackie	5,3	0,97	0,86	0,85	0,85	A	A	A	A
Podlaskie	8,1	2,29	2,32	1,98	1,73	B	B	B	B
Pomorskie	7,3	1,33	1,18	1,18	1,17	B	A	A	A
Śląskie	9,1	0,84	0,84	1,03	1,19	A	A	A	A
Świętokrzyskie	8,8	1,77	1,89	1,62	1,46	B	B	B	B
Warmińsko-mazurskie	8,9	1,64	1,65	1,48	1,33	B	B	B	B
Wielkopolskie	4,9	0,73	0,70	0,73	0,79	A	A	A	A
Zachodniopomorskie	10,0	1,89	1,91	1,67	1,53	B	B	B	B
Miasto/Wieś									
Miasto	7,3	0,38	0,39	0,39	0,41	A	A	A	A
Wieś	6,2	0,45	0,43	0,42	0,43	A	A	A	A
Stopień urbanizacji DEGURBA									
1 obszary gęsto zaludnione	6,8	0,46	0,48	0,49	0,54	A	A	A	A
2 obszary pośrednie	7,1	0,62	0,60	0,61	0,66	A	A	A	A
3 obszary słabo zaludnione	6,8	0,47	0,46	0,44	0,43	A	A	A	A
Grupy wieku									
Poniżej 18 lat	4,6	0,44	0,43	0,43	0,44	A	A	A	A
18-24	6,2	0,65	0,66	0,62	0,68	A	A	A	A
25-49	4,5	0,27	0,26	0,27	0,28	A	A	A	A
50-64	15,9	0,63	0,63	0,66	0,69	A	A	A	A
65 i więcej lat	X	X	X	X	X	X	X	X	X

Domena	Wartość wskaźnika w %	Schemat losowania							
		dotych- czasowy	jednostopniowy			kod schematu/alokacji			
		2S A1	1S A1	1S A2	1S A3	2S A1	1S A1	1S A2	1S A3
		błędy standardowe w p.proc.				kody precyzji			
LWI									
Dodatkowe grupowania wg wieku									
18-59	7,6	0,31	0,30	0,31	0,33	A	A	A	A
18-64	7,6	0,31	0,30	0,31	0,33	A	A	A	A
0-60	6,9	0,30	0,28	0,29	0,31	A	A	A	A
Płeć									
Mężczyzna	6,5	0,33	0,32	0,32	0,35	A	A	A	A
Kobieta	7,2	0,33	0,31	0,32	0,34	A	A	A	A
Typ gospodarstwa według Eurostatu									
5 (1D 0dz)	28,1	1,72	1,68	1,86	1,88	B	B	B	B
6 (2D 0dz)	13,5	0,88	0,86	0,88	0,98	A	A	A	A
7 (2D,65+ 0dz)	30,5	2,48	2,52	2,66	2,63	B	C	C	C
8 (3+D 0dz)	6,6	0,70	0,70	0,72	0,74	A	A	A	A
9 (1D 1+dz)	21,5	2,58	2,59	2,65	2,96	C	C	C	C
10 (2D 1dz)	3,7	0,55	0,53	0,54	0,59	A	A	A	A
11 (2D 2dz)	2,0	0,40	0,41	0,39	0,39	A	A	A	A
12 (2D 3+dz)	5,9	1,40	1,38	1,39	1,51	B	B	B	B
13 (3+D 1+dz)	4,0	0,65	0,66	0,61	0,62	A	A	A	A
Gospodarstwa jednoosobowe według płci									
Mężczyzna	26,1	2,43	2,43	2,58	2,78	B	B	C	C
Kobieta	30,4	2,56	2,47	2,50	2,66	C	B	C	C
Gospodarstwa jednoosobowe według wieku									
18-64	28,1	1,72	1,68	1,86	1,88	B	B	B	B
65 i więcej lat						X	X	X	X
Gospodarstwa według posiadania dzieci na utrzymaniu									
Bez dzieci	12,5	0,53	0,53	0,54	0,61	A	A	A	A
Z dziećmi na utrzymaniu	4,4	0,36	0,35	0,34	0,35	A	A	A	A
Statusu zatrudnienia według Eurostatu									
Pracujący	0,2	0,05	0,05	0,05	0,05	A	A	A	A
Bezrobotni	26,4	1,57	1,54	1,55	1,61	B	B	B	B
Emeryci	45,6	2,35	2,31	2,44	2,73	B	B	B	C
Pozostali nieaktywni zawod.	18,9	0,86	0,84	0,82	0,89	A	A	A	A

Tabela 15. Porównanie precyzji estymacji (błędy standardowe oraz kodów precyzji) rozważanych wskaźników dla wariantów symulacyjnych zakładających dotychczasową liczebność próby. (dok.)

Domena	Wartość wskaźnika w %	Schemat losowania							
		dotych- czasowy	jednostopniowy			kod schematu/alokacji			
		2S A1	1S A1	1S A2	1S A3	2S A1	1S A1	1S A2	1S A3
		błędy standardowe w p.proc.				kody precyzji			
SMD									
Ogółem	13,5	0,44	0,40	0,41	0,44	A	A	A	A
Województwo									
Dolnośląskie	16,9	1,80	1,73	1,83	2,03	B	B	B	B
Kujawsko-pomorskie	8,9	1,48	1,42	1,32	1,28	B	B	B	B
Lubelskie	15,2	1,98	1,83	1,81	1,77	B	B	B	B
Lubuskie	16,4	3,02	2,92	2,31	1,92	C	C	B	B
Łódzkie	13,9	1,45	1,36	1,44	1,44	B	B	B	B
Małopolskie	8,7	1,32	1,20	1,22	1,24	B	A	A	A
Mazowieckie	10,8	1,01	0,93	1,17	1,32	A	A	A	B
Opolskie	18,7	3,63	3,69	3,04	2,62	C	C	C	C
Podkarpackie	18,0	2,07	1,94	1,86	1,85	B	B	B	B
Podlaskie	8,3	2,28	2,36	1,91	1,69	B	B	B	B
Pomorskie	13,3	1,76	1,66	1,64	1,60	B	B	B	B
Śląskie	14,4	1,07	0,98	1,21	1,47	A	A	A	B
Świętokrzyskie	17,9	2,92	2,58	2,21	1,97	C	C	B	B
Warmińsko-mazurskie	17,6	2,18	2,21	1,97	1,73	B	B	B	B
Wielkopolskie	8,7	1,69	1,32	1,33	1,43	B	B	B	B
Zachodniopomorskie	21,8	3,05	2,75	2,41	2,19	C	C	B	B
Miasto/Wieś									
Miasto	13,0	0,50	0,48	0,50	0,55	A	A	A	A
Wieś	14,2	0,81	0,70	0,72	0,72	A	A	A	A
Stopień urbanizacji DEGURBA									
1 obszary gęsto zaludnione	11,9	0,63	0,60	0,65	0,72	A	A	A	A
2 obszary pośrednie	13,9	0,86	0,82	0,81	0,90	A	A	A	A
3 obszary słabo zaludnione	14,5	0,78	0,68	0,68	0,68	A	A	A	A
Grupy wieku									
Poniżej 18 lat	13,7	0,77	0,72	0,72	0,76	A	A	A	A
18-24	14,9	0,98	0,92	0,94	0,99	A	A	A	A
25-49	11,8	0,51	0,48	0,47	0,53	A	A	A	A
50-64	14,7	0,60	0,57	0,58	0,62	A	A	A	A
65 i więcej lat	14,8	0,65	0,62	0,64	0,68	A	A	A	A
Dodatkowe grupowania wg wieku									
18-59	13,2	0,49	0,45	0,45	0,50	A	A	A	A
18-64	13,2	0,46	0,43	0,43	0,47	A	A	A	A
0-60	13,4	0,51	0,46	0,46	0,50	A	A	A	A

Domena	Wartość wskaznika w %	Schemat losowania							
		dotych- czasowy	jednostopniowy			kod schematu/alokacji			
		2S A1	1S A1	1S A2	1S A3	2S A1	1S A1	1S A2	1S A3
		błędy standardowe w p.proc.				kody precyzji			
SMD									
Płeć									
Mężczyzna	13,2	0,48	0,44	0,45	0,48	A	A	A	A
Kobieta	13,8	0,47	0,42	0,42	0,47	A	A	A	A
Typ gospodarstwa według Eurostatu									
5 (1D 0dz)	20,7	0,90	0,90	0,88	0,96	A	A	A	A
6 (2D 0dz)	12,6	0,86	0,89	0,91	1,00	A	A	A	A
7 (2D,65+ 0dz)	13,4	0,98	0,96	1,06	1,10	A	A	A	A
8 (3+D 0dz)	13,3	1,04	1,02	1,07	1,12	A	A	A	A
9 (1D 1+dz)	30,8	2,95	3,16	3,27	3,39	C	C	C	C
10 (2D 1dz)	9,3	0,96	0,93	0,98	1,05	A	A	A	A
11 (2D 2dz)	7,1	0,76	0,78	0,78	0,85	A	A	A	A
12 (2D 3+dz)	18,1	2,39	2,26	2,35	2,35	B	B	B	B
13 (3+D 1+dz)	13,4	1,17	1,08	1,08	1,16	A	A	A	A
Gospodarstwa jednoosobowe według płci									
Mężczyzna	20,8	1,63	1,58	1,61	1,75	B	B	B	B
Kobieta	20,7	1,06	1,10	1,04	1,16	A	A	A	A
Gospodarstwa jednoosobowe według wieku									
18-64	21,8	1,35	1,31	1,37	1,44	B	B	B	B
65 i więcej lat	19,7	1,19	1,21	1,20	1,28	A	A	A	B
Gospodarstwa według posiadania dzieci na utrzymaniu									
Bez dzieci	14,7	0,53	0,52	0,52	0,54	A	A	A	A
Z dziećmi na utrzymaniu	12,6	0,66	0,59	0,59	0,65	A	A	A	A
Statusu zatrudnienia według Eurostatu									
Pracujący	8,9	0,41	0,39	0,39	0,44	A	A	A	A
Bezrobotni	32,3	1,68	1,56	1,55	1,63	B	B	B	B
Emeryci	12,9	0,56	0,53	0,56	0,59	A	A	A	A
Pozostali nieaktywni zawod.	18,1	0,74	0,73	0,74	0,76	A	A	A	A

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

*Typ gospodarstwa według Eurostatu:

- 5 – jednoosobowe
- 6 – 2 dorosłych bez dzieci na utrzymaniu (oboje w wieku poniżej 65 lat)
- 7 – 2 dorosłych bez dzieci na utrzymaniu (co najmniej jedno w wieku powyżej 65 lat)
- 8 – 3 lub więcej dorosłych bez dzieci na utrzymaniu
- 9 – rodzic z przynajmniej jednym dzieckiem na utrzymaniu
- 10 – 2 dorosłych z jednym dzieckiem na utrzymaniu
- 11 – 2 dorosłych z dwojgiem dzieci na utrzymaniu
- 12 – 2 dorosłych z trojgiem i więcej dzieci na utrzymaniu
- 13 – 3 lub więcej dorosłych z dziećmi na utrzymaniu

Tabela 16. Porównanie syntetycznych ocen precyzji estymacji dla przekrojów wielowymiarowych (warianty symulacyjne zakładające dotychczasową liczebność próby).

Przekrój	Schemat losowania								Liczba domen pominiętych
	dotych- czasowy	jednostopniowy			kod schematu/alokacji				
	2S A1	1S A1	1S A2	1S A3	2S A1	1S A1	1S A2	1S A3	
	9-ty decyl rozkładu ocen błędu standardowego w p.proc.				syntetyczny kod precyzji				
AROPE									
WOJ	3,77	3,43	2,78	2,36	C	C	C	B	0
AGE1	1,22	1,18	1,20	1,26	A	A	A	B	0
HT	3,58	3,49	3,66	3,92	C	C	C	C	0
ACTSTA1*RB090	7,29	6,89	7,26	7,42	C	C	C	C	0
WOJ*MW	5,54	5,49	4,39	3,97	C	C	C	C	0
WOJ*DB100	6,54	6,66	5,58	5,41	C	C	C	C	0
WOJ*AGE1	6,14	5,85	5,05	4,81	C	C	C	C	0
WOJ*AGE18_59	4,10	3,74	3,13	2,77	C	C	C	C	0
WOJ*AGE18_64	3,99	3,62	3,03	2,65	C	C	C	B	0
WOJ*AGE0_60	4,28	3,89	3,08	2,70	C	C	C	C	0
WOJ*RB090	3,89	3,70	3,07	2,62	C	C	C	B	0
WOJ*HT	15,80	14,64	13,29	12,50	D	D	D	D	3
WOJ*HT_CHILD	4,77	4,53	3,95	3,55	C	C	C	C	0
WOJ*ACTSTA1	23,26	23,25	20,20	20,28	C	C	C	C	12
WOJ*RB090*ACTSTA1	20,17	19,24	20,14	19,73	C	C	C	C	28
ARPR									
WOJ	3,18	2,99	2,45	2,21	C	C	B	B	0
AGE1	1,08	1,05	1,10	1,13	A	A	A	A	0
HT	3,13	3,07	3,19	3,30	C	C	C	C	0
ACTSTA1*RB090	6,91	6,59	6,87	7,02	C	C	C	C	0
WOJ*MW	4,82	4,81	4,06	3,65	C	C	C	C	0
WOJ*DB100	5,20	6,05	4,78	4,57	D	D	C	C	0
WOJ*AGE1	5,04	4,88	4,41	4,29	C	C	C	C	0
WOJ*AGE18_59	3,50	3,08	2,85	2,51	C	C	C	B	0
WOJ*AGE18_64	3,34	2,99	2,73	2,39	C	C	B	B	0
WOJ*AGE0_60	3,69	3,47	2,82	2,47	C	C	C	B	0
WOJ*RB090	3,33	3,22	2,62	2,30	C	C	C	B	0
WOJ*HT	12,73	13,09	12,24	11,39	D	D	D	D	3
WOJ*HT_CHILD	4,56	4,29	3,66	3,16	C	C	C	C	0
WOJ*ACTSTA1	21,86	22,00	20,64	19,78	C	C	C	C	12
WOJ*RB090*ACTSTA1	19,47	19,24	19,43	19,73	C	C	C	C	28

Tabela 16. Porównanie syntetycznych ocen precyzji estymacji dla przekrojów wielowymiarowych (warianty symulacyjne zakładające dotychczasową liczebność próby) (dok.)

Przekrój	Schemat losowania								Liczba domen pominiętych
	dotych- czasowy	jednostopniowy			kod schematu/alokacji				
	2S A1	1S A1	1S A2	1S A3	2S A1	1S A1	1S A2	1S A3	
	9-ty decyl rozkładu ocen błędu standardowego w p.proc.				syntetyczny kod precyzji				
LWI									
WOJ	2,29	2,14	1,76	1,53	B	B	B	B	0
AGE1	0,65	0,66	0,66	0,69	A	A	A	A	1
HT	2,53	2,56	2,65	2,80	C	C	C	C	0
ACTSTA1*RB090	4,01	4,02	4,16	4,74	C	C	C	C	0
WOJ*MW	3,59	3,56	3,16	2,82	C	C	B	B	0
WOJ*DB100	4,70	5,06	4,45	3,95	C	D	C	C	0
WOJ*AGE1	3,52	3,61	3,12	2,96	C	C	C	C	16
WOJ*AGE18_59	2,56	2,47	1,98	1,66	B	B	B	B	0
WOJ*AGE18_64	2,56	2,47	1,98	1,66	B	B	B	B	0
WOJ*AGE0_60	2,29	2,14	1,76	1,53	B	B	B	B	0
WOJ*RB090	2,32	2,32	1,96	1,78	B	B	B	B	0
WOJ*HT	11,87	11,54	10,19	10,18	D	D	D	D	3
WOJ*HT_CHILD	3,21	3,27	2,69	2,49	C	C	C	C	0
WOJ*ACTSTA1	15,39	15,20	12,31	11,59	D	D	C	C	12
WOJ*RB090*ACTSTA1	17,85	18,37	17,96	17,13	D	D	D	D	42
SMD									
WOJ	3,05	2,92	2,41	2,19	C	C	B	B	0
AGE1	0,98	0,92	0,94	0,99	A	A	A	A	0
HT	3,20	3,22	3,36	3,56	C	C	C	C	0
ACTSTA1*RB090	4,86	4,75	4,96	5,22	C	C	C	C	0
WOJ*MW	5,04	5,26	4,13	3,69	C	C	C	C	0
WOJ*DB100	6,44	6,13	5,15	4,54	D	D	C	C	0
WOJ*AGE1	4,66	4,47	4,20	3,94	C	C	C	C	0
WOJ*AGE18_59	3,54	3,26	2,74	2,48	C	C	C	B	0
WOJ*AGE18_64	3,30	3,16	2,59	2,36	C	C	B	B	0
WOJ*AGE0_60	3,60	3,25	2,78	2,53	C	C	B	B	0
WOJ*RB090	3,38	3,25	2,64	2,31	C	C	B	B	0
WOJ*HT	12,88	12,14	12,38	12,00	D	D	D	D	3
WOJ*HT_CHILD	4,19	3,95	3,24	2,95	C	C	C	C	0
WOJ*ACTSTA1	16,10	15,54	13,91	12,48	C	C	C	C	12
WOJ*RB090*ACTSTA1	13,17	13,70	10,86	10,92	D	D	C	C	28

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

*Oznaczenia przekrojów:

- o WOJ – według województw
- o AGE1 – według podstawowych grup wieku
- o HT – według typu gospodarstwa
- o ACTSTA1 – według statusu zatrudnienia
- o ACTSA1*RB090 – według statusu zatrudnienia i płci
- o WOJ*MW – według województw i podziału na miasto i wieś
- o WOJ*AGE1 – według województw oraz podstawowych grup wieku
- o WOJ*AGE18_59 – według województw dla grupy wiekowej 18 – 59 lat
- o WOJ*AGE18_64 – według województw dla grupy wiekowej 18 – 64 lata
- o WOJ*AGE0_60 – według województw dla grupy wiekowej do 60 roku życia
- o WOJ*RB090 – według województw i płci
- o WOJ*HT – według województw i typu gospodarstwa
- o WOJ*HT_CHILD – według województw i podziału na gospodarstwa z dziećmi lub bez dzieci na utrzymaniu
- o WOJ*DB100 – według województw i stopnia urbanizacji
- o WOJ*ACTSTA1 – według województw i statusu zatrudnienia
- o WOJ*RB090*ACTSTA1 – według województw, płci i statusu zatrudnienia

Ocena uzyskanych oszacowań prowadzi do wniosku, że zastosowanie jednostopniowego schematu losowania w bardzo niewielkim stopniu poprawia jakość oszacowań wskaźników w przedmiotowych przekrojach. Na podstawie przedstawionych analiz można wnioskować, że jego użycie nie przynosi znaczących efektów z punktu widzenia przybliżenia osiągnięcia celów projektu. Poddaje to w dużą wątpliwość racjonalność użycia tego rozwiązania, wobec wzrostu pracochłonności badania z nim związanego. Nie ma podstaw, by rekomendować wdrożenie schematu jednostopniowego. Przeciwnie, przeprowadzone analizy prowadzą do wniosku, iż stosowany dotychczas schemat dwustopniowy jest rozwiązaniem bardzo racjonalnym i efektywnym, pozwalającym ograniczyć koszty realizacji badania praktycznie bez ponoszenia straty na precyzji.

Niewielki efekt związany ze zmianą metody losowania na teoretycznie znacznie bardziej korzystną, może zaskakiwać. Interpretując takie wyniki trzeba wziąć pod uwagę, że rozważane cechy badane są na poziomie osoby, natomiast jednostką losowania w badaniu jest mieszkanie. Z tego względu losowanie jednostopniowe również nie jest losowaniem prostym, lecz *de facto* losowaniem zespołowym. Proponowana zmiana metodologiczna nie jest więc przejściem z losowania dwustopniowego na losowanie proste jednostopniowe, lecz na losowanie zespołowe. Zmianie ulega

wielkość zespołów, z większych (i niebadanych w sposób pełny), jakimi były jednostki losowania pierwszego stopnia (JLPS), na mniejsze, którymi są mieszkania (zbiorowość osób mieszkających pod jednym adresem, często gospodarstwo domowe). O ile z punktu widzenia badania gospodarstw domowych, zwykle mamy do czynienia z zespołami jednoelementowymi, to w przypadku badania cech dotyczących osób zespołowy charakter losowania ujawnia się dość silnie. Z punktu widzenia badanych cech, występuje duża zmienność międzyzespołowa, związana między innymi z dużym zróżnicowaniem wielkości gospodarstw domowych (liczby osób mieszkających w mieszkaniu). Pomiar cech na poziomie mieszkań wykazuje się znacznie większą zmiennością, niż pomiar na poziomie większych zespołów, jakimi są JLPS, czym prawdopodobnie należy tłumaczyć brak oczekiwanej efektywności proponowanej zmiany metodologicznej.

Analiza wyników dla schematu jednostopniowego pozwala natomiast, zgodnie z teoretycznymi przewidywaniami, pozytywnie ocenić wpływ zmian w alokacji próby z punktu widzenia celów projektu. Pozwala to wnioskować o racjonalności ich zastosowania i adaptacji dla schematu dwustopniowego, w związku z dyskwalifikacją schematu jednostopniowego. Należy podkreślić, że w kierunku alokacji próby przewidującej równą liczebności próby w warstwach (A3) idą także propozycje sformułowane przy analizie schematu dwustopniowego.

Zmiana alokacji zwiększa jednorodność ocen precyzji wskaźników w poszczególnych województwach, poprawiając znacząco sytuację województw o najslabszej precyzji przy schemacie dotychczasowym. Zróżnicowany bywa ich wpływ (tzn. pozytywny lub negatywny) na precyzję w przekrojach nieuwzględniających grupowania według województw, gdzie także dla części przekrojów i domen obserwuje się duże i nieakceptowalne błędy (choć to przekroje uwzględniające podział na województwa są najbardziej szczegółowe i problematyczne z punktu widzenia precyzji). Zmiany w alokacji próby, bez zmiany jej liczebności (również w połączeniu z wprowadzeniem schematu jednostopniowego, co ma niewielki wpływ na łączne efekty), choć stanowią krok w kierunku osiągnięcia celów projektu, są dla osiągnięcia tych celów dalece niewystarczające.

4.2.2. Dyskusja potrzeby zmian liczebności próby w ramach schematu jednostopniowego oraz wyniki oceny takich rozwiązań

Wyniki analizy schematu jednostopniowego wskazują na znacznie słabszą od oczekiwanej jego efektywność, co powoduje, że należy w zasadzie **wykluczyć możliwość osiągnięcia znaczącej poprawy jakości oszacowań bez zwiększenia liczebności próby**, nie mówiąc o pełnym osiągnięciu celów projektu. Zmiany w alokacji próby, choć ich wpływ na wyniki jest zdecydowanie większy niż w przypadku schematu losowania, także nie rozwiązują problemu, gdyż poprawa precyzji dla jednych domen następuje kosztem innych domen. Poprawia to co prawda syntetyczny obraz sytuacji, jeśli idzie o jakość estymacji w przekrojach wojewódzkich, ale po pierwsze, uzyskiwana precyzja w tych przekrojach wciąż nie jest zadowalająca, po drugie, problemy stwarzają nie tylko przekroje według województwa, ale także np. według typu gospodarstwa domowego czy statusu na rynku pracy (nie mówiąc o połączeniu tych kryteriów).

Wobec powyższych wniosków, zasadna jest przede wszystkim analiza zmian liczebności próby, zakładających znaczące jej zwiększenie, tj. dla założonych we wstępnym planie eksperymentu wariantów L3 i L4. Obliczenia dla zakładającego zmniejszenie liczebności próby wariantu L2 także zostały przeprowadzone, jednak należy je traktować wyłącznie porównawczo (jako wyniki dla wariantu traktowanego jako w przybliżeniu porównywalny przy losowaniu jednostopniowym pod względem kosztów i pracochłonności ze stanem dotychczasowym), gdyż wariant ten nie daje szansy osiągnięcia jakichkolwiek celów projektu.

W części raportu dotyczącej schematu dwustopniowego przeprowadzona została analiza liczebności próby koniecznej do osiągnięcia celów projektu. Zaproponowano tam dwa warianty liczebności i alokacji próby, które zakładają próbę znacząco większą niż L3 i L4. Ponieważ wstępna analiza dotycząca schematu jednostopniowego wskazuje na niewielką różnicę jego efektywności w stosunku do dwustopniowego, zdecydowano przy obliczeniach dotyczących schematu jednostopniowego dodatkowo wziąć pod uwagę również obydwa proponowane warianty. Zostały zatem dodane do planu eksperymentu dwa dodatkowe warianty dotyczące liczebności próby:

- L5) próba o liczebności 2000 mieszkań w każdym z województw,
- L6) próba o liczebności 2900 mieszkań w każdym z województw.

Warianty te zakładają próbę o jednakowej liczebności w każdym z województw, tj. alokację A3. Ze względu na znaczące zwiększenie próby w każdym z województw w stosunku do wariantu dotychczasowego, nie zachodzi potrzeba rozważania innych wariantów alokacji niż A3.

Wyniki oszacowań precyzji dla wszystkich wymienionych wariantów zakładających zmianę liczebności próby, od L2 do L6, zostały zamieszczone w bazie danych Excel przekazywanej łącznie z raportem – plik **SILC_jednostopniowy_schemat**, arkusz **Jednostopn2**. Dla wszystkich wariantów liczebności z wyjątkiem L5 i L6 zastosowano alokacji A2 i A3, dla wariantu L2 dodatkowo alokację A1. W celach porównawczych w zestawieniu dotyczącym zmian liczebności próby dla schematu jednostopniowego umieszczono również wyniki oszacowań precyzji dla schematu jednostopniowego i dwustopniowego przy liczebności próby L1 (dotychczasowej) i alokacji A1 (dotychczasowej).

Oszacowania precyzji w przekrojach jednowymiarowych oraz zestawienie syntetyczne dotyczące przekrojów wielowymiarowych dla wybranych wariantów symulacyjnych zakładających zwiększenie próby przedstawiono w tabelach 17 i 18. Do prezentacji w raporcie wybrano te warianty zmian w liczebności i alokacji, które, z jednej strony dają szanse osiągnięcia celów projektu (a więc zwiększenie, nie zmniejszenie próby oraz najbardziej „obiecująca” alokacja A3), z drugiej strony, są racjonalne, a więc zakładają zwiększenie próby w skali możliwej do zrealizowania. Wyjątek od tej reguły stanowi zaprezentowany wariant zakładający liczebność L6, przedstawiony porównawczo jako wariant „ekstremalny”.

Układ prezentacji wyników w tabelach 17 i 18 jest analogiczny, jak w przypadku tabel 15 i 16. Tabele te należy traktować jako element i rezultat szczegółowej analizy wyników oszacowań dla schematu jednostopniowego przy zmianie liczebności próby. Należy pamiętać, że schemat jednostopniowy nie jest rekomendowany do wdrożenia, więc stanowią one przede wszystkim dokumentację zrealizowanych prac. Ich wartość poznawczą stanowi przede wszystkim prezentacja skali poprawy jakości wyników w związku ze zwiększeniem liczebności próby. Wnioski wypływające z tych porównań zostały wykorzystane przy konstrukcji finalnych rozwiązań na bazie schematu dwustopniowego.

Tabela 17. Porównanie precyzji estymacji (błędu standardowego oraz kodów precyzji) rozważanych wskaźników dla wariantów symulacyjnych zakładających zwiększenie liczebności próby.

Domena	Wartość wskaźnika	Liczebność i alokacja próby (kod)							
		L1 A3	L3 A3	L4 A3	L6 A3	L1 A3	L3 A3	L4 A3	L6 A3
	w %	błędy standardowe w p.proc.				kody precyzji			
AROPE									
Ogółem	26,7	0,57	0,47	0,40	0,30	A	A	A	A
Województwo									
Dolnośląskie	26,2	2,20	1,71	1,51	1,13	B	B	B	A
Kujawsko-pomorskie	24,0	1,98	1,62	1,45	1,05	B	B	B	A
Lubelskie	36,4	2,36	1,85	1,67	1,25	B	B	B	B
Lubuskie	27,2	2,15	1,81	1,53	1,21	B	B	B	A
Łódzkie	26,6	2,04	1,66	1,46	1,07	B	B	B	A
Małopolskie	24,2	2,15	1,75	1,54	1,14	B	B	B	A
Mazowieckie	22,2	1,74	1,42	1,24	0,92	B	B	A	A
Opolskie	27,8	2,77	2,26	1,93	1,45	C	B	B	B
Podkarpackie	34,9	2,21	1,88	1,69	1,18	B	B	B	A
Podlaskie	24,7	2,33	1,82	1,65	1,27	B	B	B	B
Pomorskie	24,9	2,04	1,67	1,43	1,09	B	B	B	A
Śląskie	24,8	1,90	1,53	1,30	1,00	B	B	B	A
Świętokrzyskie	34,0	2,35	2,00	1,69	1,30	B	B	B	B
Warmińsko-mazurskie	30,0	2,21	1,84	1,61	1,23	B	B	B	A
Wielkopolskie	23,4	2,07	1,70	1,43	1,05	B	B	B	A
Zachodniopomorskie	34,5	2,32	1,83	1,68	1,24	B	B	B	A
Miasto/Wieś									
Miasto	22,6	0,68	0,55	0,48	0,36	A	A	A	A
Wieś	32,9	0,97	0,81	0,69	0,52	A	A	A	A
Stopień urbanizacji DEGURBA									
1 obszary gęsto zaludnione	20,4	0,90	0,73	0,63	0,47	A	A	A	A
2 obszary pośrednie	24,6	1,11	0,93	0,78	0,59	A	A	A	A
3 obszary słabo zaludnione	33,2	0,91	0,77	0,67	0,50	A	A	A	A
Grupy wieku									
Poniżej 18 lat	29,3	1,00	0,81	0,72	0,52	A	A	A	A
18-24	31,2	1,26	1,06	0,89	0,65	B	A	A	A
25-49	23,6	0,68	0,56	0,50	0,35	A	A	A	A
50-64	30,0	0,78	0,65	0,55	0,42	A	A	A	A
65 i więcej lat	23,4	0,81	0,67	0,58	0,42	A	A	A	A

Domena	Wartość wskaźnika	Liczebność i alokacja próby (kod)							
		L1 A3	L3 A3	L4 A3	L6 A3	L1 A3	L3 A3	L4 A3	L6 A3
	w %	błędy standardowe w p.proc.				kody precyzji			
AROPE									
Dodatkowe grupowania wg wieku									
18-59	27,2	0,65	0,54	0,46	0,34	A	A	A	A
18-64	26,7	0,61	0,51	0,43	0,32	A	A	A	A
0-60	27,7	0,65	0,54	0,47	0,34	A	A	A	A
Płeć									
Mężczyzna	26,1	0,63	0,51	0,44	0,33	A	A	A	A
Kobieta	27,3	0,60	0,50	0,42	0,31	A	A	A	A
Typ gospodarstwa według Eurostatu									
5 (1D 0dz)	37,2	1,22	0,95	0,85	0,61	A	A	A	A
6 (2D 0dz)	25,5	1,24	1,02	0,91	0,64	A	A	A	A
7 (2D,65+ 0dz)	21,2	1,26	1,03	0,93	0,69	B	A	A	A
8 (3+D 0dz)	23,2	1,36	1,08	0,96	0,73	B	A	A	A
9 (1D 1+dz)	45,7	3,55	2,81	2,47	1,90	C	C	B	B
10 (2D 1dz)	18,6	1,33	1,04	0,95	0,69	B	A	A	A
11 (2D 2dz)	20,1	1,42	1,14	1,01	0,73	B	A	A	A
12 (2D 3+dz)	43,4	3,07	2,45	2,09	1,66	C	B	B	B
13 (3+D 1+dz)	29,0	1,49	1,28	1,07	0,79	B	B	A	A
Gospodarstwa jednoosobowe według płci									
Mężczyzna	38,7	2,34	1,83	1,60	1,17	B	B	B	A
Kobieta	36,5	1,43	1,14	1,02	0,72	B	A	A	A
Gospodarstwa jednoosobowe według wieku									
18-64	42,2	1,86	1,46	1,28	0,98	B	B	B	A
65 i więcej lat	32,3	1,55	1,26	1,10	0,80	B	B	A	A
Gospodarstwa według posiadania dzieci na utrzymaniu									
Bez dzieci	26,3	0,69	0,54	0,48	0,37	A	A	A	A
Z dziećmi na utrzymaniu	27,0	0,86	0,71	0,60	0,44	A	A	A	A
Statusu zatrudnienia według Eurostatu									
Pracujący	17,0	0,56	0,46	0,40	0,30	A	A	A	A
Bezrobotni	58,8	1,76	1,43	1,23	0,90	B	B	A	A
Emeryci	24,5	0,72	0,62	0,53	0,40	A	A	A	A
Pozostali nieaktywni zawod.	40,1	0,98	0,81	0,69	0,53	A	A	A	A

Tabela 17. Porównanie precyzji estymacji (błędu standardowego oraz kodów precyzji) rozważanych wskaźników dla wariantów symulacyjnych zakładających zwiększenie liczebności próby (cd.).

Domena	Wartość wskaźnika	Liczebność i alokacja próby (kod)							
		L1 A3	L3 A3	L4 A3	L6 A3	L1 A3	L3 A3	L4 A3	L6 A3
	w %	błędy standardowe w p.proc.				kody precyzji			
ARPR									
Ogółem	17,1	0,48	0,39	0,34	0,25	A	A	A	A
Województwo									
Dolnośląskie	13,6	1,71	1,37	1,16	0,89	B	B	A	A
Kujawsko-pomorskie	18,3	1,90	1,55	1,32	0,96	B	B	B	A
Lubelskie	27,7	2,21	1,75	1,56	1,17	B	B	B	A
Lubuskie	16,3	1,88	1,59	1,40	1,07	B	B	B	A
Łódzkie	17,4	1,83	1,51	1,29	0,99	B	B	B	A
Małopolskie	17,0	2,02	1,61	1,41	1,04	B	B	B	A
Mazowieckie	14,2	1,40	1,15	1,02	0,75	B	A	A	A
Opolskie	15,6	1,97	1,60	1,38	1,02	B	B	B	A
Podkarpackie	25,2	2,02	1,70	1,49	1,09	B	B	B	A
Podlaskie	19,4	2,21	1,75	1,57	1,20	B	B	B	A
Pomorskie	13,7	1,58	1,24	1,09	0,84	B	A	A	A
Śląskie	12,5	1,50	1,21	1,04	0,78	B	A	A	A
Świętokrzyskie	24,9	2,15	1,82	1,54	1,19	B	B	B	A
Warmińsko-mazurskie	20,0	2,03	1,75	1,56	1,13	B	B	B	A
Wielkopolskie	15,8	1,85	1,50	1,27	0,95	B	B	B	A
Zachodniopomorskie	17,7	1,86	1,48	1,36	0,97	B	B	B	A
Miasto/Wieś									
Miasto	12,2	0,54	0,44	0,37	0,28	A	A	A	A
Wieś	24,4	0,89	0,74	0,64	0,46	A	A	A	A
Stopień urbanizacji DEGURBA									
1 obszary gęsto zaludnione	10,3	0,67	0,58	0,47	0,37	A	A	A	A
2 obszary pośrednie	14,5	0,92	0,79	0,66	0,48	A	A	A	A
3 obszary słabo zaludnione	24,2	0,83	0,70	0,60	0,44	A	A	A	A
Grupy wieku									
Poniżej 18 lat	21,5	0,89	0,74	0,65	0,48	A	A	A	A
18-24	21,8	1,13	0,92	0,79	0,57	A	A	A	A
25-49	15,2	0,57	0,46	0,41	0,29	A	A	A	A
50-64	16,4	0,62	0,51	0,45	0,33	A	A	A	A
65 i więcej lat	14,0	0,63	0,52	0,45	0,32	A	A	A	A

Domena	Wartość wskaźnika	Liczebność i alokacja próby (kod)							
		L1 A3	L3 A3	L4 A3	L6 A3	L1 A3	L3 A3	L4 A3	L6 A3
	w %	błędy standardowe w p.proc.				kody precyzji			
ARPR									
Dodatkowe grupowania wg wieku									
18-59	16,8	0,54	0,43	0,38	0,27	A	A	A	A
18-64	16,5	0,50	0,40	0,35	0,26	A	A	A	A
0-60	17,9	0,56	0,45	0,40	0,29	A	A	A	A
Płeć									
Mężczyzna	17,1	0,54	0,43	0,38	0,28	A	A	A	A
Kobieta	17,1	0,50	0,42	0,35	0,26	A	A	A	A
Typ gospodarstwa według Eurostatu									
5 (1D 0dz)	24,4	1,08	0,85	0,75	0,54	A	A	A	A
6 (2D 0dz)	12,2	0,93	0,76	0,68	0,50	A	A	A	A
7 (2D,65+ 0dz)	9,5	0,88	0,73	0,64	0,47	A	A	A	A
8 (3+D 0dz)	11,8	1,04	0,84	0,72	0,58	A	A	A	A
9 (1D 1+dz)	26,7	3,10	2,49	2,08	1,70	C	B	B	B
10 (2D 1dz)	11,8	1,02	0,82	0,74	0,54	A	A	A	A
11 (2D 2dz)	16,2	1,31	1,07	0,93	0,68	B	A	A	A
12 (2D 3+dz)	36,5	2,94	2,34	2,02	1,61	C	B	B	B
13 (3+D 1+dz)	20,2	1,29	1,10	0,94	0,70	B	A	A	A
Gospodarstwa jednoosobowe według płci									
Mężczyzna	28,1	2,17	1,67	1,42	1,11	B	B	B	A
Kobieta	22,5	1,21	0,98	0,86	0,62	A	A	A	A
Gospodarstwa jednoosobowe według wieku									
18-64	26,6	1,68	1,32	1,15	0,88	B	B	A	A
65 i więcej lat	22,3	1,37	1,07	0,98	0,70	B	A	A	A
Gospodarstwa według posiadania dzieci na utrzymaniu									
Bez dzieci	14,1	0,55	0,44	0,38	0,29	A	A	A	A
Z dziećmi na utrzymaniu	19,2	0,74	0,62	0,53	0,39	A	A	A	A
Statusu zatrudnienia według Eurostatu									
Pracujący	10,4	0,43	0,35	0,31	0,22	A	A	A	A
Bezrobotni	42,6	1,67	1,41	1,25	0,90	B	B	B	A
Emeryci	12,5	0,56	0,46	0,40	0,27	A	A	A	A
Pozostali nieaktywni zawod.	26,1	0,88	0,74	0,64	0,48	A	A	A	A

Tabela 17. Porównanie precyzji estymacji (błędu standardowego oraz kodów precyzji) rozważanych wskaźników dla wariantów symulacyjnych zakładających zwiększenie liczebności próby (cd.).

Domena	Wartość wskaźnika	Liczebność i alokacja próby (kod)							
		L1 A3	L3 A3	L4 A3	L6 A3	L1 A3	L3 A3	L4 A3	L6 A3
	w %	błędy standardowe w p.proc.				kody precyzji			
LWI									
Ogółem	6,9	0,31	0,25	0,22	0,16	A	A	A	A
Województwo									
Dolnośląskie	8,2	1,45	1,19	1,05	0,77	B	A	A	A
Kujawsko-pomorskie	7,5	1,15	0,99	0,86	0,67	A	A	A	A
Lubelskie	6,5	1,14	0,97	0,85	0,60	A	A	A	A
Lubuskie	9,3	1,45	1,19	1,03	0,73	B	A	A	A
Łódzkie	7,2	1,42	1,14	0,95	0,70	B	A	A	A
Małopolskie	4,1	0,99	0,85	0,72	0,53	A	A	A	A
Mazowieckie	4,7	0,71	0,62	0,54	0,40	A	A	A	A
Opolskie	6,5	1,42	1,15	1,01	0,73	B	A	A	A
Podkarpackie	5,3	0,85	0,71	0,59	0,43	A	A	A	A
Podlaskie	8,1	1,73	1,38	1,21	0,89	B	B	A	A
Pomorskie	7,3	1,17	0,96	0,83	0,60	A	A	A	A
Śląskie	9,1	1,19	1,02	0,89	0,64	A	A	A	A
Świętokrzyskie	8,8	1,46	1,23	1,02	0,76	B	A	A	A
Warmińsko-mazurskie	8,9	1,33	1,06	0,89	0,73	B	A	A	A
Wielkopolskie	4,9	0,79	0,61	0,57	0,41	A	A	A	A
Zachodniopomorskie	10,0	1,53	1,25	1,08	0,77	B	A	A	A
Miasto/Wieś									
Miasto	7,3	0,41	0,35	0,30	0,22	A	A	A	A
Wieś	6,2	0,43	0,36	0,31	0,23	A	A	A	A
Stopień urbanizacji DEGURBA									
1 obszary gęsto zaludnione	6,8	0,54	0,45	0,39	0,29	A	A	A	A
2 obszary pośrednie	7,1	0,66	0,56	0,49	0,35	A	A	A	A
3 obszary słabo zaludnione	6,8	0,43	0,36	0,31	0,24	A	A	A	A
Grupy wieku									
Poniżej 18 lat	4,6	0,44	0,37	0,31	0,23	A	A	A	A
18-24	6,2	0,68	0,57	0,50	0,36	A	A	A	A
25-49	4,5	0,28	0,22	0,21	0,15	A	A	A	A
50-64	15,9	0,69	0,58	0,50	0,37	A	A	A	A
65 i więcej lat	X	X	X	X	X	X	X	X	X

Domena	Wartość wskaźnika	Liczebność i alokacja próby (kod)							
		L1 A3	L3 A3	L4 A3	L6 A3	L1 A3	L3 A3	L4 A3	L6 A3
	w %	błędy standardowe w p.proc.				kody precyzji			
LWI									
Dodatkowe grupowania wg wieku									
18-59	7,6	0,33	0,27	0,24	0,17	A	A	A	A
18-64	7,6	0,33	0,27	0,24	0,17	A	A	A	A
0-60	6,9	0,31	0,25	0,22	0,16	A	A	A	A
Płeć									
Mężczyzna	6,5	0,35	0,27	0,24	0,18	A	A	A	A
Kobieta	7,2	0,34	0,29	0,25	0,18	A	A	A	A
Typ gospodarstwa według Eurostatu									
5 (1D 0dz)	28,1	1,88	1,57	1,39	1,02	B	B	B	A
6 (2D 0dz)	13,5	0,98	0,78	0,71	0,52	A	A	A	A
7 (2D,65+ 0dz)	30,5	2,63	2,24	2,00	1,55	C	B	B	B
8 (3+D 0dz)	6,6	0,74	0,60	0,51	0,39	A	A	A	A
9 (1D 1+dz)	21,5	2,96	2,32	1,94	1,55	C	B	B	B
10 (2D 1dz)	3,7	0,59	0,47	0,42	0,31	A	A	A	A
11 (2D 2dz)	2,0	0,39	0,33	0,28	0,21	A	A	A	A
12 (2D 3+dz)	5,9	1,51	1,25	1,00	0,82	B	A	A	A
13 (3+D 1+dz)	4,0	0,62	0,53	0,47	0,35	A	A	A	A
Gospodarstwa jednoosobowe według płci									
Mężczyzna	26,1	2,78	2,22	1,94	1,49	C	B	B	B
Kobieta	30,4	2,66	2,11	1,92	1,42	C	B	B	B
Gospodarstwa jednoosobowe według wieku									
18-64	28,1	1,88	1,57	1,39	1,02	B	B	B	A
65 i więcej lat						X	X	X	X
Gospodarstwa według posiadania dzieci na utrzymaniu									
Bez dzieci	12,5	0,61	0,47	0,42	0,31	A	A	A	A
Z dziećmi na utrzymaniu	4,4	0,35	0,30	0,27	0,19	A	A	A	A
Statusu zatrudnienia według Eurostatu									
Pracujący	0,2	0,05	0,04	0,03	0,03	A	A	A	A
Bezrobotni	26,4	1,61	1,31	1,14	0,83	B	B	A	A
Emeryci	45,6	2,73	2,23	1,92	1,44	C	B	B	B
Pozostali nieaktywni zawod.	18,9	0,89	0,74	0,63	0,48	A	A	A	A

Tabela 17. Porównanie precyzji estymacji (błędu standardowego oraz kodów precyzji) rozważanych wskaźników dla wariantów symulacyjnych zakładających zwiększenie liczebności próby (dok.).

Domena	Wartość wskaźnika	Liczebność i alokacja próby (kod)							
		L1 A3	L3 A3	L4 A3	L6 A3	L1 A3	L3 A3	L4 A3	L6 A3
	w %	błędy standardowe w p.proc.				kody precyzji			
SMD									
Ogółem	13,5	0,44	0,37	0,31	0,23	A	A	A	A
Województwo									
Dolnośląskie	16,9	2,03	1,62	1,40	1,07	B	B	B	A
Kujawsko-pomorskie	8,9	1,28	1,04	0,94	0,68	B	A	A	A
Lubelskie	15,2	1,77	1,44	1,26	0,90	B	B	B	A
Lubuskie	16,4	1,92	1,59	1,34	1,08	B	B	B	A
Łódzkie	13,9	1,44	1,24	1,07	0,78	B	A	A	A
Małopolskie	8,7	1,24	1,02	0,88	0,67	A	A	A	A
Mazowieckie	10,8	1,32	1,11	0,94	0,73	B	A	A	A
Opolskie	18,7	2,62	2,14	1,93	1,40	C	B	B	B
Podkarpackie	18,0	1,85	1,49	1,35	0,95	B	B	B	A
Podlaskie	8,3	1,69	1,34	1,13	0,86	B	B	A	A
Pomorskie	13,3	1,60	1,26	1,12	0,83	B	B	A	A
Śląskie	14,4	1,47	1,21	1,03	0,82	B	A	A	A
Świętokrzyskie	17,9	1,97	1,61	1,37	1,08	B	B	B	A
Warmińsko-mazurskie	17,6	1,73	1,44	1,27	0,97	B	B	B	A
Wielkopolskie	8,7	1,43	1,18	1,02	0,75	B	A	A	A
Zachodniopomorskie	21,8	2,19	1,79	1,60	1,18	B	B	B	A
Miasto/Wieś									
Miasto	13,0	0,55	0,44	0,38	0,28	A	A	A	A
Wieś	14,2	0,72	0,61	0,52	0,39	A	A	A	A
Stopień urbanizacji DEGURBA									
1 obszary gęsto zaludnione	11,9	0,72	0,56	0,53	0,38	A	A	A	A
2 obszary pośrednie	13,9	0,90	0,73	0,60	0,48	A	A	A	A
3 obszary słabo zaludnione	14,5	0,68	0,58	0,52	0,38	A	A	A	A
Grupy wieku									
Poniżej 18 lat	13,7	0,76	0,64	0,54	0,39	A	A	A	A
18-24	14,9	0,99	0,83	0,70	0,52	A	A	A	A
25-49	11,8	0,53	0,42	0,36	0,27	A	A	A	A
50-64	14,7	0,62	0,50	0,42	0,33	A	A	A	A
65 i więcej lat	14,8	0,68	0,56	0,50	0,36	A	A	A	A

Domena	Wartość wskaźnika	Liczebność i alokacja próby (kod)							
		L1 A3	L3 A3	L4 A3	L6 A3	L1 A3	L3 A3	L4 A3	L6 A3
	w %	błędy standardowe w p.proc.				kody precyzji			
SMD									
Dodatkowe grupowania wg wieku									
18-59	13,2	0,50	0,41	0,35	0,26	A	A	A	A
18-64	13,2	0,47	0,39	0,32	0,25	A	A	A	A
0-60	13,4	0,50	0,42	0,35	0,26	A	A	A	A
Płeć									
Mężczyzna	13,2	0,48	0,40	0,34	0,26	A	A	A	A
Kobieta	13,8	0,47	0,39	0,32	0,24	A	A	A	A
Typ gospodarstwa według Eurostatu									
5 (1D 0dz)	20,7	0,96	0,81	0,69	0,51	A	A	A	A
6 (2D 0dz)	12,6	1,00	0,82	0,71	0,53	A	A	A	A
7 (2D,65+ 0dz)	13,4	1,10	0,91	0,83	0,61	A	A	A	A
8 (3+D 0dz)	13,3	1,12	0,89	0,77	0,58	A	A	A	A
9 (1D 1+dz)	30,8	3,39	2,84	2,38	1,83	C	C	B	B
10 (2D 1dz)	9,3	1,05	0,81	0,72	0,54	A	A	A	A
11 (2D 2dz)	7,1	0,85	0,68	0,61	0,46	A	A	A	A
12 (2D 3+dz)	18,1	2,35	1,80	1,71	1,24	B	B	B	A
13 (3+D 1+dz)	13,4	1,16	0,94	0,83	0,59	A	A	A	A
Gospodarstwa jednoosobowe według płci									
Mężczyzna	20,8	1,75	1,51	1,31	0,95	B	B	B	A
Kobieta	20,7	1,16	0,95	0,83	0,60	A	A	A	A
Gospodarstwa jednoosobowe według wieku									
18-64	21,8	1,44	1,25	1,04	0,77	B	A	A	A
65 i więcej lat	19,7	1,28	1,09	0,94	0,71	B	A	A	A
Gospodarstwa według posiadania dzieci na utrzymaniu									
Bez dzieci	14,7	0,54	0,44	0,39	0,29	A	A	A	A
Z dziećmi na utrzymaniu	12,6	0,65	0,54	0,45	0,33	A	A	A	A
Statusu zatrudnienia według Eurostatu									
Pracujący	8,9	0,44	0,35	0,30	0,24	A	A	A	A
Bezrobotni	32,3	1,63	1,34	1,13	0,86	B	B	A	A
Emeryci	12,9	0,59	0,49	0,42	0,32	A	A	A	A
Pozostali nieaktywni zawod.	18,1	0,76	0,62	0,53	0,41	A	A	A	A

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Tabela 18. Porównanie syntetycznych ocen precyzji estymacji dla przekrojów (warianty symulacyjne zakładające zwiększenie liczebności próby).

Przekrój	Liczebność i alokacja próby (kod)								Liczba domen pominiętych
	L1 A3	L3 A3	L4 A3	L6 A3	L1 A3	L3 A3	L4 A3	L6 A3	
	9-ty decyl rozkładu ocen błędu standardowego w p.proc.				syntetyczny kod precyzji				
AROPE									
WOJ	2,36	2,00	1,69	1,30	B	B	B	B	0
AGE1	1,26	1,06	0,89	0,65	B	A	A	A	0
HT	3,92	3,13	2,76	2,10	C	C	B	B	0
ACTSTA1*RB090	7,42	6,35	5,32	4,06	C	C	C	C	0
WOJ*MW	3,97	3,28	2,84	2,14	C	C	C	B	0
WOJ*DB100	5,41	4,21	3,73	2,76	C	C	C	B	0
WOJ*AGE1	4,81	3,87	3,36	2,59	C	C	C	B	0
WOJ*AGE18_59	2,77	2,32	1,95	1,53	C	B	B	B	0
WOJ*AGE18_64	2,65	2,26	1,92	1,48	B	B	B	B	0
WOJ*AGE0_60	2,70	2,28	1,92	1,47	C	B	B	B	0
WOJ*RB090	2,62	2,10	1,87	1,40	B	B	B	B	0
WOJ*HT	12,50	10,34	8,83	6,58	D	C	C	C	3
WOJ*HT_CHILD	3,55	2,83	2,52	1,87	C	C	B	B	0
WOJ*ACTSTA1	20,28	15,69	13,52	10,03	C	C	C	C	12
WOJ*RB090*ACTSTA1	19,73	15,37	12,73	8,47	C	C	C	C	28
ARPR									
WOJ	2,21	1,75	1,56	1,19	B	B	B	A	0
AGE1	1,13	0,92	0,79	0,57	A	A	A	A	0
HT	3,30	2,67	2,34	1,81	C	B	B	B	0
ACTSTA1*RB090	7,02	5,86	5,14	3,95	C	C	C	C	0
WOJ*MW	3,65	2,93	2,52	1,89	C	C	B	B	0
WOJ*DB100	4,57	3,70	3,21	2,43	C	C	C	B	0
WOJ*AGE1	4,29	3,41	3,04	2,28	C	C	C	B	0
WOJ*AGE18_59	2,51	2,01	1,75	1,33	B	B	B	B	0
WOJ*AGE18_64	2,39	1,93	1,68	1,25	B	B	B	A	0
WOJ*AGE0_60	2,47	2,06	1,80	1,34	B	B	B	B	0
WOJ*RB090	2,30	1,91	1,65	1,26	B	B	B	A	0
WOJ*HT	11,39	9,27	8,14	6,03	D	D	C	C	3
WOJ*HT_CHILD	3,16	2,58	2,26	1,73	C	B	B	B	0
WOJ*ACTSTA1	19,78	15,69	13,52	10,03	C	C	C	C	12
WOJ*RB090*ACTSTA1	19,73	15,37	11,77	9,15	C	C	C	C	28

Tabela 18. Porównanie syntetycznych ocen precyzji estymacji dla przekrojów (warianty symulacyjne zakładające zwiększenie liczebności próby) (dok.)

Przekrój	Liczebność i alokacja próby (kod)								Liczba domen pominiętych
	L1 A3	L3 A3	L4 A3	L6 A3	L1 A3	L3 A3	L4 A3	L6 A3	
	9-ty decyl rozkładu ocen błędu standardowego w p.proc.				syntetyczny kod precyzji				
LWI									
WOJ	1,53	1,25	1,08	0,77	B	A	A	A	0
AGE1	0,69	0,58	0,50	0,37	A	A	A	A	1
HT	2,80	2,28	1,97	1,55	C	B	B	B	0
ACTSTA1*RB090	4,74	3,87	3,26	2,50	C	C	C	B	0
WOJ*MW	2,82	2,25	1,96	1,44	B	B	B	A	0
WOJ*DB100	3,95	3,28	2,84	2,08	C	C	B	B	0
WOJ*AGE1	2,96	2,54	2,16	1,67	C	C	B	B	16
WOJ*AGE18_59	1,66	1,37	1,19	0,85	B	A	A	A	0
WOJ*AGE18_64	1,66	1,37	1,19	0,85	B	A	A	A	0
WOJ*AGE0_60	1,53	1,25	1,08	0,77	B	A	A	A	0
WOJ*RB090	1,78	1,44	1,25	0,91	B	B	A	A	0
WOJ*HT	10,18	8,28	7,08	5,30	D	D	D	C	3
WOJ*HT_CHILD	2,49	2,07	1,69	1,29	C	B	B	A	0
WOJ*ACTSTA1	11,59	9,26	8,20	5,96	C	C	C	C	12
WOJ*RB090*ACTSTA1	17,13	12,62	10,52	7,59	D	C	C	C	42
SMD									
WOJ	2,19	1,79	1,60	1,18	B	B	B	A	0
AGE1	0,99	0,83	0,70	0,52	A	A	A	A	0
HT	3,56	2,94	2,47	1,92	C	C	B	B	0
ACTSTA1*RB090	5,22	4,38	3,65	2,72	C	C	C	B	0
WOJ*MW	3,69	3,05	2,63	2,00	C	B	B	B	0
WOJ*DB100	4,54	3,85	3,37	2,49	C	C	C	B	0
WOJ*AGE1	3,94	3,13	2,75	2,09	C	C	B	B	0
WOJ*AGE18_59	2,48	2,06	1,79	1,32	B	B	B	A	0
WOJ*AGE18_64	2,36	1,95	1,70	1,26	B	B	B	A	0
WOJ*AGE0_60	2,53	2,07	1,84	1,34	B	B	B	A	0
WOJ*RB090	2,31	1,82	1,56	1,21	B	B	B	A	0
WOJ*HT	12,00	9,76	8,46	6,27	D	D	D	C	3
WOJ*HT_CHILD	2,95	2,39	2,07	1,58	C	B	B	B	0
WOJ*ACTSTA1	12,48	10,14	8,41	5,85	C	C	C	C	12
WOJ*RB090*ACTSTA1	10,92	8,24	7,18	5,08	C	C	C	C	28

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

4.3. Ocena efektywności rozwiązań dotyczących alokacji i liczebności próby związanych ze schematem alternatywnym w ramach losowania dwustopniowego

4.3.1. Dyskusja oraz ocena efektywności i racjonalności zastosowania różnych wariantów proponowanych rozwiązań w ramach dwustopniowego schematu losowania

Analiza ocen precyzji dla jednostopniowego schematu losowania prowadzi do wniosku o braku racjonalności jego zastosowania, w związku z czym schemat ten nie jest rekomendowany. Pozytywny jest natomiast efekt związany z wprowadzeniem niektórych zmian w innych elementach definiujących schemat losowania, tj. zmianą alokacji próby oraz – co oczywiste – zwiększeniem jej liczebności. Ponieważ schemat jednostopniowy nie jest rekomendowany do wdrożenia, celem praktycznej oceny efektów proponowanych rozwiązań, dokonano dodatkowo oszacowań precyzji estymacji w rozważanych przekrojach dla różnych wariantów symulacyjnych, zakładających wdrożenie rozważanych zmian w alokacji i liczebności próby dla schematu dwustopniowego.

Główną część raportu poświęconą analizie schematu dwustopniowego stanowią rozdziały 1 oraz 2. W rozdziale 2 rozważane są różne warianty liczebności i alokacji próby, alternatywne w stosunku do dotychczasowego, oznaczone jak A, B (rozd. 2.2) oraz C (rozd. 2.5). Analizy zawarte w niniejszym podrozdziale (4.2) należy traktować jako uzupełnienia analiz z rozdziału 2. Przeprowadzona została dyskusja kilku wariantów liczebności i alokacji, odmiennych niż rozważane w rozdziale 2 (choć porównawczo zostały również uwzględnione). Są to warianty pierwotnie opracowane na potrzeby schematu jednostopniowego i rozważane w podrozdziale 4.1, uzupełnione o jeden nieznacznie zmodyfikowany wariant alokacji (A4). W przypadku wariantów z rozdziału 2.2, niniejsza analiza dostarcza dodatkowych informacji o hipotetycznych oszacowaniach precyzji w różnych przekrojach otrzymanych symulacyjnie metodą bootstrap. W rozdziale 2 warianty te zostały opracowane tak, by osiągnąć określony poziom precyzji wskaźników wojewódzkich, zakładając stałą dla wszystkich województw postać zależności między liczebnością próby a precyzją. Faktyczna precyzja oszacowań zależy nie tylko od liczebności próby, ale także od rozkładu badanej cechy specyficznego dla każdego województwa. Postępowanie pomijające specyfikę rozkładu w poszczególnych województwach jest właściwe i uniwersalne przy projektowaniu alokacji, gdyż w przeciwnym razie byłaby ona zaprojektowana „pod konkretną cechę badaną”, a badanie dotyczy wielu cech. Jednak jest to powodem tego, iż rzeczywista precyzja dla konkretnego województwa może się różnić od założonej. Symulacje opisane w niniejszym rozdziale dostarczają oszacowań błędu (precyzji) uwzględniających specyfikę rozkładu w województwach. Należy jednak pamiętać, że podstawą do symulacji (źródłem informacji

o rozkładzie cech) były dane ze zrealizowanego badania z jednego tylko roku, 2012, obarczone (jako dane z badania reprezentacyjnego) błędem losowym. Nie jest zatem wykluczone, że w niektórych przypadkach szacunek symulacyjny uwzględniający specyfikę rozkładu wojewódzkiego może być obciążony większym błędem niż szacunek teoretyczny nie uwzględniający tej specyfiki otrzymany z modelu empirycznego.

Ponieważ rezultaty otrzymane w etapie I projektu wykazały, że dotychczasowa jakość oszacowań wymaga znacznej poprawy, by mogły być osiągnięte cele projektu, przy rozważaniach dotyczących adaptacji rozwiązań opracowanych dla schematu jednostopniowego w warunkach schematu dwustopniowego rozważano tylko warianty przewidujące zwiększenie próby. Jeśli idzie o alokację, brana była pod uwagę jedynie alokacja A3, jako najbardziej efektywna z punktu widzenia oszacowań wojewódzkich. Ponadto rozważane są dwa dodatkowe schematy alokacji próby w województwach:

A4) Próba dzielona na województwa na części o równej liczebności, z zastrzeżeniem, by w żadnym województwie liczebność próby nie była niższa niż 60% liczebności wynikającej z alokacji proporcjonalnej

A5) Próba alokowana w sposób optymalny z punktu widzenia nowych proponowanych przez Eurostat wymogów precyzji dla NTS-2, biorących pod uwagę ich wielkość (opisana w rozdz. 2.5).

Alokacja A4 jest nieznacznie zmodyfikowaną wersją alokacji A3. Zastosowana modyfikacja zapewnia określony poziom reprezentatywności z punktu widzenia oszacowań ogółem oraz w przekrojach innych niż wojewódzkie. W praktyce skutkuje ona nieco większymi próbami niż dla pozostałych województw jedynie w przypadku mazowieckiego i śląskiego (dwa największe województwa). Alokacja A5 odpowiada wariantowi C liczebności i struktury opracowanemu w rozdz. 2.5 i jest rozważana jedynie w wersji oryginalnej, tj. przy liczebności próby większej o ok. 50% niż dotychczasowa (stąd liczebność w tym wariantcie oznaczana jest jako L3).

Przy prezentacji wyników dyskusji wariantów liczebności i alokacji w raporcie przedstawiono jedynie wyniki dotyczące wskaźnika AROPE, dla którego najtrudniej jest uzyskać dobrą precyzję (obciążony jest największym błędem losowym spośród rozważanych). Ponieważ analiza oszacowań precyzji realizowana była w II etapie projektu, obok analizy błędów przeprowadzono także analizę spełniania nowych wymogów Eurostatu przez oszacowania.

Wyniki analizy prezentują tabele 19-22. W tabeli 19 pokazana wartości błędu standardowego i kodów błędów dla przekrojów jednowymiarowych. Analogiczne informacje zagregowane na poziomie przekrojów zawiera tabela 20.

Tabele 21 i 22 dotyczą spełniania nowych wymogów Eurostatu. Pokazano wartości wskaźnika spełnienia wymogów ISE oraz kody nadane na podstawie wartości wskaźnika. Wartości wskaźnika bliższe 1 lub niższe oznaczają spełnienie wymogów, co oznaczane jest kodem A1/A2 (A2 - „na granicy”). Tabela 21 prezentuje szczegółowe informacje dla oszacowań w przekrojach jednowymiarowych, tabela 22 – zagregowane informacje dla przekrojów.

Syntetyczne informacje zagregowane na poziomie przekrojów (tab. 20 i 22) dotyczą wszystkich przekrojów wielowymiarowych oraz przekrojów jednowymiarowych o większej liczbie grupowań.

Tabela 19. Porównanie precyzji estymacji (błędy standardowe oraz kodów precyzji) wskaźnika AROPE dla wybranych wariantów symulacyjnych przy dwustopniowym schemacie losowania.

Domena	Liczebność i alokacja próby (kod)											
	L1 A1	L1 A3	L1 A4	L3 A3	L3 A4	L4 A3	L1 A1	L1 A3	L1 A4	L3 A3	L3 A4	L4 A3
	błędy standardowe w p.proc.						kody precyzji					
AROPE												
Ogółem	0,56	0,61	0,60	0,51	0,48	0,44	A	A	A	A	A	A
Województwo												
Dolnośląskie	1,94	2,27	2,23	1,79	1,81	1,56	B	B	B	B	B	B
Kujawsko-pomorskie	2,20	2,03	2,15	1,70	1,70	1,45	B	B	B	B	B	B
Lubelskie	2,58	2,60	2,57	2,07	2,17	1,71	C	C	C	B	B	B
Lubuskie	3,77	2,40	2,38	1,99	2,03	1,73	C	B	B	B	B	B
Łódzkie	2,01	2,22	2,15	1,77	1,85	1,58	B	B	B	B	B	B
Małopolskie	2,15	2,37	2,45	1,87	1,86	1,60	B	B	B	B	B	B
Mazowieckie	1,33	1,95	1,61	1,56	1,29	1,39	B	B	B	B	B	B
Opolskie	3,78	2,64	2,71	2,13	2,28	1,92	C	C	C	B	B	B
Podkarpackie	2,61	2,45	2,50	2,03	2,01	1,76	C	B	B	B	B	B
Podlaskie	3,26	2,58	2,45	1,99	2,07	1,77	C	C	B	B	B	B
Pomorskie	2,22	2,07	2,14	1,65	1,74	1,51	B	B	B	B	B	B
Śląskie	1,32	1,90	1,85	1,56	1,42	1,34	B	B	B	B	B	B
Świętokrzyskie	3,63	2,73	2,96	2,39	2,53	2,04	C	C	C	B	C	B
Warmińsko-mazurskie	2,74	2,33	2,38	1,81	1,86	1,60	C	B	B	B	B	B
Wielkopolskie	2,08	2,29	2,40	1,83	1,83	1,60	B	B	B	B	B	B
Zachodniopomorskie	3,14	2,44	2,51	2,00	2,06	1,78	C	B	C	B	B	B
Miasto/Wieś												
Miasto	0,62	0,71	0,67	0,58	0,53	0,49	A	A	A	A	A	A
Wieś	1,04	1,12	1,11	0,90	0,87	0,78	A	A	A	A	A	A
Stopień urbanizacji DEGURBA												
1 obszary gęsto zaludnione	0,80	0,92	0,89	0,77	0,70	0,64	A	A	A	A	A	A
2 obszary pośrednie	1,05	1,15	1,09	0,93	0,89	0,80	A	A	A	A	A	A
3 obszary słabo zaludnione	1,01	1,05	1,06	0,87	0,84	0,74	A	A	A	A	A	A

Domena	Liczebność i alokacja próby (kod)											
	L1 A1	L1 A3	L1 A4	L3 A3	L3 A4	L4 A3	L1 A1	L1 A3	L1 A4	L3 A3	L3 A4	L4 A3
	błędy standardowe w p.proc.						kody precyzji					
AROE												
Grupy wieku												
Poniżej 18 lat	0,97	1,02	1,01	0,86	0,82	0,74	A	A	A	A	A	A
18-24	1,22	1,31	1,27	1,09	1,04	0,92	A	B	B	A	A	A
25-49	0,65	0,72	0,72	0,59	0,57	0,51	A	A	A	A	A	A
50-64	0,75	0,79	0,77	0,66	0,64	0,58	A	A	A	A	A	A
65 i więcej lat	0,76	0,84	0,83	0,68	0,64	0,57	A	A	A	A	A	A
Dodatkowe grupowania wg wieku												
18-59	0,62	0,69	0,67	0,57	0,54	0,49	A	A	A	A	A	A
18-64	0,58	0,65	0,63	0,54	0,51	0,46	A	A	A	A	A	A
0-60	0,64	0,70	0,68	0,58	0,55	0,50	A	A	A	A	A	A
Płeć												
Mężczyzna	0,60	0,65	0,65	0,54	0,52	0,47	A	A	A	A	A	A
Kobieta	0,59	0,63	0,61	0,54	0,49	0,46	A	A	A	A	A	A
Typ gospodarstwa według Eurostatu												
5 (1D 0dz)	1,04	1,19	1,11	1,00	0,94	0,92	A	A	A	A	A	A
6 (2D 0dz)	1,07	1,23	1,20	1,01	0,97	0,87	A	A	A	A	A	A
7 (2D,65+ 0dz)	1,14	1,26	1,23	1,03	1,00	0,92	A	B	A	A	A	A
8 (3+D 0dz)	1,24	1,29	1,36	1,09	1,14	0,96	A	B	B	A	A	A
9 (1D 1+dz)	3,17	3,49	3,30	2,94	2,83	2,56	C	C	C	C	C	C
10 (2D 1dz)	1,21	1,36	1,30	1,08	1,05	0,99	A	B	B	A	A	A
11 (2D 2dz)	1,34	1,46	1,39	1,20	1,15	0,98	B	B	B	A	A	A
12 (2D 3+dz)	2,84	2,93	2,90	2,53	2,36	2,17	C	C	C	C	B	B
13 (3+D 1+dz)	1,41	1,57	1,53	1,25	1,27	1,12	B	B	B	A	B	A
Gospodarstwa jednoosobowe według płci												
Mężczyzna	2,00	2,22	2,21	1,83	1,75	1,66	B	B	B	B	B	B
Kobieta	1,22	1,40	1,31	1,18	1,07	1,05	A	B	B	A	A	A
Gospodarstwa jednoosobowe według wieku												
18-64	1,61	1,86	1,74	1,55	1,47	1,39	B	B	B	B	B	B
65 i więcej lat	1,36	1,49	1,45	1,24	1,19	1,11	B	B	B	A	A	A
Gospodarstwa według posiadania dzieci na utrzymaniu												
Bez dzieci	0,63	0,66	0,69	0,55	0,56	0,50	A	A	A	A	A	A
Z dziećmi na utrzymaniu	0,82	0,91	0,88	0,74	0,71	0,65	A	A	A	A	A	A
Statusu zatrudnienia według Eurostatu												
Pracujący	0,54	0,59	0,57	0,50	0,47	0,42	A	A	A	A	A	A
Bezrobotni	1,76	1,76	1,73	1,48	1,37	1,25	B	B	B	B	B	A
Emeryci	0,71	0,77	0,76	0,65	0,62	0,56	A	A	A	A	A	A
Pozostali nieaktywni zawod.	0,96	1,06	1,00	0,84	0,83	0,72	A	A	A	A	A	A

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Tabela 20. Porównanie syntetycznych ocen precyzji estymacji dla przekrojów dotyczących wskaźnika AROPE w wybranych wariantach symulacyjnych przy dwustopniowym schemacie losowania.

Przekrój	Liczebność i alokacja próby (kod)												Liczba domen pominiętych
	L1 A1	L1 A3	L1 A4	L3 A3	L3 A4	L4 A3	L1 A1	L1 A3	L1 A4	L3 A3	L3 A4	L4 A3	
	9-ty decyl rozkładu ocen błędu standardowego w p.proc.						syntetyczny kod precyzji						
AROPE													
WOJ	3,77	2,64	2,71	2,13	2,28	1,92	C	C	C	B	B	B	0
AGE1	1,22	1,31	1,27	1,09	1,04	0,92	A	B	B	A	A	A	0
HT	3,58	3,98	3,78	3,28	3,22	2,81	C	C	C	C	C	C	0
ACTSTA1*RB090	7,29	7,74	7,57	6,01	6,02	5,34	C	C	C	C	C	C	0
WOJ*MW	5,54	4,27	4,51	3,61	3,60	3,10	C	C	C	C	C	C	0
WOJ*DB100	6,54	5,51	5,70	4,49	4,46	3,91	C	C	C	C	C	C	0
WOJ*AGE1	6,14	5,03	5,05	3,98	4,05	3,54	C	C	C	C	C	C	0
WOJ*AGE18_59	4,10	3,04	3,10	2,51	2,60	2,22	C	C	C	B	B	B	0
WOJ*AGE18_64	3,99	2,90	2,93	2,37	2,45	2,10	C	C	C	B	B	B	0
WOJ*AGE0_60	4,28	3,04	3,20	2,51	2,66	2,28	C	C	C	B	B	B	0
WOJ*RB090	3,89	2,76	2,73	2,23	2,31	1,95	C	C	C	B	B	B	0
WOJ*HT	15,80	12,98	12,82	10,43	10,31	8,97	D	D	D	C	C	C	3
WOJ*HT_CHILD	4,77	3,63	3,56	2,96	3,06	2,51	C	C	C	C	C	B	0
WOJ*ACTSTA1	23,26	20,35	19,85	15,79	15,46	13,38	C	C	C	C	C	C	12
WOJ*RB090*ACTSTA1	20,17	21,08	20,66	15,95	16,73	13,19	C	C	C	C	C	C	28

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Tabela 21. Porównanie ocen stopnia spełniania wymogów Eurostatu przez oszacowania wskaźnika AROPE dla wybranych wariantów symulacyjnych przy dwustopniowym schemacie losowania.

Domena	Liczebność i alokacja próby (kod)											
	L1 A1	L1 A3	L1 A4	L3 A3	L3 A4	L4 A3	L1 A1	L1 A3	L1 A4	L3 A3	L3 A4	L4 A3
	wskaźnik spełnienia wymogów (ISE)						kody spełnienia wymogów					
AROPE												
Województwo												
Dolnośląskie	1,09	1,27	1,24	1,00	1,01	0,87	A2	B	B	A1	A2	A1
Kujawsko-pomorskie	1,15	1,06	1,13	0,89	0,89	0,76	B	A2	B	A1	A1	A1
Lubelskie	1,28	1,28	1,27	1,03	1,07	0,85	B	B	B	A2	A2	A1
Lubuskie	1,62	1,03	1,02	0,85	0,87	0,74	C	A2	A2	A1	A1	A1
Łódzkie	1,01	1,12	1,08	0,89	0,93	0,79	A2	B	A2	A1	A1	A1
Małopolskie	1,23	1,35	1,40	1,07	1,06	0,92	B	C	C	A2	A2	A1
Mazowieckie	0,93	1,35	1,12	1,08	0,90	0,97	A1	C	B	A2	A1	A1
Opolskie	1,71	1,19	1,23	0,96	1,03	0,87	C	B	B	A1	A2	A1
Podkarpackie	1,24	1,17	1,19	0,97	0,96	0,84	B	B	B	A1	A1	A1
Podlaskie	1,53	1,21	1,15	0,93	0,97	0,83	C	B	B	A1	A1	A1
Pomorskie	1,19	1,11	1,15	0,89	0,93	0,81	B	B	B	A1	A1	A1
Śląskie	0,86	1,25	1,21	1,02	0,93	0,88	A1	B	B	A2	A1	A1
Świętokrzyskie	1,58	1,19	1,29	1,04	1,10	0,89	C	B	B	A2	B	A1
Warmińsko-mazurskie	1,21	1,03	1,05	0,80	0,82	0,71	B	A2	A2	A1	A1	A1
Wielkopolskie	1,28	1,40	1,47	1,13	1,12	0,98	B	C	C	B	B	A1
Zachodniopomorskie	1,52	1,18	1,21	0,97	0,99	0,86	C	B	B	A1	A1	A1

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Tabela 22. Porównanie syntetycznych ocen dla przekrojów dotyczących stopnia spełnienia wymogów Eurostatu przez oszacowania wskaźnika AROPE w wybranych wariantach symulacyjnych przy dwustopniowym schemacie losowania.

Przekrój	Liczebność i alokacja próby (kod)												Liczba domen pominiętych
	L1 A1	L1 A3	L1 A4	L3 A3	L3A4	L4 A3	L1 A1	L1 A3	L1 A4	L3 A3	L3 A4	L4 A3	
	9-ty decyl rozkładu wskaźnika spełnienia wymogów (ISE)						syntetyczny kod spełnienia wymogów						
AROPE													
WOJ	1,62	1,35	1,40	1,08	1,10	0,97	C	B	B	A	A	A	0
AGE1	2,46	2,44	2,52	2,02	1,95	1,79	C	C	D	C	C	C	0
HT	2,84	2,76	2,85	2,27	2,26	2,00	D	D	D	C	C	C	0
ACTSTA1*RB090	2,82	2,46	2,53	2,02	2,00	1,77	D	C	D	C	C	C	0
WOJ*MW	1,78	1,51	1,52	1,22	1,23	1,04	C	C	C	B	B	A	0
WOJ*DB100	1,74	1,42	1,43	1,14	1,20	0,98	C	C	C	B	B	A	0
WOJ*AGE1	1,84	1,54	1,56	1,23	1,24	1,08	C	C	C	B	B	A	0
WOJ*AGE18_59	1,72	1,42	1,42	1,15	1,14	1,00	C	C	C	B	B	A	0
WOJ*AGE18_64	7,25	7,37	7,30	5,84	5,76	4,83	D	D	D	D	D	D	3
WOJ*AGE0_60	2,30	1,98	1,91	1,59	1,59	1,38	C	C	C	C	C	B	0
WOJ*RB090	11,24	10,24	10,51	8,11	8,13	6,93	D	D	D	D	D	D	12
WOJ*HT	11,53	9,33	9,14	7,19	7,40	6,03	D	D	D	D	D	D	28
WOJ*HT_CHILD	1,62	1,35	1,40	1,08	1,10	0,97	C	B	B	A	A	A	0
WOJ*ACTSTA1	2,46	2,44	2,52	2,02	1,95	1,79	C	C	D	C	C	C	0
WOJ*RB090*ACTSTA1	2,84	2,76	2,85	2,27	2,26	2,00	D	D	D	C	C	C	0

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Wyniki analizy pokazują wystąpienie znaczącej poprawy jeśli idzie o osiągnięty standard precyzji oszacowań związanej zarówno z przejściem z alokacji A1 (dotychczasowa) na A3 lub A4, jak i w związku ze zwiększeniem liczebności próby o 50% w stosunku do dotychczasowej (wariant L3). W przypadku zwiększenia liczebności próby o kolejne 50% liczebności dotychczasowej, tj. w przypadku przejścia z wariantu liczebności L3 na L4, różnice w osiągniętej klasie precyzji są dużo mniej znaczące, dotyczą niewielkiej liczby oszacowań i przekrojów. Przy podobnym koszcie osiągnięty jest znacznie słabszy efekt dodatkowy. Ponadto, wariant liczebności L4, oznaczający dwukrotne zwiększenie próby, byłby bardzo trudny do wdrożenia, praktycznie niemożliwy bez znaczących zmian w organizacji badania i wielkości zaangażowanych zasobów. Zwiększenie próby o 50% wydaje się wariantem bardziej realnym i możliwym do realizacji poprzez intensyfikację wykorzystania zaangażowanych zasobów oraz ich zwiększenie w umiarkowanej skali, a przy tym wariantem racjonalnym biorąc pod uwagę uzyskiwany zysk na precyzji i stosunkowo niewielką wartość dodaną związaną z dalszym zwiększeniem.

Jeśli idzie o alokację próby w województwach, warianty A3 i A4 dają znacząco lepsze wyniki niż A1. Różnice pomiędzy wariantami A3 i A4 nie są znaczące, co przemawia za większą racjonalnością zastosowania alokacji A4. Wariant ten, przy podobnym efekcie dla uogólnień wojewódzkich, zapewnia określony wymóg reprezentatywności z punktu widzenia uogólnień dla całego kraju, ponadto pozwala bardziej efektywnie wykorzystać zasoby przy realizacji badania, zwiększając próbę w największych województwach (gdzie urzędy dysponują największą liczbą ankierów) oraz nieznacznie zmniejszając w pozostałych, w tym najmniejszych.

Wariant alokacji A4 przy liczebności L3 (zwiększenie próby o 50%) może być traktowany jako finalna propozycja wynikająca z dyskusji rozwiązań przeprowadzonej w niniejszym podrozdziale. Przy formułowaniu ostatecznych wniosków z projektu i odesłaniach w innych częściach raportu propozycja ta określana jest jako wariant D.

4.3.2. Ocena precyzji estymacji dla wariantów finalnych

Prezentowane w niniejszym podrozdziale zestawienie porównuje oceny precyzji uzyskane symulacyjnie dla trzech wariantów struktury i liczebności próby:

- dotychczasowego;
- finalnego wariantu wytypowanego jako rezultat dyskusji w rozdziale 4.3.1, zakładającego zwiększenie próby o 50% i alokację A4 (podział na równe części wojewódzkie z modyfikacją zastrzegającą, by próba wojewódzka nie była mniejsza niż 50% liczebności wynikającej z podziału proporcjonalnego), określanego jako wariant D;
- wariantu, w którym liczebności prób wojewódzkich zostały zoptymalizowane ze względu na nowe wymogi Eurostatu, opracowanego w związku z pracami dotyczącymi schematu dwustopniowego i opisanego w rozdziale 2.5 raportu, określanego jako wariant C.

Wszystkie opisywane warianty zakładają dwustopniowy schemat losowania próby, analogiczny jak przy dotychczasowej realizacji badania.

Układ niniejszej prezentacji jest najbardziej szczegółowy, ze względu na ich „finalny”, podsumowujący tę część raportu charakter. Tabele 23 i 24 zawierają porównanie ocen precyzji wskaźników dla poszczególnych kategorii w przekrojach jednowymiarowych oraz w przekroju według statusu zatrudnienia i płci. Układ tej prezentacji jest analogiczny jak w poprzednich podrozdziałach. Tabela 25 pokazuje oceny precyzji wskaźników wojewódzkich na tle nowych wymogów Eurostatu.

Informacje dotyczące precyzji estymacji wskaźników w przekrojach według województw mają bardziej szczegółowy charakter niż w poprzednich podrozdziałach. Zostały one umieszczone w tabelach 25 i 26. Nie prezentujemy syntetycznych informacji dla całych przekrojów, natomiast pokazujemy jaka jest syntetyczna ocena precyzji estymacji danej kategorii przekroju zagregowana jedynie względem województwa. Ocena pokazana w konkretnej pozycji zestawień jest więc wynikiem agregacji (wypadkowej) 16 ocen uzyskanych dla poszczególnych województw. Jest to podejście określone w opisie metodyki (rozdz. 4.1.2) jako „oceny zagregowane tylko w wymiarze województwa”. Tabela 25 zawiera informacje dotyczące błędu standardowego i kody precyzji uzyskane zgodnie z podstawową definicją, Tabela 26 zawiera oceny stopnia spełnienia nowych wymogów Eurostatu oraz odpowiednie kody.

Przedstawione tabele same w sobie stanowią finalną informację wynikową z realizacji prac opisanych w rozdziale 4. Pokazują, dla których kategorii rozważanych przekrojów możemy uzyskać rzetelne informacje na poziomie ogólnokrajowym (tab. 23) oraz wojewódzkim (tab. 25 i 26) i jaki jest stopień spełnienia standardów jakościowych. Informacje dotyczące oszacowań dla województw ogółem znajdują się w sekcji odpowiadającej przekrojowi wojewódzkiemu tabeli 23 oraz w tabeli 24 (ocena poprzez wymogi Eurostatu).

Jeśli idzie o porównanie oszacowań dla wariantów C i D, minimalnie lepsze z punktu widzenia oceny jakości oszacowań wojewódzkich wydają się wyniki uzyskane dla wariantu D. Co zaskakujące, można to zaobserwować również w przypadku oceny w zestawieniu z nowymi wymogami Eurostatu (tab. 24, tab. 25 dla szczegółowych przekrojów), mimo iż wariant C był optymalizowany z punktu widzenia tych wymogów. Wystąpienie takiej sytuacji prawdopodobnie ma charakter przypadkowy i wiąże się z „trudniejszymi” rozkładami badanych cech w niektórych mniejszych województwach, dla których próba w wariantcie D teoretycznie jest nadmiarowa w stosunku do wymogów Eurostatu, natomiast faktycznie okazała się adekwatna. W przekroju całego zbioru uogólnień podlegających ocenie różnice pomiędzy wariantami C i D nie są jednak na tyle znaczące, by przesądzać o wyborze któregośkolwiek z nich na podstawie zaprezentowanej tu empirycznej oceny.

Tabela 23. Porównanie precyzji estymacji (błędu standardowego oraz kodów precyzji) rozważanych wskaźników dla wariantu dotychczasowego i proponowanych wariantów finalnych dla wyszczególnionych kategorii i wskaźników.

Domena	Wartość wskaźnika w %	Wariant liczebności i alokacji próby					
		dotych- czasowy	wariant D	wariant C	dotych- czasowy	wariant D	wariant C
		L1 A1	L3 A4	L3 A5	L1 A1	L3 A4	L3 A5
		błędy standardowe w p.proc.			kody precyzji		
AROPE							
Ogółem	26,7	0,56	0,48	0,46	A	A	A
Województwo							
Dolnośląskie	26,2	1,94	1,81	1,68	B	B	B
Kujawsko-pomorskie	24,0	2,20	1,70	1,65	B	B	B
Lubelskie	36,4	2,58	2,17	2,30	C	B	B
Lubuskie	27,2	3,77	2,03	2,45	C	B	B
Łódzkie	26,6	2,01	1,85	1,64	B	B	B
Małopolskie	24,2	2,15	1,86	1,74	B	B	B
Mazowieckie	22,2	1,33	1,29	1,19	B	B	A
Opolskie	27,8	3,78	2,28	2,60	C	B	C
Podkarpackie	34,9	2,61	2,01	2,33	C	B	B
Podlaskie	24,7	3,26	2,07	2,27	C	B	B
Pomorskie	24,9	2,22	1,74	1,64	B	B	B
Śląskie	24,8	1,32	1,42	1,26	B	B	B
Świętokrzyskie	34,0	3,63	2,53	3,14	C	C	C
Warmińsko-mazurskie	30,0	2,74	1,86	2,19	C	B	B
Wielkopolskie	23,4	2,08	1,83	1,62	B	B	B
Zachodniopomorskie	34,5	3,14	2,06	2,24	C	B	B
Miasto/Wieś							
Miasto	22,6	0,62	0,53	0,52	A	A	A
Wieś	32,9	1,04	0,87	0,84	A	A	A
Stopień urbanizacji DEGURBA							
1 obszary gęsto zaludnione	20,4	0,80	0,70	0,67	A	A	A
2 obszary pośrednie	24,6	1,05	0,89	0,87	A	A	A
3 obszary słabo zaludnione	33,2	1,01	0,84	0,81	A	A	A
Grupy wieku							
Poniżej 18 lat	29,3	0,97	0,82	0,78	A	A	A
18-24	31,2	1,22	1,04	1,00	A	A	A
25-49	23,6	0,65	0,57	0,54	A	A	A
50-64	30,0	0,75	0,64	0,61	A	A	A
65 i więcej lat	23,4	0,76	0,64	0,63	A	A	A
Dodatkowe grupowania wg wieku							
18-59	27,2	0,62	0,54	0,51	A	A	A
18-64	26,7	0,58	0,51	0,49	A	A	A
0-60	27,7	0,64	0,55	0,52	A	A	A

Domena	Wartość wskaźnika w %	Wariant liczebności i alokacji próby					
		dotych- czasowy	wariant D	wariant C	dotych- czasowy	wariant D	wariant C
		L1 A1	L3 A4	L3 A5	L1 A1	L3 A4	L3 A5
		błędy standardowe w p.proc.			kody precyzji		
AROE							
Płeć							
Mężczyzna	26,1	0,60	0,52	0,50	A	A	A
Kobieta	27,3	0,59	0,49	0,48	A	A	A
Typ gospodarstwa według Eurostatu							
5 (1D 0dz)	37,2	1,04	0,94	0,88	A	A	A
6 (2D 0dz)	25,5	1,07	0,97	0,95	A	A	A
7 (2D,65+ 0dz)	21,2	1,14	1,00	0,91	A	A	A
8 (3+D 0dz)	23,2	1,24	1,14	1,02	A	A	A
9 (1D 1+dz)	45,7	3,17	2,83	2,68	C	C	C
10 (2D 1dz)	18,6	1,21	1,05	1,01	A	A	A
11 (2D 2dz)	20,1	1,34	1,15	1,08	B	A	A
12 (2D 3+dz)	43,4	2,84	2,36	2,28	C	B	B
13 (3+D 1+dz)	29,0	1,41	1,27	1,22	B	B	A
Gospodarstwa jednoosobowe według płci							
Mężczyzna	38,7	2,00	1,75	1,66	B	B	B
Kobieta	36,5	1,22	1,07	1,07	A	A	A
Gospodarstwa jednoosobowe według wieku							
18-64	42,2	1,61	1,47	1,33	B	B	B
65 i więcej lat	32,3	1,36	1,19	1,15	B	A	A
Gospodarstwa według posiadania dzieci na utrzymaniu							
Bez dzieci	26,3	0,63	0,56	0,52	A	A	A
Z dziećmi na utrzymaniu	27,0	0,82	0,71	0,69	A	A	A
Status zatrudnienia według Eurostatu							
Ogółem							
Pracujący	17,0	0,54	0,47	0,44	A	A	A
Bezrobotni	58,8	1,76	1,37	1,36	B	B	B
Emeryci	24,5	0,71	0,62	0,57	A	A	A
Pozostali nieaktywni zawod.	40,1	0,96	0,83	0,81	A	A	A
Mężczyźni							
Pracujący	18,0	0,62	0,54	0,52	A	A	A
Bezrobotni	66,0	2,35	1,91	1,89	B	B	B
Emeryci	18,4	0,92	0,81	0,75	A	A	A
Pozostali nieaktywni zawod.	43,2	1,42	1,21	1,16	B	A	A
Kobiety							
Pracujący	15,8	0,60	0,52	0,50	A	A	A
Bezrobotni	53,0	2,14	1,71	1,66	B	B	B
Emeryci	28,5	0,82	0,69	0,67	A	A	A
Pozostali nieaktywni zawod.	38,4	1,08	0,94	0,91	A	A	A

Tabela 23. Porównanie precyzji estymacji (błędu standardowego oraz kodów precyzji) rozważanych wskaźników dla wariantu dotychczasowego i proponowanych wariantów finalnych dla wyszczególnionych kategorii i wskaźników (cd.)

Domena	Wartość wskaźnika w %	Wariant liczebności i alokacji próby					
		dotych- czasowy	wariant D	wariant C	dotych- czasowy	wariant D	wariant C
		L1 A1	L3 A4	L3 A5	L1 A1	L3 A4	L3 A5
		błędy standardowe w p.proc.			kody precyzji		
ARPR							
Ogółem	17,1	0,49	0,40	0,39	A	A	A
Województwo							
Dolnośląskie	13,6	1,51	1,42	1,27	B	B	B
Kujawsko-pomorskie	18,3	2,02	1,60	1,52	B	B	B
Lubelskie	27,7	2,40	2,00	2,11	B	B	B
Lubuskie	16,3	3,18	1,73	2,11	C	B	B
Łódzkie	17,4	1,85	1,71	1,54	B	B	B
Małopolskie	17,0	2,09	1,85	1,70	B	B	B
Mazowieckie	14,2	1,13	1,05	0,95	A	A	A
Opolskie	15,6	2,77	1,57	1,83	C	B	B
Podkarpackie	25,2	2,38	1,86	2,09	B	B	B
Podlaskie	19,4	3,04	1,92	2,13	C	B	B
Pomorskie	13,7	1,68	1,33	1,26	B	B	B
Śląskie	12,5	1,07	1,13	0,99	A	A	A
Świętokrzyskie	24,9	3,35	2,34	2,84	C	B	C
Warmińsko-mazurskie	20,0	2,59	1,80	2,11	C	B	B
Wielkopolskie	15,8	1,64	1,47	1,31	B	B	B
Zachodniopomorskie	17,7	2,35	1,53	1,75	B	B	B
Miasto/Wieś							
Miasto	12,2	0,50	0,42	0,42	A	A	A
Wieś	24,4	0,95	0,77	0,75	A	A	A
Stopień urbanizacji DEGURBA							
1 obszary gęsto zaludnione	10,3	0,62	0,53	0,50	A	A	A
2 obszary pośrednie	14,5	0,87	0,76	0,73	A	A	A
3 obszary słabo zaludnione	24,2	0,91	0,74	0,72	A	A	A
Grupy wieku							
Poniżej 18 lat	21,5	0,90	0,74	0,71	A	A	A
18-24	21,8	1,08	0,94	0,89	A	A	A
25-49	15,2	0,55	0,46	0,44	A	A	A
50-64	16,4	0,59	0,49	0,49	A	A	A
65 i więcej lat	14,0	0,61	0,51	0,47	A	A	A
Dodatkowe grupowania wg wieku							
18-59	16,8	0,52	0,44	0,43	A	A	A
18-64	16,5	0,49	0,41	0,41	A	A	A
0-60	17,9	0,55	0,46	0,45	A	A	A

Domena	Wartość wskaźnika w %	Wariant liczebności i alokacji próby					
		dotych- czasowy	wariant D	wariant C	dotych- czasowy	wariant D	wariant C
		L1 A1	L3 A4	L3 A5	L1 A1	L3 A4	L3 A5
		błędy standardowe w p.proc.			kody precyzji		
ARPR							
Płeć							
Mężczyzna	17,1	0,53	0,45	0,43	A	A	A
Kobieta	17,1	0,51	0,42	0,41	A	A	A
Typ gospodarstwa według Eurostatu							
5 (1D 0dz)	24,4	0,93	0,85	0,76	A	A	A
6 (2D 0dz)	12,2	0,81	0,72	0,71	A	A	A
7 (2D,65+ 0dz)	9,5	0,84	0,71	0,67	A	A	A
8 (3+D 0dz)	11,8	0,99	0,86	0,81	A	A	A
9 (1D 1+dz)	26,7	2,91	2,40	2,24	C	B	B
10 (2D 1dz)	11,8	0,96	0,81	0,80	A	A	A
11 (2D 2dz)	16,2	1,26	1,08	0,97	B	A	A
12 (2D 3+dz)	36,5	2,76	2,25	2,21	C	B	B
13 (3+D 1+dz)	20,2	1,25	1,11	1,08	B	A	A
Gospodarstwa jednoosobowe według płci							
Mężczyzna	28,1	1,83	1,61	1,52	B	B	B
Kobieta	22,5	1,08	0,94	0,88	A	A	A
Gospodarstwa jednoosobowe według wieku							
18-64	26,6	1,44	1,28	1,20	B	B	A
65 i więcej lat	22,3	1,18	1,08	0,98	A	A	A
Gospodarstwa według posiadania dzieci na utrzymaniu							
Bez dzieci	14,1	0,50	0,43	0,41	A	A	A
Z dziećmi na utrzymaniu	19,2	0,74	0,62	0,61	A	A	A
Status zatrudnienia według Eurostatu							
Ogółem							
Pracujący	10,4	0,42	0,36	0,34	A	A	A
Bezrobotni	42,6	1,71	1,36	1,37	B	B	B
Emeryci	12,5	0,56	0,45	0,42	A	A	A
Pozostali nieaktywni zawod.	26,1	0,90	0,75	0,73	A	A	A
Mężczyźni							
Pracujący	11,8	0,51	0,44	0,41	A	A	A
Bezrobotni	50,1	2,41	1,97	1,97	B	B	B
Emeryci	8,2	0,67	0,54	0,51	A	A	A
Pozostali nieaktywni zawod.	27,5	1,28	1,07	1,03	B	A	A
Kobiety							
Pracujący	8,7	0,45	0,38	0,38	A	A	A
Bezrobotni	36,7	1,93	1,54	1,56	B	B	B
Emeryci	15,3	0,69	0,55	0,53	A	A	A
Pozostali nieaktywni zawod.	25,3	0,99	0,84	0,81	A	A	A

Tabela 23. Porównanie precyzji estymacji (błędy standardowe oraz kodów precyzji) rozważanych wskaźników dla wariantu dotychczasowego i proponowanych wariantów finalnych dla wyszczególnionych kategorii i wskaźników (cd.)

Domena	Wartość wskaźnika w %	Wariant liczebności i alokacji próby					
		dotych- czasowy	wariant D	wariant C	dotych- czasowy	wariant D	wariant C
		L1 A1	L3 A4	L3 A5	L1 A1	L3 A4	L3 A5
		błędy standardowe w p.proc.			kody precyzji		
LWI							
Ogółem	6,9	0,30	0,25	0,25	A	A	A
Województwo							
Dolnośląskie	8,2	1,27	1,26	1,13	B	B	A
Kujawsko-pomorskie	7,5	1,33	1,00	0,98	B	A	A
Lubelskie	6,5	1,17	0,97	1,04	A	A	A
Lubuskie	9,3	2,35	1,22	1,60	B	A	B
Łódzkie	7,2	1,30	1,20	1,12	B	A	A
Małopolskie	4,1	0,95	0,84	0,76	A	A	A
Mazowieckie	4,7	0,53	0,47	0,47	A	A	A
Opolskie	6,5	2,08	1,18	1,42	C	A	B
Podkarpackie	5,3	0,97	0,72	0,80	A	A	A
Podlaskie	8,1	2,29	1,45	1,60	B	B	B
Pomorskie	7,3	1,33	1,00	0,94	B	A	A
Śląskie	9,1	0,84	0,92	0,86	A	A	A
Świętokrzyskie	8,8	1,77	1,26	1,54	B	B	B
Warmińsko-mazurskie	8,9	1,64	1,05	1,22	B	A	A
Wielkopolskie	4,9	0,73	0,66	0,57	A	A	A
Zachodniopomorskie	10,0	1,89	1,23	1,37	B	A	B
Miasto/Wieś							
Miasto	7,3	0,38	0,33	0,33	A	A	A
Wieś	6,2	0,45	0,35	0,37	A	A	A
Stopień urbanizacji DEGURBA							
1 obszary gęsto zaludnione	6,8	0,46	0,42	0,41	A	A	A
2 obszary pośrednie	7,1	0,62	0,56	0,53	A	A	A
3 obszary słabo zaludnione	6,8	0,47	0,36	0,37	A	A	A
Grupy wieku							
Poniżej 18 lat	4,6	0,44	0,36	0,35	A	A	A
18-24	6,2	0,65	0,56	0,53	A	A	A
25-49	4,5	0,27	0,22	0,22	A	A	A
50-64	15,9	0,63	0,54	0,55	A	A	A
65 i więcej lat	X	X	X	X	X	X	X
Dodatkowe grupowania wg wieku							
18-59	7,6	0,31	0,26	0,26	A	A	A
18-64	7,6	0,31	0,26	0,26	A	A	A
0-60	6,9	0,30	0,25	0,25	A	A	A

Domena	Wartość wskaznika w %	Wariant liczebności i alokacji próby					
		dotych- czasowy	wariant D	wariant C	dotych- czasowy	wariant D	wariant C
		L1 A1	L3 A4	L3 A5	L1 A1	L3 A4	L3 A5
		błędy standardowe w p.proc.			kody precyzji		
LWI							
Płeć							
Mężczyzna	6,5	0,33	0,27	0,27	A	A	A
Kobieta	7,2	0,33	0,28	0,28	A	A	A
Typ gospodarstwa według Eurostatu							
5 (1D 0dz)	28,1	1,72	1,53	1,44	B	B	B
6 (2D 0dz)	13,5	0,88	0,77	0,74	A	A	A
7 (2D,65+ 0dz)	30,5	2,48	2,26	2,11	B	B	B
8 (3+D 0dz)	6,6	0,70	0,56	0,54	A	A	A
9 (1D 1+dz)	21,5	2,58	2,31	2,17	C	B	B
10 (2D 1dz)	3,7	0,55	0,46	0,44	A	A	A
11 (2D 2dz)	2,0	0,40	0,32	0,30	A	A	A
12 (2D 3+dz)	5,9	1,40	1,20	1,19	B	A	A
13 (3+D 1+dz)	4,0	0,65	0,53	0,53	A	A	A
Gospodarstwa jednoosobowe według płci							
Mężczyzna	26,1	2,43	2,20	2,04	B	B	B
Kobieta	30,4	2,56	2,09	2,10	C	B	B
Gospodarstwa jednoosobowe według wieku							
18-64	28,1	1,72	1,53	1,44	B	B	B
65 i więcej lat	X	X	X	X	X	X	X
Gospodarstwa według posiadania dzieci na utrzymaniu							
Bez dzieci	12,5	0,53	0,44	0,44	A	A	A
Z dziećmi na utrzymaniu	4,4	0,36	0,29	0,29	A	A	A
Kod statusu zatrudnienia według Eurostatu							
Ogółem							
Pracujący	0,2	0,05	0,04	0,04	A	A	A
Bezrobotni	26,4	1,57	1,24	1,29	B	A	B
Emeryci	45,6	2,35	2,13	2,03	B	B	B
Pozostali nieaktywni zawod.	18,9	0,86	0,75	0,70	A	A	A
Mężczyźni							
Pracujący	0,2	0,06	0,05	0,05	A	A	A
Bezrobotni	33,1	2,38	1,92	1,93	B	B	B
Emeryci	36,0	3,73	3,69	3,35	C	C	C
Pozostali nieaktywni zawod.	23,2	1,29	1,11	1,04	B	A	A
Kobiety							
Pracujący	0,2	0,07	0,06	0,06	A	A	A
Bezrobotni	21,3	1,64	1,32	1,36	B	B	B
Emeryci	50,3	2,84	2,48	2,38	C	B	B
Pozostali nieaktywni zawod.	16,3	0,91	0,80	0,75	A	A	A

Tabela 23. Porównanie precyzji estymacji (błędu standardowego oraz kodów precyzji) rozważanych wskaźników dla wariantu dotychczasowego i proponowanych wariantów finalnych dla wyszczególnionych kategorii i wskaźników (dok.).

Domena	Wartość wskaźnika w %	Wariant liczebności i alokacji próby					
		dotych- czasowy	wariant D	wariant C	dotych- czasowy	wariant D	wariant C
		L1 A1	L3 A4	L3 A5	L1 A1	L3 A4	L3 A5
		błędy standardowe w p.proc.			kody precyzji		
SMD							
Ogółem	13,5	0,44	0,38	0,38	A	A	A
Województwo							
Dolnośląskie	16,9	1,80	1,74	1,58	B	B	B
Kujawsko-pomorskie	8,9	1,48	1,15	1,07	B	A	A
Lubelskie	15,2	1,98	1,72	1,93	B	B	B
Lubuskie	16,4	3,02	1,64	1,95	C	B	B
Łódzkie	13,9	1,45	1,29	1,19	B	B	A
Małopolskie	8,7	1,32	1,19	1,06	B	A	A
Mazowieckie	10,8	1,01	0,98	0,90	A	A	A
Opolskie	18,7	3,63	2,23	2,52	C	B	C
Podkarpackie	18,0	2,07	1,58	1,83	B	B	B
Podlaskie	8,3	2,28	1,51	1,61	B	B	B
Pomorskie	13,3	1,76	1,39	1,33	B	B	B
Śląskie	14,4	1,07	1,20	1,07	A	A	A
Świętokrzyskie	17,9	2,92	1,90	2,38	C	B	B
Warmińsko-mazurskie	17,6	2,18	1,51	1,67	B	B	B
Wielkopolskie	8,7	1,69	1,51	1,31	B	B	B
Zachodniopomorskie	21,8	3,05	2,03	2,24	C	B	B
Miasto/Wieś							
Miasto	13,0	0,50	0,43	0,43	A	A	A
Wieś	14,2	0,81	0,69	0,66	A	A	A
Stopień urbanizacji DEGURBA							
1 obszary gęsto zaludnione	11,9	0,63	0,56	0,54	A	A	A
2 obszary pośrednie	13,9	0,86	0,75	0,73	A	A	A
3 obszary słabo zaludnione	14,5	0,78	0,66	0,64	A	A	A
Grupy wieku							
Poniżej 18 lat	13,7	0,77	0,65	0,63	A	A	A
18-24	14,9	0,98	0,78	0,81	A	A	A
25-49	11,8	0,51	0,45	0,43	A	A	A
50-64	14,7	0,60	0,49	0,50	A	A	A
65 i więcej lat	14,8	0,65	0,55	0,56	A	A	A
Dodatkowe grupowania wg wieku							
18-59	13,2	0,49	0,43	0,42	A	A	A
18-64	13,2	0,46	0,40	0,40	A	A	A
0-60	13,4	0,51	0,44	0,42	A	A	A

Domena	Wartość wskaźnika w %	Wariant liczebności i alokacji próby					
		dotych- czasowy	wariant D	wariant C	dotych- czasowy	wariant D	wariant C
		L1 A1	L3 A4	L3 A5	L1 A1	L3 A4	L3 A5
		błędy standardowe w p.proc.			kody precyzji		
SMD							
Płeć							
Mężczyzna	13,2	0,48	0,42	0,40	A	A	A
Kobieta	13,8	0,47	0,40	0,39	A	A	A
Typ gospodarstwa według Eurostatu							
5 (1D 0dz)	20,7	0,90	0,76	0,76	A	A	A
6 (2D 0dz)	12,6	0,86	0,79	0,76	A	A	A
7 (2D,65+ 0dz)	13,4	0,98	0,88	0,81	A	A	A
8 (3+D 0dz)	13,3	1,04	0,90	0,89	A	A	A
9 (1D 1+dz)	30,8	2,95	2,50	2,54	C	C	C
10 (2D 1dz)	9,3	0,96	0,82	0,79	A	A	A
11 (2D 2dz)	7,1	0,76	0,66	0,67	A	A	A
12 (2D 3+dz)	18,1	2,39	1,90	1,88	B	B	B
13 (3+D 1+dz)	13,4	1,17	0,96	0,96	A	A	A
Gospodarstwa jednoosobowe według płci							
Mężczyzna	20,8	1,63	1,39	1,34	B	B	B
Kobieta	20,7	1,06	0,90	0,91	A	A	A
Gospodarstwa jednoosobowe według wieku							
18-64	21,8	1,35	1,18	1,11	B	A	A
65 i więcej lat	19,7	1,19	0,99	1,03	A	A	A
Gospodarstwa według posiadania dzieci na utrzymaniu							
Bez dzieci	14,7	0,53	0,46	0,46	A	A	A
Z dziećmi na utrzymaniu	12,6	0,66	0,55	0,54	A	A	A
Kod statusu zatrudnienia według Eurostatu							
Ogółem							
Pracujący	8,9	0,41	0,37	0,35	A	A	A
Bezrobotni	32,3	1,68	1,33	1,37	B	B	B
Emeryci	12,9	0,56	0,48	0,49	A	A	A
Pozostali nieaktywni zawod.	18,1	0,74	0,61	0,63	A	A	A
Mężczyźni							
Pracujący	9,0	0,47	0,41	0,40	A	A	A
Bezrobotni	37,0	2,36	1,95	1,96	B	B	B
Emeryci	9,8	0,69	0,61	0,59	A	A	A
Pozostali nieaktywni zawod.	19,8	1,11	0,98	0,93	A	A	A
Kobiety							
Pracujący	8,9	0,49	0,43	0,40	A	A	A
Bezrobotni	28,6	1,91	1,55	1,55	B	B	B
Emeryci	14,8	0,66	0,57	0,58	A	A	A
Pozostali nieaktywni zawod.	17,2	0,82	0,68	0,70	A	A	A

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Tabela 24. Porównanie ocen stopnia spełniania wymogów Eurostatu dla wariantu dotychczasowego i proponowanych wariantów finalnych dla wyszczególnionych kategorii i wskaźników.

Domena	Wariant liczebności i alokacji próby					
	dotych- czasowy	wariant D	wariant C	dotych- czasowy	wariant D	wariant C
	L1 A1	L3 A4	L3 A5	L1 A1	L3 A4	L3 A5
	9-ty decyl rozkładu wskaźnika spełnienia wymogów (ISE)			syntetyczny kod spełnienia wymogów		
AROPE						
Województwo						
Dolnośląskie	1,09	1,01	0,94	A2	A2	A1
Kujawsko-pomorskie	1,15	0,89	0,87	B	A1	A1
Lubelskie	1,28	1,07	1,14	B	A2	B
Lubuskie	1,62	0,87	1,05	C	A1	A2
Łódzkie	1,01	0,93	0,83	A2	A1	A1
Małopolskie	1,23	1,06	0,99	B	A2	A1
Mazowieckie	0,93	0,90	0,82	A1	A1	A1
Opolskie	1,71	1,03	1,18	C	A2	B
Podkarpackie	1,24	0,96	1,11	B	A1	B
Podlaskie	1,53	0,97	1,07	C	A1	A2
Pomorskie	1,19	0,93	0,88	B	A1	A1
Śląskie	0,86	0,93	0,82	A1	A1	A1
Świętokrzyskie	1,58	1,10	1,36	C	B	C
Warmińsko-mazurskie	1,21	0,82	0,97	B	A1	A1
Wielkopolskie	1,28	1,12	1,00	B	B	A1
Zachodniopomorskie	1,52	0,99	1,08	C	A1	A2
ARPR						
Województwo						
Dolnośląskie	0,84	0,79	0,71	A1	A1	A1
Kujawsko-pomorskie	1,06	0,84	0,80	A2	A1	A1
Lubelskie	1,19	0,99	1,05	B	A1	A2
Lubuskie	1,36	0,74	0,90	C	A1	A1
Łódzkie	0,93	0,86	0,77	A1	A1	A1
Małopolskie	1,19	1,06	0,97	B	A2	A1
Mazowieckie	0,78	0,73	0,66	A1	A1	A1
Opolskie	1,26	0,71	0,83	B	A1	A1
Podkarpackie	1,13	0,88	1,00	B	A1	A1
Podlaskie	1,43	0,90	1,00	C	A1	A1
Pomorskie	0,90	0,71	0,68	A1	A1	A1
Śląskie	0,70	0,74	0,64	A1	A1	A1
Świętokrzyskie	1,46	1,02	1,24	C	A2	B
Warmińsko-mazurskie	1,15	0,80	0,94	B	A1	A1
Wielkopolskie	1,01	0,90	0,80	A2	A1	A1
Zachodniopomorskie	1,13	0,74	0,84	B	A1	A1

Tabela 24. Porównanie ocen stopnia spełniania wymogów Eurostatu dla wariantu dotychczasowego i proponowanych wariantów finalnych dla wyszczególnionych kategorii i wskaźników (dok.).

Domena	Wariant liczebności i alokacji próby					
	dotych- czasowy	wariant D	wariant C	dotych- czasowy	wariant D	wariant C
	L1 A1	L3 A4	L3 A5	L1 A1	L3 A4	L3 A5
	9-ty decyl rozkładu wskaźnika spełnienia wymogów (ISE)			syntetyczny kod spełnienia wymogów		
LWI						
Województwo						
Dolnośląskie	0,71	0,70	0,63	A1	A1	A1
Kujawsko-pomorskie	0,70	0,52	0,51	A1	A1	A1
Lubelskie	0,58	0,48	0,52	A1	A1	A1
Lubuskie	1,01	0,52	0,69	A2	A1	A1
Łódzkie	0,65	0,60	0,56	A1	A1	A1
Małopolskie	0,54	0,48	0,43	A1	A1	A1
Mazowieckie	0,37	0,33	0,33	A1	A1	A1
Opolskie	0,94	0,54	0,64	A1	A1	A1
Podkarpackie	0,46	0,34	0,38	A1	A1	A1
Podlaskie	1,07	0,68	0,75	A2	A1	A1
Pomorskie	0,71	0,54	0,50	A1	A1	A1
Śląskie	0,55	0,60	0,57	A1	A1	A1
Świętokrzyskie	0,77	0,55	0,67	A1	A1	A1
Warmińsko-mazurskie	0,73	0,46	0,54	A1	A1	A1
Wielkopolskie	0,45	0,40	0,35	A1	A1	A1
Zachodniopomorskie	0,91	0,59	0,66	A1	A1	A1
SMD						
Województwo						
Dolnośląskie	1,01	0,97	0,88	A2	A1	A1
Kujawsko-pomorskie	0,77	0,60	0,56	A1	A1	A1
Lubelskie	0,98	0,85	0,96	A1	A1	A1
Lubuskie	1,29	0,70	0,84	B	A1	A1
Łódzkie	0,73	0,65	0,60	A1	A1	A1
Małopolskie	0,75	0,68	0,60	A1	A1	A1
Mazowieckie	0,70	0,68	0,63	A1	A1	A1
Opolskie	1,64	1,01	1,14	C	A2	B
Podkarpackie	0,98	0,75	0,87	A1	A1	A1
Podlaskie	1,07	0,71	0,76	A2	A1	A1
Pomorskie	0,95	0,75	0,72	A1	A1	A1
Śląskie	0,70	0,78	0,70	A1	A1	A1
Świętokrzyskie	1,27	0,83	1,03	B	A1	A2
Warmińsko-mazurskie	0,97	0,67	0,74	A1	A1	A1
Wielkopolskie	1,04	0,92	0,81	A2	A1	A1
Zachodniopomorskie	1,47	0,98	1,08	C	A1	A2

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Tabela 25. Porównanie syntetycznych ocen precyzji estymacji w przekrojach według województw dla wyszczególnionych wskaźników i kategorii

Domena	Wariant liczebności i alokacji próby						Liczba domen pominiętych
	dotychczasowy	wariant D	wariant C	dotychczasowy	wariant D	wariant C	
	L1 A1	L3 A4	L3 A5	L1 A1	L3 A4	L3 A5	
	błędy standardowe w p.proc.			kody precyzji			
AROPE							
Ogółem	3,78	2,53	3,14	C	B	B	0
Miasto/Wieś							
Miasto	4,94	3,04	3,54	C	C	C	0
Wieś	7,05	4,43	4,88	C	C	C	0
Stopień urbanizacji DEGURBA							
1 obszary gęsto zaludnione	11,36	6,45	7,63	D	C	C	0
2 obszary pośrednie	8,83	5,19	6,54	D	C	C	0
3 obszary słabo zaludnione	5,23	4,34	4,43	C	C	C	0
Grupy wieku							
Poniżej 18 lat	7,01	4,04	4,65	C	C	C	0
18-24	8,05	4,76	5,84	C	C	C	0
25-49	4,62	2,91	3,61	C	C	C	0
50-64	5,01	3,18	3,76	C	C	C	0
65 i więcej lat	4,86	2,88	3,32	C	C	C	0
Dodatkowe grupowania według wieku							
18-59	4,32	2,83	3,51	C	B	C	0
18-64	4,09	2,75	3,40	C	B	C	0
0-60	4,44	2,85	3,53	C	B	C	0
Płeć							
Mężczyzna	4,18	2,59	3,13	C	B	B	0
Kobieta	4,14	2,75	3,39	C	B	B	0
Typ gospodarstwa według Eurostatu							
5 (1D 0dz)	6,71	4,27	5,35	C	C	C	0
6 (2D 0dz)	7,99	4,51	5,42	C	C	C	0
7 (2D,65+ 0dz)	7,77	4,76	5,48	D	C	C	0
8 (3+D 0dz)	8,60	5,38	6,34	D	C	C	0
9 (1D 1+dz)	18,57	11,94	13,00	D	C	C	0
10 (2D 1dz)	10,93	8,05	8,22	D	C	C	0
11 (2D 2dz)	8,21	5,49	5,89	D	C	C	0
12 (2D 3+dz)	21,67	13,90	15,12	D	C	D	0
13 (3+D 1+dz)	10,91	6,55	7,42	D	C	C	0

Domena	Wariant liczebności i alokacji próby						Liczba domen pomińniętych
	dotych- czasowy	wariant D	wariant C	dotych- czasowy	wariant D	wariant C	
	L1 A1	L3 A4	L3 A5	L1 A1	L3 A4	L3 A5	
	błędy standardowe w p.proc.			kody precyzji			
AROE							
Gospodarstwa jednoosobowe według płci							
Mężczyzna	12,97	7,95	9,23	D	C	C	0
Kobieta	8,21	5,21	6,58	C	C	C	0
Gospodarstwa jednoosobowe według wieku							
18-64	11,79	7,08	8,46	C	C	C	0
65 i więcej lat	8,23	5,62	6,73	D	C	C	0
Gospodarstwa według posiadania dzieci na utrzymaniu							
Bez dzieci	4,28	2,59	3,01	C	B	C	0
Z dziećmi na utrzymaniu	6,10	3,69	4,60	C	C	C	0
Status zatrudnienia według Eurostatu							
Ogółem							
Pracujący	4,31	2,71	3,30	C	B	B	0
Bezrobotni	14,11	8,69	10,01	C	C	C	0
Emeryci	4,53	2,81	3,16	C	C	C	0
Pozostali nieaktywni zawod.	6,76	3,94	4,45	C	C	C	0
Mężczyźni							
Pracujący	5,16	3,12	3,43	C	B	C	0
Bezrobotni	17,73	11,03	12,14	C	C	C	0
Emeryci	5,80	3,80	4,33	C	C	C	0
Pozostali nieaktywni zawod.	10,53	5,81	6,94	C	C	C	0
Kobiety							
Pracujący	4,52	3,12	3,82	C	B	C	0
Bezrobotni	15,49	9,61	10,85	C	C	C	0
Emeryci	6,28	3,54	4,20	C	C	C	0
Pozostali nieaktywni zawod.	7,58	4,72	5,27	C	C	C	0

Tabela 25. Porównanie syntetycznych ocen precyzji estymacji w przekrojach według województw dla wyszczególnionych wskaźników i kategorii (cd.)

Domena	Wariant liczebności i alokacji próby						Liczba domen pominiętych
	dotychczasowy	wariant D	wariant C	dotychczasowy	wariant D	wariant C	
	L1 A1	L3 A4	L3 A5	L1 A1	L3 A4	L3 A5	
	błędy standardowe w p.proc.			kody precyzji			
ARPR							
Ogółem	3,35	2,34	2,84	C	B	B	0
Miasto/Wieś							
Miasto	4,25	2,69	2,92	C	B	C	0
Wieś	6,43	3,57	4,49	C	C	C	0
Stopień urbanizacji DEGURBA							
1 obszary gęsto zaludnione	10,55	6,06	7,28	D	C	C	0
2 obszary pośrednie	7,79	4,87	6,02	D	C	C	0
3 obszary słabo zaludnione	4,98	4,42	4,20	C	C	C	0
Grupy wieku							
Poniżej 18 lat	6,91	3,86	4,48	C	C	C	0
18-24	8,61	4,92	5,86	D	C	C	0
25-49	4,23	2,70	3,23	C	B	B	0
50-64	4,06	2,77	3,37	C	B	C	0
65 i więcej lat	4,63	2,82	3,22	C	B	C	0
Dodatkowe grupowania według wieku							
18-59	3,76	2,60	3,18	C	B	B	0
18-64	3,58	2,48	3,03	C	B	B	0
0-60	3,78	2,62	3,22	C	B	B	0
Płeć							
Mężczyzna	3,60	2,27	2,79	C	B	B	0
Kobieta	3,68	2,59	3,14	C	B	B	0
Typ gospodarstwa według Eurostatu							
5 (1D 0dz)	6,14	3,95	4,52	C	C	C	0
6 (2D 0dz)	6,99	4,21	4,50	D	C	C	0
7 (2D,65+ 0dz)	6,13	4,27	4,75	C	C	C	0
8 (3+D 0dz)	8,57	4,88	5,56	D	C	D	0
9 (1D 1+dz)	18,27	12,31	13,39	D	D	D	0
10 (2D 1dz)	9,07	5,41	6,45	D	C	D	0
11 (2D 2dz)	7,98	5,34	5,76	D	C	C	0
12 (2D 3+dz)	21,67	13,90	15,12	D	D	D	0
13 (3+D 1+dz)	7,81	5,46	6,61	D	C	C	0

Domena	Wariant liczebności i alokacji próby						Liczba domen pominiętych
	dotych- czasowy	wariant D	wariant C	dotych- czasowy	wariant D	wariant C	
	L1 A1	L3 A4	L3 A5	L1 A1	L3 A4	L3 A5	
	błędy standardowe w p.proc.			kody precyzji			
ARPR							
Gospodarstwa jednoosobowe według płci							
Mężczyzna	10,99	7,45	8,50	D	C	D	0
Kobieta	7,48	4,64	5,29	D	C	C	0
Gospodarstwa jednoosobowe według wieku							
18-64	9,96	6,73	8,00	D	C	C	0
65 i więcej lat	7,97	5,21	5,56	C	C	C	0
Gospodarstwa według posiadania dzieci na utrzymaniu							
Bez dzieci	3,92	2,49	2,67	C	B	B	0
Z dziećmi na utrzymaniu	5,14	3,55	4,44	C	C	C	0
Status zatrudnienia według Eurostatu							
Ogółem	3,67	2,55	3,13	B	B	B	0
Pracujący	12,73	8,03	9,07	D	C	C	0
Bezrobotni	4,38	2,77	3,06	C	B	C	0
Emeryci	6,10	3,98	4,26	C	C	C	0
Pozostali nieaktywni zawod.	34,41	24,07	24,77	D	D	D	12
Mężczyźni							
Pracujący	3,84	2,49	3,05	C	B	B	0
Bezrobotni	17,60	10,92	12,08	D	C	C	0
Emeryci	5,22	3,18	3,58	C	C	C	0
Pozostali nieaktywni zawod.	10,24	5,70	6,66	D	C	C	0
Kobiety							
Pracujący	4,31	2,99	3,65	C	B	B	0
Bezrobotni	14,22	9,87	9,40	D	C	C	0
Emeryci	4,91	3,14	3,49	C	C	C	0
Pozostali nieaktywni zawod.	7,12	4,46	5,30	C	C	C	0

Tabela 25. Porównanie syntetycznych ocen precyzji estymacji w przekrojach według województw dla wyszczególnionych wskaźników i kategorii (cd.)

Domena	Wariant liczebności i alokacji próby						Liczba domen pominiętych
	dotych- czasowy	wariant D	wariant C	dotych- czasowy	wariant D	wariant C	
	L1 A1	L3 A4	L3 A5	L1 A1	L3 A4	L3 A5	
	błędy standardowe w p.proc.			kody precyzji			
LWI							
Ogółem	2,35	1,45	1,60	B	A	B	0
Miasto/Wieś							
Miasto	3,77	2,31	2,63	B	B	B	0
Wieś	5,31	2,80	3,38	C	B	B	0
Stopień urbanizacji DEGURBA							
1 obszary gęsto zaludnione	5,21	3,38	3,63	C	B	C	0
2 obszary pośrednie	6,06	4,58	4,26	D	C	C	0
3 obszary słabo zaludnione	3,81	2,28	2,59	C	B	B	0
Grupy wieku							
Poniżej 18 lat	5,15	3,33	3,59	C	B	C	0
18-24	8,23	4,63	5,71	C	C	C	0
25-49	2,75	1,45	1,84	C	A	B	0
50-64	5,58	2,98	3,70	C	B	C	0
65 i więcej lat	X	X	X	X	X	X	16
Dodatkowe grupowania według wieku							
18-59	2,73	1,46	1,81	B	A	B	0
18-64	2,73	1,46	1,81	B	A	B	0
0-60	2,35	1,45	1,60	B	A	B	0
Płeć							
Mężczyzna	3,18	1,79	2,11	B	B	B	0
Kobieta	2,50	1,57	1,71	B	B	B	0
Typ gospodarstwa według Eurostatu							
5 (1D 0dz)	12,28	7,93	9,40	D	C	D	0
6 (2D 0dz)	7,00	4,95	5,85	C	C	C	0
7 (2D,65+ 0dz)	16,29	10,43	11,48	D	D	D	0
8 (3+D 0dz)	8,60	4,52	5,53	D	C	C	0
9 (1D 1+dz)	21,05	12,17	13,35	D	D	D	0
10 (2D 1dz)	6,43	3,57	4,43	D	C	C	0
11 (2D 2dz)	6,08	3,64	4,24	C	C	C	0
12 (2D 3+dz)	11,87	10,81	10,20	D	D	D	0
13 (3+D 1+dz)	6,77	4,05	4,56	D	C	C	0

Domena	Wariant liczebności i alokacji próby						Liczba domen pominiętych
	dotych- czasowy	wariant D	wariant C	dotych- czasowy	wariant D	wariant C	
	L1 A1	L3 A4	L3 A5	L1 A1	L3 A4	L3 A5	
	błędy standardowe w p.proc.			kody precyzji			
LWI							
Gospodarstwa jednoosobowe według płci							
Mężczyzna	22,59	12,65	15,00	D	D	D	0
Kobieta	23,85	14,82	18,20	D	D	D	1
Gospodarstwa jednoosobowe według wieku							
18-64	12,28	7,93	9,40	D	C	D	0
65 i więcej lat	X	X	X	X	X	X	16
Gospodarstwa według posiadania dzieci na utrzymaniu							
Bez dzieci	5,33	2,75	3,51	C	B	B	0
Z dziećmi na utrzymaniu	3,02	1,88	2,08	C	B	B	0
Status zatrudnienia według Eurostatu							
Ogółem	0,49	0,31	0,37	A	A	A	0
Pracujący	12,31	7,64	8,67	D	C	C	0
Bezrobotni	18,19	10,68	12,64	C	C	C	0
Emeryci	5,45	4,10	3,91	C	C	C	0
Pozostali nieaktywni zawod.	40,24	20,97	25,18	D	D	D	12
Mężczyźni							
Pracujący	0,63	0,41	0,50	A	A	A	0
Bezrobotni	16,43	10,12	11,33	D	C	C	0
Emeryci	31,51	22,57	23,05	D	D	D	11
Pozostali nieaktywni zawod.	9,07	5,12	6,13	D	C	C	0
Kobiety							
Pracujący	0,76	0,53	0,54	A	A	A	0
Bezrobotni	13,73	8,37	9,42	D	C	D	0
Emeryci	22,92	11,98	15,34	D	C	C	1
Pozostali nieaktywni zawod.	6,39	4,13	4,36	D	C	C	0

Tabela 25. Porównanie syntetycznych ocen precyzji estymacji w przekrojach według województw dla wyszczególnionych wskaźników i kategorii (dok.)

Domena	Wariant liczebności i alokacji próby						Liczba domen pominiętych
	dotych- czasowy	wariant D	wariant C	dotych- czasowy	wariant D	wariant C	
	L1 A1	L3 A4	L3 A5	L1 A1	L3 A4	L3 A5	
	błędy standardowe w p.proc.			kody precyzji			
SMD							
Ogółem	3,63	2,23	2,52	C	B	B	0
Miasto/Wieś							
Miasto	5,33	3,17	3,70	C	B	B	0
Wieś	7,06	4,69	5,12	C	C	C	0
Stopień urbanizacji DEGURBA							
1 obszary gęsto zaludnione	11,35	6,49	7,62	D	C	C	0
2 obszary pośrednie	9,23	5,04	6,07	D	C	C	0
3 obszary słabo zaludnione	5,26	3,50	3,75	C	C	C	0
Grupy wieku							
Poniżej 18 lat	6,45	3,98	4,52	C	C	C	0
18-24	8,67	5,04	6,06	C	C	C	0
25-49	4,18	2,64	2,87	C	B	C	0
50-64	4,37	3,01	3,21	C	B	C	0
65 i więcej lat	4,67	2,60	3,27	C	B	C	0
Dodatkowe grupowania według wieku							
18-59	4,15	2,50	2,87	C	B	B	0
18-64	3,83	2,31	2,65	C	B	B	0
0-60	4,32	2,66	3,00	C	B	B	0
Płeć							
Mężczyzna	3,84	2,44	2,70	C	B	B	0
Kobieta	3,77	2,29	2,67	C	B	B	0
Typ gospodarstwa według Eurostatu							
5 (1D 0dz)	6,40	4,10	4,93	C	C	C	0
6 (2D 0dz)	7,16	3,94	4,66	D	C	C	0
7 (2D,65+ 0dz)	7,61	4,27	5,41	D	C	C	0
8 (3+D 0dz)	8,38	4,91	5,61	D	C	D	0
9 (1D 1+dz)	18,25	12,28	12,95	D	D	D	0
10 (2D 1dz)	8,27	8,23	7,39	D	C	D	0
11 (2D 2dz)	5,11	3,37	3,67	D	C	C	0
12 (2D 3+dz)	24,15	15,50	16,99	D	D	D	0
13 (3+D 1+dz)	10,85	6,51	7,41	D	C	C	0

Domena	Wariant liczebności i alokacji próby						Liczba domen pominiętych
	dotych- czasowy	wariant D	wariant C	dotych- czasowy	wariant D	wariant C	
	L1 A1	L3 A4	L3 A5	L1 A1	L3 A4	L3 A5	
	błędy standardowe w p.proc.			kody precyzji			
SMD							
Gospodarstwa jednoosobowe według płci							
Mężczyzna	11,89	7,70	9,02	D	C	D	0
Kobieta	7,71	5,02	6,35	C	C	C	0
Gospodarstwa jednoosobowe według wieku							
18-64	11,42	6,45	7,92	D	C	C	0
65 i więcej lat	8,28	5,43	6,46	D	C	C	0
Gospodarstwa według posiadania dzieci na utrzymaniu							
Bez dzieci	3,90	2,39	2,77	C	B	B	0
Z dziećmi na utrzymaniu	6,00	3,72	4,14	C	C	C	0
Status zatrudnienia według Eurostatu							
Ogółem	3,85	2,52	2,56	C	B	B	0
Pracujący	11,31	6,28	7,28	C	C	C	0
Bezrobotni	4,06	2,23	2,75	C	B	B	0
Emeryci	6,81	3,97	4,57	C	C	C	0
Pozostali nieaktywni zawod.	27,83	24,68	25,74	D	D	D	12
Mężczyźni							
Pracujący	4,89	3,03	3,30	C	B	C	0
Bezrobotni	13,80	8,66	9,42	D	D	D	0
Emeryci	5,53	3,26	3,74	C	C	C	0
Pozostali nieaktywni zawod.	11,24	6,56	7,63	D	C	C	0
Kobiety							
Pracujący	3,88	2,60	3,08	C	B	B	0
Bezrobotni	13,17	7,52	9,13	C	C	C	0
Emeryci	4,51	2,91	3,31	C	B	C	0
Pozostali nieaktywni zawod.	6,08	3,67	4,19	C	C	C	0

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Tabela 26 Porównanie syntetycznych ocen stopnia spełnienia wymogów Eurostatu w przekrojach według województw dla wyszczególnionych wskaźników i kategorii

Domena	Wariant liczebności i alokacji próby						Liczba domen pominiętych
	dotych- czasowy	wariant D	wariant C	dotych- czasowy	wariant D	wariant C	
	L1 A1	L3 A4	L3 A5	L1 A1	L3 A4	L3 A5	
	wartość maksymalna wskaźnika spełnienia wymogów (ISE) w rozkładzie województw			syntetyczny kod spełnienia wymogów			
AROPE							
Ogółem	1,71	1,12	1,36	C	A	B	0
Miasto/Wieś							
Miasto	2,23	1,38	1,60	C	B	C	0
Wieś	3,35	2,14	2,36	D	C	C	0
Stopień urbanizacji DEGURBA							
1 obszary gęsto zaludnione	5,14	2,92	3,45	D	C	C	0
2 obszary pośrednie	3,99	2,49	2,84	D	C	D	0
3 obszary słabo zaludnione	2,81	2,73	2,46	D	C	C	0
Grupy wieku							
Poniżej 18 lat	3,08	1,91	2,10	D	C	C	0
18-24	3,64	2,50	2,64	D	C	C	0
25-49	2,08	1,33	1,57	C	B	C	0
50-64	2,25	1,54	1,63	C	C	C	0
65 i więcej lat	2,22	1,43	1,54	C	C	C	0
Dodatkowe grupowania według wieku							
18-59	1,96	1,29	1,53	C	B	B	0
18-64	1,85	1,21	1,48	C	B	B	0
0-60	2,01	1,25	1,53	C	B	B	0
Płeć							
Mężczyzna	1,89	1,20	1,36	C	B	B	0
Kobieta	1,78	1,19	1,48	C	B	B	0
Typ gospodarstwa według Eurostatu							
5 (1D 0dz)	3,01	2,43	2,33	D	C	C	0
6 (2D 0dz)	3,53	2,30	2,33	D	C	C	0
7 (2D,65+ 0dz)	3,51	2,45	2,48	D	C	C	0
8 (3+D 0dz)	3,92	2,87	3,06	D	D	D	0
9 (1D 1+dz)	7,97	6,82	6,44	D	D	D	0
10 (2D 1dz)	4,94	3,64	3,72	D	D	D	0
11 (2D 2dz)	3,66	2,73	2,75	D	D	D	0
12 (2D 3+dz)	10,47	6,71	7,31	D	D	D	0
13 (3+D 1+dz)	4,94	3,20	3,36	D	D	D	0

Domena	Wariant liczebności i alokacji próby						Liczba domen pominiętych
	dotych- czasowy	wariant D	wariant C	dotych- czasowy	wariant D	wariant C	
	L1 A1	L3 A4	L3 A5	L1 A1	L3 A4	L3 A5	
	wartość maksymalna wskaźnika spełnienia wymogów (ISE) w rozkładzie województw			syntetyczny kod spełnienia wymogów			
AROE							
Gospodarstwa jednoosobowe według płci							
Mężczyzna	5,57	4,85	4,18	D	D	D	0
Kobieta	3,57	2,84	2,86	D	D	D	0
Gospodarstwa jednoosobowe według wieku							
18-64	5,34	3,37	3,68	D	D	D	0
65 i więcej lat	3,75	3,44	2,93	D	D	D	0
Gospodarstwa według posiadania dzieci na utrzymaniu							
Bez dzieci	1,92	1,37	1,31	C	B	B	0
Z dziećmi na utrzymaniu	2,76	1,66	2,00	C	C	C	0
Status zatrudnienia według Eurostatu							
Ogółem	1,95	1,23	1,43	C	B	B	0
Pracujący	6,62	4,08	4,70	D	D	D	0
Bezrobotni	2,12	1,35	1,51	C	B	C	0
Emeryci	3,06	1,98	2,01	D	C	C	0
Pozostali nieaktywni zawod.	18,89	13,76	11,95	D	D	D	12
Mężczyźni							
Pracujący	2,33	1,41	1,55	C	B	B	0
Bezrobotni	8,33	5,18	5,70	D	D	D	0
Emeryci	2,80	1,95	2,00	D	C	C	0
Pozostali nieaktywni zawod.	4,77	2,82	3,14	D	D	D	0
Kobiety							
Pracujący	2,00	1,36	1,66	C	B	B	0
Bezrobotni	7,27	5,49	5,09	D	D	D	0
Emeryci	2,69	1,63	1,80	C	C	C	0
Pozostali nieaktywni zawod.	3,56	2,22	2,47	D	C	C	0

Tabela 26. Porównanie syntetycznych ocen stopnia spełnienia wymogów Eurostatu w przekrojach według województw dla wyszczególnionych wskaźników i kategorii (cd.)

Domena	Wariant liczebności i alokacji próby						Liczba domen pominiętych
	dotych- czasowy	wariant D	wariant C	dotych- czasowy	wariant D	wariant C	
	L1 A1	L3 A4	L3 A5	L1 A1	L3 A4	L3 A5	
	wartość maksymalna wskaźnika spełnienia wymogów (ISE) w rozkładzie województw			syntetyczny kod spełnienia wymogów			
ARPR							
Ogółem	1,46	1,06	1,24	B	A	A	0
Miasto/Wieś							
Miasto	2,00	1,26	1,37	C	A	B	0
Wieś	2,76	1,86	1,95	D	C	C	0
Stopień urbanizacji DEGURBA							
1 obszary gęsto zaludnione	4,78	2,74	3,29	D	D	D	0
2 obszary pośrednie	3,39	2,18	2,62	D	C	C	0
3 obszary słabo zaludnione	2,85	2,53	2,29	C	C	C	0
Grupy wieku							
Poniżej 18 lat	3,08	1,86	2,06	D	C	C	0
18-24	3,89	2,38	2,65	D	C	D	0
25-49	1,81	1,24	1,41	C	A	B	0
50-64	1,81	1,22	1,47	C	B	B	0
65 i więcej lat	2,17	1,32	1,51	C	B	B	0
Dodatkowe grupowania według wieku							
18-59	1,64	1,16	1,38	C	A	B	0
18-64	1,56	1,08	1,32	C	A	B	0
0-60	1,64	1,19	1,40	C	A	B	0
Płeć							
Mężczyzna	1,65	1,12	1,21	C	A	A	0
Kobieta	1,60	1,13	1,37	B	A	B	0
Typ gospodarstwa według Eurostatu							
5 (1D 0dz)	2,88	2,00	2,16	D	C	C	0
6 (2D 0dz)	3,28	1,98	2,11	D	C	C	0
7 (2D,65+ 0dz)	2,88	2,03	2,26	D	D	D	0
8 (3+D 0dz)	3,75	2,79	2,54	D	D	D	0
9 (1D 1+dz)	8,24	5,87	6,30	D	D	D	0
10 (2D 1dz)	4,10	2,45	2,85	D	D	D	0
11 (2D 2dz)	3,63	2,52	2,70	D	D	D	0
12 (2D 3+dz)	10,47	6,71	7,31	D	D	D	0
13 (3+D 1+dz)	3,55	2,71	2,87	D	D	D	0

Domena	Wariant liczebności i alokacji próby						Liczba domen pominiętych
	dotych- czasowy	wariant D	wariant C	dotych- czasowy	wariant D	wariant C	
	L1 A1	L3 A4	L3 A5	L1 A1	L3 A4	L3 A5	
	wartość maksymalna wskaźnika spełnienia wymogów (ISE) w rozkładzie województw			syntetyczny kod spełnienia wymogów			
ARPR							
Gospodarstwa jednoosobowe według płci							
Mężczyzna	4,74	4,08	4,03	D	D	D	0
Kobieta	3,46	2,43	2,40	D	C	C	0
Gospodarstwa jednoosobowe według wieku							
18-64	4,33	3,10	3,48	D	D	D	0
65 i więcej lat	3,74	2,73	2,67	D	D	D	0
Gospodarstwa według posiadania dzieci na utrzymaniu							
Bez dzieci	1,84	1,22	1,25	C	A	A	0
Z dziećmi na utrzymaniu	2,24	1,54	1,93	C	C	C	0
Status zatrudnienia według Eurostatu							
Ogółem	1,60	1,11	1,36	C	A	B	0
Pracujący	5,98	4,02	4,26	D	D	D	0
Bezrobotni	2,06	1,30	1,44	C	B	B	0
Emeryci	2,76	2,00	1,89	C	C	C	0
Pozostali nieaktywni zawod.	16,15	13,76	12,26	D	D	D	12
Mężczyźni							
Pracujący	1,74	1,17	1,32	D	A	B	0
Bezrobotni	8,26	5,43	5,67	D	D	D	0
Emeryci	2,45	1,64	1,73	D	C	D	0
Pozostali nieaktywni zawod.	4,63	2,58	3,01	D	D	C	0
Kobiety							
Pracujący	1,87	1,30	1,59	D	B	B	0
Bezrobotni	6,44	5,64	4,96	D	D	D	0
Emeryci	2,30	1,48	1,64	C	B	C	0
Pozostali nieaktywni zawod.	3,34	2,07	2,38	D	C	C	0

Tabela 26. Porównanie syntetycznych ocen stopnia spełnienia wymogów Eurostatu w przekrojach według województw dla wyszczególnionych wskaźników i kategorii (cd.)

Domena	Wariant liczebności i alokacji próby						Liczba domen pominiętych
	dotychczasowy	wariant D	wariant C	dotychczasowy	wariant D	wariant C	
	L1 A1	L3 A4	L3 A5	L1 A1	L3 A4	L3 A5	
	wartość maksymalna wskaźnika spełnienia wymogów (ISE) w rozkładzie województw			syntetyczny kod spełnienia wymogów			
LWI							
Ogółem	1,07	0,70	0,75	A	A	A	0
Miasto/Wieś							
Miasto	1,71	1,08	1,19	D	A	A	0
Wieś	2,28	1,22	1,45	D	A	B	0
Stopień urbanizacji DEGURBA							
1 obszary gęsto zaludnione	2,45	1,59	1,71	D	B	D	0
2 obszary pośrednie	2,84	2,56	2,27	D	D	D	0
3 obszary słabo zaludnione	1,64	1,15	1,18	D	A	A	0
Grupy wieku							
Poniżej 18 lat	2,42	1,56	1,69	D	D	C	0
18-24	3,72	2,10	2,58	D	D	D	0
25-49	1,18	0,71	0,79	C	A	A	0
50-64	2,40	1,29	1,59	C	B	B	0
65 i więcej lat	X	X	X	X	X	X	16
Dodatkowe grupowania według wieku							
18-59	1,17	0,66	0,80	C	A	A	0
18-64	1,17	0,66	0,80	C	A	A	0
0-60	1,07	0,70	0,75	A	A	A	0
Płeć							
Mężczyzna	1,36	0,84	0,91	D	A	A	0
Kobieta	1,13	0,88	0,79	C	A	A	0
Typ gospodarstwa według Eurostatu							
5 (1D 0dz)	5,44	3,57	4,16	D	D	D	0
6 (2D 0dz)	3,05	2,15	2,55	D	C	C	0
7 (2D,65+ 0dz)	7,87	5,68	5,55	D	D	D	0
8 (3+D 0dz)	3,69	2,21	2,37	D	D	D	0
9 (1D 1+dz)	9,03	6,52	6,59	D	D	D	0
10 (2D 1dz)	2,91	1,61	2,00	D	D	D	0
11 (2D 2dz)	2,85	1,71	1,99	D	D	D	0
12 (2D 3+dz)	5,96	5,43	5,12	D	D	D	0
13 (3+D 1+dz)	3,06	2,18	2,10	D	D	D	0

Domena	Wariant liczebności i alokacji próby						Liczba domen pominiętych
	dotychczasowy	wariant D	wariant C	dotychczasowy	wariant D	wariant C	
	L1 A1	L3 A4	L3 A5	L1 A1	L3 A4	L3 A5	
	wartość maksymalna wskaźnika spełnienia wymogów (ISE) w rozkładzie województw			syntetyczny kod spełnienia wymogów			
LWI							
Gospodarstwa jednoosobowe według płci							
Mężczyzna	9,69	5,54	6,44	D	D	D	0
Kobieta	10,37	6,44	7,91	D	D	D	1
Gospodarstwa jednoosobowe według wieku							
18-64	5,44	3,57	4,16	D	D	D	0
65 i więcej lat	X	X	X	X	X	X	16
Gospodarstwa według posiadania dzieci na utrzymaniu							
Bez dzieci	2,29	1,30	1,51	C	B	B	0
Z dziećmi na utrzymaniu	1,38	0,91	0,97	D	A	A	0
Status zatrudnienia według Eurostatu							
Ogółem	0,22	0,14	0,16	A	A	A	0
Pracujący	5,78	3,59	4,07	D	D	D	0
Bezrobotni	8,23	5,28	5,72	D	D	D	0
Emeryci	2,46	2,06	1,91	C	C	C	0
Pozostali nieaktywni zawod.	18,89	10,96	11,82	D	D	D	12
Mężczyźni							
Pracujący	0,28	0,23	0,22	A	A	A	0
Bezrobotni	7,71	6,10	5,32	D	D	D	0
Emeryci	15,22	12,13	11,23	D	D	D	11
Pozostali nieaktywni zawod.	3,89	2,77	2,63	D	D	D	0
Kobiety							
Pracujący	0,33	0,30	0,26	A	A	A	0
Bezrobotni	6,45	3,96	4,42	D	D	D	0
Emeryci	10,37	6,12	6,94	D	D	D	1
Pozostali nieaktywni zawod.	2,98	2,07	2,11	D	C	C	0

Tabela 26. Porównanie syntetycznych ocen stopnia spełnienia wymogów Eurostatu w przekrojach według województw dla wyszczególnionych wskaźników i kategorii (dok.)

Domena	Wariant liczebności i alokacji próby						Liczba domen pominiętych
	dotychczasowy	wariant D	wariant C	dotychczasowy	wariant D	wariant C	
	L1 A1	L3 A4	L3 A5	L1 A1	L3 A4	L3 A5	
	wartość maksymalna wskaźnika spełnienia wymogów (ISE) w rozkładzie województw			syntetyczny kod spełnienia wymogów			
SMD							
Ogółem	1,64	1,01	1,14	B	A	A	0
Miasto/Wieś							
Miasto	2,41	1,43	1,67	C	B	B	0
Wieś	3,41	2,27	2,47	D	C	C	0
Stopień urbanizacji DEGURBA							
1 obszary gęsto zaludnione	5,13	2,94	3,45	D	C	D	0
2 obszary pośrednie	4,18	2,50	2,66	D	C	D	0
3 obszary słabo zaludnione	2,54	2,28	2,02	D	C	C	0
Grupy wieku							
Poniżej 18 lat	2,92	1,80	2,05	D	C	C	0
18-24	3,92	2,31	2,74	D	C	D	0
25-49	1,82	1,21	1,32	C	A	B	0
50-64	2,11	1,45	1,52	C	B	B	0
65 i więcej lat	2,11	1,31	1,48	D	B	B	0
Dodatkowe grupowania według wieku							
18-59	1,88	1,15	1,30	C	A	B	0
18-64	1,73	1,09	1,20	C	A	A	0
0-60	1,95	1,20	1,36	C	A	B	0
Płeć							
Mężczyzna	1,74	1,11	1,22	C	A	A	0
Kobieta	1,70	1,10	1,23	C	A	A	0
Typ gospodarstwa według Eurostatu							
5 (1D 0dz)	2,89	1,88	2,14	D	C	C	0
6 (2D 0dz)	3,07	2,09	2,01	D	D	C	0
7 (2D,65+ 0dz)	3,44	2,30	2,45	D	D	D	0
8 (3+D 0dz)	3,60	2,34	2,65	D	D	D	0
9 (1D 1+dz)	7,96	6,20	6,41	D	D	D	0
10 (2D 1dz)	3,74	3,72	3,34	D	D	D	0
11 (2D 2dz)	2,47	1,63	1,77	D	D	D	0
12 (2D 3+dz)	11,67	7,49	8,21	D	D	D	0
13 (3+D 1+dz)	4,91	3,15	3,35	D	D	D	0

Domena	Wariant liczebności i alokacji próby						Liczba domen pominiętych
	dotych- czasowy	wariant D	wariant C	dotych- czasowy	wariant D	wariant C	
	L1 A1	L3 A4	L3 A5	L1 A1	L3 A4	L3 A5	
	wartość maksymalna wskaźnika spełnienia wymogów (ISE) w rozkładzie województw			syntetyczny kod spełnienia wymogów			
SMD							
Gospodarstwa jednoosobowe według płci							
Mężczyzna	5,26	3,59	3,99	D	D	D	0
Kobieta	3,49	2,18	2,76	D	C	C	0
Gospodarstwa jednoosobowe według wieku							
18-64	5,17	3,00	3,45	D	D	D	0
65 i więcej lat	3,67	2,89	2,81	D	D	D	0
Gospodarstwa według posiadania dzieci na utrzymaniu							
Bez dzieci	1,68	1,13	1,27	C	A	B	0
Z dziećmi na utrzymaniu	2,72	1,69	1,87	D	C	C	0
Status zatrudnienia według Eurostatu							
Ogółem	1,74	1,14	1,16	C	A	A	0
Pracujący	4,85	3,17	3,21	D	D	D	0
Bezrobotni	1,84	1,10	1,24	D	A	B	0
Emeryci	3,08	1,79	2,07	C	C	C	0
Pozostali nieaktywni zawod.	13,78	12,22	12,74	D	D	D	12
Mężczyźni							
Pracujący	2,21	1,37	1,49	C	B	B	0
Bezrobotni	6,48	5,32	4,57	D	D	D	0
Emeryci	2,50	1,51	1,70	D	D	D	0
Pozostali nieaktywni zawod.	5,09	2,97	3,45	D	D	C	0
Kobiety							
Pracujący	1,87	1,25	1,42	C	A	B	0
Bezrobotni	5,96	3,78	4,13	D	D	D	0
Emeryci	2,04	1,39	1,44	D	B	C	0
Pozostali nieaktywni zawod.	2,75	1,79	1,85	D	C	C	0

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

5. Szacunek kosztów zwiększenia próby

Kosztem niezbędnym do poniesienia, ściśle związanym ze zwiększeniem prób do wszelkich badań, jest tzw. czynnik ludzki. Z tego względu, szacunek wpływu zwiększenia próby do badania EU-SILC oparto głównie na porównaniu liczebności etatów ankieterskich niezbędnych do realizacji badania w terenie.

Symulacji kosztów dokonano dla opracowanych w obu etapach projektu wariantów. Rokiem odniesienia dla każdego analizowanego wariantu jest rok 2014.

W etapie I dokonano porównania dla dwóch wariantów symulacji opisanych w punkcie 2.3 raportu (wariant symulacji A1 i A1a), gdzie:

Wariant **A1** - cel_2018(1) – zakłada zbadanie 2900 gospodarstw domowych w każdym województwie dla roku 2018;

Wariant **A1a** - cel_2018(1a) – zakłada zbadanie 2000 gospodarstw domowych w każdym województwie w roku 2018.

W etapie II zaproponowano i przeanalizowano kolejne dwa warianty:

Wariant **C** – zakładający osiągnięcie precyzji wskaźników dla danego województwa uwzględniając jego wielkość;

Wariant **D** – zakładający równy podział prób między województwa z dodatkowym warunkiem, powodującym niewielkie różnice w liczebnościach największych województw.

W szacunkach wzięto pod uwagę realizację obydwu formularzy – formularz gospodarstwa domowego (EU-SILC-G) oraz formularz indywidualny (EU-SILC-I).

Dodatkowo dla wszystkich czterech wariantów przedstawiono możliwy do wyszacowania wprost, koszt zakupu upominków dla gospodarstw domowych biorących udział w badaniu.

5.1. Szacunek zwiększenia etatów ankieterskich

Założenia do wyszacowania liczby etatów ankietarów realizujących wywiady

1. Daną wyjściową jest wielkość próby zrealizowanej (oszacowanej w każdym wariantcie) – dla Polski ogółem oraz według województw.

2. Liczbę osób w gospodarstwach domowych dla badania EU-SILC (osoby w wieku 16 lat i więcej) - **2,095** osoby, wyliczono na podstawie prognozy demograficznej gospodarstw domowych na lata 2003 – 2030.
3. W obliczeniach przyjęto, że wszystkie mieszkania są zamieszkane oraz we wszystkich mieszkaniach będą przeprowadzone wywiady.
4. Jako czas trwania wywiadu dla poszczególnych ankiet przyjęto czas realizacji wywiadu za rok 2014 (informację uzyskano z CIS Radom):
 - dla EU-SILC-G – 34 minuty,
 - dla EU-SILC-I – 24 minuty.
5. Do ostatecznego wyliczenia liczby etatów niezbędnych do zrealizowania zakładanej ilości ankiet, przyjęto założenie, że ankieter przeznaczą na faktyczne ankietowanie (bez dojazdów):
 - 4 h przez 19 dni w miesiącu:
 - według założenia Departamentu Programowania i Koordynacji Badań liczba dni roboczych średnio 21 w miesiącu pomniejszona o 2 dni przewidziane na ewentualne urlopy, szkolenia itp.,
 - 4 godziny przewidziane na realizację wywiadów (pozostałe 4 godziny przewidziane na dojazdy, opracowywanie materiału itp.).
6. W obliczeniach nie uwzględniono kosztów dojazdów (ankieterzy nie otrzymują zwrotu tych kosztów).
7. Wyliczone liczebności etatów są wielkościami odzwierciedlającymi zapotrzebowanie na ankieterów do realizacji badania w okresie jednego miesiąca.

Wszystkie obliczenia zawarte są w załączonym pliku **SILC_szacunek kosztów.xls**.

Podsumowanie etatyacji

Tabela 27. Estymacja dla wariantu A1 (próba zrealizowana)

Województwa	Szacunkowa liczba etatów ankierskich dla próby zrealizowanej w kolejnych latach wariantu A1					Liczba etatów dodatkowych w stosunku do roku 2014*
	2014	2015	2016	2017	2018	
02	18	19	20	20	54	36
04	14	15	18	19	54	40
06	15	17	18	19	54	39
08	9	12	14	16	54	44
10	16	19	19	20	54	37
12	17	19	20	20	54	36
14	26	24	23	22	54	28
16	9	11	13	14	54	45
18	15	18	20	21	54	39
20	10	13	15	17	54	43
22	15	17	18	19	54	38
24	24	25	24	25	54	30
26	11	13	15	16	54	43
28	12	12	13	14	54	42
30	17	19	20	20	54	36
32	11	12	13	14	54	42
POLSKA	240	266	282	297	858	618

*Liczba etatów o jaką należy zwiększyć sieć ankierską do realizacji liczebności próby w 2018 r. wg wariantu A1

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Tabela 28. Estymacja dla wariantu A1a (próba zrealizowana)

Województwa	Szacunkowa liczba etatów ankieterskich dla próby zrealizowanej w kolejnych latach wariantu A1a					Liczba etatów dodatkowych w stosunku do roku 2014*
	2014	2015	2016	2017	2018	
02	18	19	20	20	37	19
04	14	15	18	19	37	23
06	15	17	18	19	37	22
08	9	12	14	16	37	28
10	16	19	19	20	37	21
12	17	19	20	20	37	20
14	26	24	23	22	37	11
16	9	11	13	14	37	28
18	15	18	20	21	37	22
20	10	13	15	17	37	27
22	15	17	18	19	37	22
24	24	25	24	25	37	13
26	11	13	15	16	37	26
28	12	12	13	14	37	25
30	17	19	20	20	37	20
32	11	12	13	14	37	26
POLSKA	240	266	282	297	591	352

*Liczba etatów o jaką należy zwiększyć sieć ankieterską do realizacji liczebności próby w 2018 r. wg wariantu A1a

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Z powyższych zestawień wynika jasno, że zwiększenie liczebności prób do badania EU-SILC drastycznie zwiększa zapotrzebowanie na ankieterów. W wariantcie A1 w całym kraju prawie czterokrotnie konieczne byłoby zwiększenie liczby ankieterów biorących udział w realizacji badania EU-SILC, a w przypadku wariantu A1a - dwuipółkrotnie.

Im mniejsze terytorialnie województwo, tym większy wzrost zatrudnienia byłby konieczny, aby zabezpieczyć realizację próby na poziomie, który zapewni taką samą kompletność we wszystkich województwach. Największe obciążenie dotyczyłoby województw: lubuskiego i opolskiego (sześciokrotny wzrost zatrudnienia ankieterów do realizacji badania w przypadku wariantu A1 i czterokrotny w przypadku wariantu A1a).

Województwa, które obecnie mają próbę mniejszą, musiałyby ponieść dużo większe nakłady na realizację zakładanych celów, niż pozostałe województwa.

Nawet w sytuacji gdyby podzielić realizację badania na dwa miesiące (omawiana symulacja dotyczy realizacji całości próby w ciągu jednego miesiąca) obciążenie dla małych województw jest zbyt duże.

W etapie II wypracowano 2 kolejne warianty, których symulacja zmian w etatach została zamieszczona poniżej:

Tabela 29. Estymacja dla wariantu C (próba zrealizowana)

Województwa	Szacunkowa liczba etatów ankieterskich dla próby zrealizowanej w kolejnych latach wariantu C					Liczba etatów dodatkowych w stosunku do roku 2014*
	2014	2015	2016	2017	2018	
02	18	17	20	23	27	9
04	14	14	17	20	23	10
06	15	15	16	17	18	4
08	9	11	12	14	15	6
10	16	17	19	22	25	8
12	17	18	21	24	28	11
14	26	23	27	33	40	14
16	9	10	11	13	15	6
18	15	15	16	17	18	3
20	10	12	13	15	17	7
22	15	15	18	21	24	9
24	24	22	26	30	35	11
26	11	11	12	13	15	3
28	12	11	13	15	17	5
30	17	18	21	25	29	12
32	11	11	13	15	18	6
POLSKA	240	239	275	316	364	124

*Liczba etatów o jaką należy zwiększyć sieć ankieterską do realizacji liczebności próby w 2018 r. wg wariantu C

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Tabela 30. Estymacja dla wariantu D (próba zrealizowana)

Województwa	Szacunkowa liczba etatów ankieterskich dla próby zrealizowanej w kolejnych latach wariantu D						Liczba etatów dodatkowych w stosunku do roku 2014*
	2014	2015	2016	2017	2018	2019	
02	18	17	18	19	21	22	4
04	14	14	17	19	20	22	8
06	15	15	16	18	20	22	7
08	9	11	15	18	19	22	13
10	16	17	18	19	20	22	5
12	17	18	18	19	21	22	4
14	26	23	24	26	31	34	8
16	9	10	14	18	19	22	13
18	15	15	17	19	20	22	7
20	10	12	15	18	19	22	11
22	15	15	17	19	20	22	7
24	24	22	22	22	26	27	3
26	11	11	14	18	19	22	11
28	12	11	14	18	19	22	10
30	17	18	18	19	21	22	4
32	11	11	15	18	20	22	10
POLSKA	240	239	273	305	334	364	124

*Liczba etatów o jaką należy zwiększyć sieć ankieterską do realizacji liczebności próby w 2018 r. wg wariantu D

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Z punktu widzenia celu projektu (czyli uzyskania przedmiotowych wskaźników z precyzją umożliwiającą publikację danych na poziomie NTS 2) korzystniejszym (bardziej dopasowanym) jest wariant D, który nastawiony jest na uzyskanie jak najlepszej precyzji na poziomie NTS 2.

Z kolei wariant C (bardziej uniwersalny) jest korzystniejszy pod względem kosztów i organizacji badania, gdyż mniej niż wariant D obciąża mniejsze województwa, które nie dysponują tak liczną siecią ankieterów stałych jak większe województwa.

W związku z powyższym wnioskiem **dalsza analiza** obejmuje tylko **wariant C**. Ponieważ do wcześniejszych analiz wzięto pod uwagę tylko próbę zrealizowaną, poniżej przedstawiono szacunek etatów pokrywających różnicę między ankietami zrealizowanymi, a wylosowanymi, gdyż i ta część realizacji badania musi być uwzględniona w etatach potrzebnych do jego realizacji.

Założenia do wyszacowania liczby etatów ankieterów, którzy **nie zrealizowali** wywiadów

1. Na każdą ankietę niezrealizowaną przyjęto czas 20 minut - jest to czas, który ankieter poświęca na ustalenie, iż ankietę nie zostanie zrealizowana (w zależności od przyczyny braku realizacji może to być odmowa wzięcia udziału w badaniu przez respondenta, lokalizacja nieistniejącego adresu, itd.).
2. Na potrzeby tego oszacowania przyjęto, że w ramach danego etatu ankieter zajmował się tylko ankietami niezrealizowanymi (co oczywiście jest ogromnym uproszczeniem i nie jest realnie wykonalne w pracy ankietera).
3. Do ostatecznego wyliczenia liczby etatów niezbędnych do tego zadania, przyjęto założenie, że ankieter przeznaczą na nie (bez dojazdów): 6 h przez 19 dni w miesiącu (według założenia Departamentu Programowania i Koordynacji Badań liczba dni roboczych średnio 21 w miesiącu pomniejszona o 2 dni przewidziane na ewentualne urlopy, szkolenia itp.), pozostałe 2 godziny przewidziane zostały na dojazdy i w niewielkim stopniu opracowywanie materiału, gdyż w przypadku braku realizacji wywiadu czas poświęcony na te czynności jest stosunkowo niewielki.

Tabela 31. Szacunek liczby etatów ankieterskich dla próby niezrealizowanej dla wariantu C

Województwa		Ankiety niezrealizowane		
		liczba ankiet niezrealizowanych	czas trwania w h	liczba etatów
02	dolnośląskie	787	262	2
04	kujawsko-pomorskie	568	189	2
06	lubelskie	443	148	1
08	lubuskie	342	114	1
10	łódzkie	603	201	2
12	małopolskie	782	261	2
14	mazowieckie	1508	503	4
16	opolskie	419	140	1
18	podkarpackie	271	90	1
20	podlaskie	342	114	1
22	pomorskie	629	210	2
24	śląskie	765	255	2
26	świętokrzyskie	372	124	1
28	warmińsko-mazurskie	744	248	2
30	wielkopolskie	840	280	2
32	zachodniopomorskie	793	264	2
PL	Polska	10208	3403	30

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Tabela 32. Liczba etatów ankierskich dla próby wylosowanej (zrealizowanej i niezrealizowanej)

Województwa		Liczba etatów dla ankiet niezrealizowanych	Liczba etatów dla ankiet zrealizowanych	Liczba etatów niezbędna do realizacji badania EU-SILC w ciągu miesiąca	Liczba etatów niezbędna do realizacji badania EU-SILC w ciągu 2 miesięcy
02	dolnośląskie	2	27	29	15
04	kujawsko-pomorskie	2	23	25	12
06	lubelskie	1	18	20	10
08	lubuskie	1	15	16	8
10	łódzkie	2	25	27	13
12	małopolskie	2	28	31	15
14	mazowieckie	4	40	44	22
16	opolskie	1	15	16	8
18	podkarpackie	1	18	18	9
20	podlaskie	1	17	18	9
22	pomorskie	2	24	26	13
24	śląskie	2	35	37	19
26	świętokrzyskie	1	15	16	8
28	warmińsko-mazurskie	2	17	19	10
30	wielkopolskie	2	29	32	16
32	zachodniopomorskie	2	18	20	10
PL	Polska	30	364	394	197

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Obecnie sieć ankierów stałych statystyki publicznej liczy 931 ankierów. Szacowane zapotrzebowanie etatów zakłada, że osoby w ramach wyliczonych etatów realizują jedynie badanie EU-SILC. Nie jest to oczywiście możliwe, ponieważ ankierzy realizują wszystkie badania wynikające z Programu Badań Statystycznych Statystyki Publicznej na dany rok.

Poniżej wyszacowano, jaki byłby udział etatów przeznaczonych wyłącznie na realizację badania EU-SILC w rekomendowanej przez Departament Programowania i Koordynacji Badań GUS liczbie etatów ogółem, przeznaczonych na realizację wszystkich badań ankietowych oraz notowań cen przewidzianych w Programie Badań Statystycznych Statystyki Publicznej na dany rok.

Tabela 33. Szacunek obciążenia obecnej sieci ankietarskiej

Województwa		Liczba etatów ankietarów rekomendowana przez PK na 2015 rok	Realizacja badania EU-SILC w ciągu miesiąca		Realizacja badania EU-SILC w ciągu 2 miesięcy	
			liczba etatów	% wykorzystania etatów dla EU-SILC z ogólnej liczby etatów rekomendowanych	liczba etatów	% wykorzystania etatów dla EU-SILC z ogólnej liczby etatów rekomendowanych
02	dolnośląskie	73	29	40	15	20
04	kujawsko-pomorskie	53	25	47	12	23
06	lubelskie	54	20	37	10	18
08	lubuskie	34	16	48	8	24
10	łódzkie	62	27	43	13	21
12	małopolskie	65	31	47	15	24
14	mazowieckie	106	44	42	22	21
16	opolskie	42	16	38	8	19
18	podkarpackie	49	18	38	9	19
20	podlaskie	45	18	41	9	20
22	pomorskie	58	26	45	13	22
24	śląskie	84	37	44	19	22
26	świętokrzyskie	35	16	45	8	22
28	warmińsko-mazurskie	45	19	43	10	21
30	wielkopolskie	74	32	43	16	22
32	zachodniopomorskie	52	20	38	10	19
PL	Polska	931	394	42	197	21

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Obliczenia wskazują, że przy założeniu dwumiesięcznej realizacji badania EU-SILC w terenie, obciąża ono sieć ankietarów stałych w ok. 20%.

5.2. Szacunek kosztów zakupu upominków

Obliczenia oparto na wyszacowanych liczebnościach realizacji prób w latach 2014-2018. Koszt zakupu jednego upominku przyjęto z roku 2014, wynosił on 25 zł.

Tabela 34. Szacunek kosztów zakupu upominków dla wariantu A1

Rok	Szacunek realizacji próby	Cena upominku w zł	Koszt zakupu w zł	Wzrost kosztów w stosunku do 2014 r w %
2014	12980	25	324500	
2015	14408	25	360200	11
2016	15283	25	382075	18
2017	16075	25	401875	24
2018	46400	25	1160000	257

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Tabela 35. Szacunek kosztów zakupu upominków dla wariantu A1a

Rok	Szacunek realizacji próby	Cena upominku w zł	Koszt zakupu w zł	Wzrost kosztów w stosunku do 2014 r w %
2014	12980	25	324500	
2015	14408	25	360200	11
2016	15283	25	382075	18
2017	16075	25	401875	24
2018	32000	25	800000	147

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Tabela 34. Szacunek kosztów zakupu upominków dla wariantu C

Rok	Szacunek realizacji próby	Cena upominku w zł	Koszt zakupu w zł	Wzrost kosztów w stosunku do 2014 r w %
2014	12980	25	324500	
2015	12958	25	323950	ten sam poziom
2016	14881	25	372025	15
2017	17111	25	427775	32
2018	19702	25	492550	52

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Tabela 34. Szacunek kosztów zakupu upominków dla wariantu D

Rok	Szacunek realizacji próby	Cena upominku w zł	Koszt zakupu w zł	Wzrost kosztów w stosunku do 2014 r w %
2014	12980	25	324500	
2015	12958	25	323950	ten sam poziom
2016	14761	25	369025	14
2017	16521	25	413025	27
2018	18072	25	451800	39
2019	19693	25	492325	51

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Podsumowanie kosztów upominków

Zwiększenie próby dla osiągnięcia założonego celu 2900 zbadanych gospodarstw w każdym województwie w 2018 roku, spowoduje wzrost kosztów zakupu upominków o 257% czyli o 835 500 zł. Natomiast zwiększenie próby w wariacie drugim (cel: 2000 zbadanych gospodarstw w każdym województwie w roku 2018) podniesie koszt zakupu o 147% czyli o 475 500 zł.

Warianty C i D ze względu na podobną wielkość próby podobnie podnoszą koszt realizacji badania związany z zakupem upominków (ok. 51 %)

Literatura I:

GUS (2003), *Raport z wyników Narodowego Spisu Powszechnego Ludności i Mieszkań 2002*, Warszawa.

GUS (2011), *Metodologia Badania Budżetów Gospodarstw Domowych*, Zakład Wydawnictw Statystycznych, Warszawa.

GUS (2012), *Narodowy Spis Powszechny Ludności i Mieszkań 2011. Raport z wyników*, Zakład Wydawnictw Statystycznych, Warszawa.

GUS (2014a), *Aktywność ekonomiczna ludności Polski II kwartał 2014 r.*, Zakład Wydawnictw Statystycznych, Warszawa

GUS (2014b), *Dochody i warunki życia ludności Polski (raport z badania EU-SILC 2012)*, Zakład Wydawnictw Statystycznych, Warszawa.

GUS (2014c), *Program badań statystycznych statystyki publicznej na rok 2015*, Warszawa.

Ustawa z dnia 2 grudnia 1999 r. o Narodowym Spisie Powszechnym Ludności i Mieszkań w 2002 r. (Dz. U. z 2000 r. Nr 1, poz. 1, Nr 93, poz. 1026, z 2002 r. Nr 74, poz. 676.).

Ustawa z dnia 4 marca 2010 r. o Narodowym Spisie Powszechnym Ludności i Mieszkań w 2011 roku (Dz. U. z 26 marca 2010 r., Nr 47, poz. 277).

Część II. Wykorzystanie estymatorów statystyki małych obszarów przy dezagregacji wybranych wskaźników strategii Europa 2020 na poziomie NTS 2 z zakresu pomiaru ubóstwa i wykluczenia społecznego

Głównym celem tej części opracowania jest zaprezentowanie możliwości zastosowania metod statystyki małych obszarów (SMO) do estymacji wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy i wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej – dwóch z czterech wskaźników w strategii „Europa 2020” w Polsce na niepublikowanym dotąd poziomie NTS 2.

Zgodnie z ustalonymi wytycznymi, dodatkowym celem pracy badawczej jest weryfikacja możliwości zastosowania estymatorów pośrednich (statystyki małych obszarów), w szacowaniu wspomnianych wskaźników. Metody te ze względu na swoje własności mogą zacząć odgrywać coraz ważniejszą rolę w kształtowaniu nowoczesnych technik pozyskiwania informacji. Ukierunkowane są na obniżenie kosztów badań przy jednoczesnym zmniejszeniu obciążeń respondentów poprzez wykorzystanie dodatkowych informacji pochodzących spoza badanej domeny, zwiększając w ten sposób precyzję uzyskiwanych oszacowań.

Ideą zastosowania statystyki małych obszarów w estymacji obydwu wskaźników było uzyskanie informacji o możliwości zwiększenia precyzji związanej z jej zastosowaniem w porównaniu do klasycznej estymacji bezpośredniej stosowanej w badaniu EU-SILC na poziomie kraju. W niniejszym opracowaniu poświęconemu statystyce małych obszarów wyróżnione zostały trzy zasadnicze części. Pierwsza z nich opisuje od strony teoretycznej, wybrane z szerokiego zestawu estymatorów pośrednich, techniki i modele zastosowane w niniejszym opracowaniu. Część druga poświęcona jest konstrukcji miernika taksonomicznego, który został wykorzystany następnie jako zmienna objaśniająca w wybranych modelach z zakresu estymacji pośredniej. Ostatnia część ujmuje w sposób syntetyczny przebieg prac analitycznych i uzyskanych wyników, a także wnioski, wytyczne i rekomendacje jakie się nasuwają po zastosowaniu statystyki małych obszarów w procesie estymacji wskaźników bardzo niskiej intensywności pracy gospodarstw domowych i pogłębionej deprivacji materialnej.

1. Teoretyczne podstawy statystyki małych obszarów

W punkcie tym opisane zostaną najważniejsze estymatory statystyki małych obszarów (klasy SMO), które wykorzystane będą na potrzeby opracowania w procesie estymacji wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych i pogłębionej deprywacji materialnej.

1.1. Estymator bezpośredni

Wyściowym estymatorem wykorzystywanym w statystyce małych obszarów jest estymator bezpośredni. W literaturze estymator ten występuje również pod nazwą estymatora Horvitz–Thompsona bądź ekspansyjnego. Często jest on traktowany jako punkt odniesienia w porównywaniu efektywności z innymi estymatorami (tzw. estymator referencyjny). Estymator bezpośredni bazuje jedynie na informacji pochodzącej z badania reprezentacyjnego dla danej domeny⁷.

Estymatorem bezpośrednim wartości globalnej w domenie i , gdzie $i = 1, 2, \dots, m$ jest ważona suma wartości zmiennej y pochodzących z próby s odpowiadającej domenie i o liczebności n_i :

$$\hat{y}_i = \sum_{j \in s_i} w_{ij} y_{ij}, \quad i = 1, 2, \dots, m, j = 1, 2, \dots, n_i, \quad (1)$$

gdzie \hat{y}_i – oszacowana wartość globalna dla i -tej domeny, w_{ij} – waga przypisana do jednostki j w i -tej domenie, która zależna jest od schematu losowania i części próby s_i należącej do i -tej domeny, y_{ij} – wartość dla j -tej jednostki w i -tej domenie. Całkowita liczebność próby s wyraża się przy tym wzorem: $n = \sum_i n_i$.

Wzór na wariancję estymatora bezpośredniego można znaleźć w monografii Rao [14], str. 12.

Estymator bezpośredni jest nieobciążony i efektywny w przypadku odpowiedniej wielkości próby. Jednak w badaniach statystyki publicznej zdarzają się także przypadki braku jednostek w próbie dla danej domeny. W takiej sytuacji nie jest możliwe wykorzystanie estymatora bezpośredniego w procesie estymacji. Również w przypadku niewielkiej liczebności próby w danej domenie zastosowanie estymatora bezpośredniego (choć możliwe) jest nieuzasadnione ze względu na wysoką

⁷ W tym podpunkcie rozważany jest jedynie estymator bezpośredni. Klasa estymatorów, które wykorzystują informacje jedynie z rozważanej domeny z badania reprezentacyjnego jest szersza i również można je określić mianem bezpośrednich. Przykładem może być uogólniony estymator regresyjny GREG, w którym dopuszcza się użycie informacji dodatkowych w postaci zmiennych pomocniczych. Nie zmienia to jednak charakteru estymatora, który w dalszym ciągu należy do grupy estymatorów bezpośrednich, gdyż informacje te nadal pochodzą z tej samej domeny co zmienna, dla której dokonuje się odpowiednich szacunków.

wariancję. Jednym ze sposobów szacowania parametrów w takiej sytuacji stanowi wykorzystanie estymacji pośredniej.

1.2. Estymator syntetyczny

Estymator bezpośredni korzysta jedynie z danych, pochodzących z rozpatrywanej domeny. W wyniku prac nad poprawą własności estymatorów pochodzących z tej grupy, jak na przykład redukcja dużej wariancji w przypadku niewystarczającej wielkości próby, powstały bardziej złożone metody określane mianem pośrednich. Wykorzystują one, poza danymi dostępnymi z określonej domeny, również informacje z innych domen i mogą łączyć dane ze spisów powszechnych, z badań próbkowych, czy też rejestrów administracyjnych.

Przykładem wykorzystania zależności między badaną zmienną y a jedną lub większą liczbą zmiennych pomocniczych jest estymacja regresyjna. Załóżmy, że dla domeny i dostępne są zmienne, dla których znane są ich wartości globalne \mathbf{X}_i dla rozważanego małego obszaru.

Postać ogólnego estymatora regresyjnego można wówczas wyrazić wzorem:

$$\hat{y}_i^{reg} = \hat{y}_i + (\mathbf{X}_i - \hat{\mathbf{X}}_i)^T \hat{\mathbf{B}}_i, \quad (2)$$

gdzie \hat{y}_i^{reg} jest estymatorem regresyjnym wartości globalnej w domenie $i = 1, 2, \dots, m$, \hat{y}_i – estymatorem bezpośrednim w domenie i , $\hat{\mathbf{B}}_i$ rozwiązaniem równania

$$\left(\sum_{j \in S} w_{ij} x_{ij} x_{ij}^T \right) \mathbf{B}_i = \sum_{j \in S} w_{ij} x_{ij} y_{ij}, \quad (3)$$

a

$$\hat{\mathbf{X}}_i = \sum_{j \in S} w_{ij} x_{ij} \quad (4)$$

jest wektorem oszacowanych wartości globalnych wszystkich zmiennych pomocniczych.

Estymator ten jest w przybliżeniu nieobciążony dla dużej próby. Wzór (2) opisuje w rzeczywistości uogólniony estymator regresyjny, będący estymatorem bezpośrednim używającym informacji dodatkowych.

W dalszej części opracowania rozważane będą estymatory należące do grupy tzw. estymatorów syntetycznych, tzn. takich, które mogą czerpać informacje również spoza domeny, przy założeniu podobieństwa między małym obszarem i większym, zawierającym w sobie ten pierwszy. Nawiązują one w swej konstrukcji do omówionych powyżej ogólnych estymatorów regresyjnych.

Estymator regresyjny syntetyczny wartości globalnej ma postać:

$$\hat{y}_i^{reg,synt} = \mathbf{X}_i^T \beta, \quad (5)$$

gdzie β jest wektorem współczynników regresji obliczanym analogicznie jak $\hat{\mathbf{B}}_i$ dla większego obszaru. Estymator będzie *efektywny*, gdy mały obszar nie wykazuje silnego działania jednostek w odniesieniu do współczynników regresji.

Kolejnym przykładem estymacji syntetycznej jest **estymator syntetyczny ilorazowy** wartości globalnej, który ma postać:

$$\hat{y}_i^{ratio,synt} = \frac{\hat{y}}{\hat{X}} X_i, \quad (6)$$

gdzie \hat{y}, \hat{X} estymatory wartości globalnych obliczone zgodnie ze wzorami (1), (4) bez subskrypty i , gdzie $j = 1, 2, \dots, n$, n – liczebność większego obszaru. W przypadku, gdy istnieje informacja o rzeczywistej wartości globalnej X można jej użyć we wzorze (6) w miejsce jej oszacowania \hat{X} .

Estymator syntetyczny regresyjny (5) będzie miał małe obciążenie, gdy wektor współczynników regresji β_i obliczony jedynie dla domeny, będzie bliski wektorowi populacyjnemu. Analogicznie — estymator syntetyczny ilorazowy (6) — gdy iloraz $y_i X_i^{-1}$ obliczony jedynie dla domeny, będzie bliski ilorazowi populacyjnemu. Ważną cechą wielu estymatorów syntetycznych jest fakt „sumowania się” do szacunków na wyższym poziomie agregacji (to znaczy dla większego obszaru zawierającego rozważane małe obszary), gdzie oszacowania uważa się już za wiarygodne.

1.3. Estymator złożony

Kolejnym krokiem w polepszaniu precyzji i dokładności oszacowań jest estymacja złożona. Jest to technika pozwalająca na redukcję wariancji całkowitej i zbilansowanie potencjalnego obciążenia estymatora syntetycznego y_i^{synt} i prawdopodobnej niestabilności estymatora bezpośredniego y_i^{dir} [11].

Estymator złożony wartości globalnej stanowi kombinację liniową wspomnianych estymatorów – bezpośredniego i syntetycznego, a zatem:

$$\hat{y}_i^{comp} = \gamma_i y_i^{dir} + (1 - \gamma_i) y_i^{synt}, \quad (7)$$

gdzie γ_i oznacza odpowiednio dobraną wagę, która określa udział każdego ze składników w końcowym oszacowaniu. Sposób ustalania wag γ_i może być różnorodny [14]. Wartość wagi może być przyjęta arbitralnie, może być uzależniona od zmienności cechy dodatkowej, od liczebności populacji w domenach lub od wielkości próby. Może być ona również zależna od ocen błędów średniokwadratowych estymatorów składowych. Waga powinna być jednak dobrana w taki sposób, aby obciążenie utrzymane było na odpowiednim poziomie.

Udział estymatora bezpośredniego w estymacji złożonej może być zatem określony za pomocą wag w następujący sposób:

- waga nadana *a priori* $\gamma_{i,1} = 1/2$,
- waga zależna od wielkości próby n_i , $\gamma_{i,2} = n_i/N_i$, gdzie N_i liczebność domeny.

Innym podejściem rozważanym w pracy badawczej jest uzależnienie wagi od wielkości próby lub populacji. Ustalono je tak, żeby w domenach, w których oczekiwana wielkość próby jest na tyle duża, estymator bezpośredni spełniał wymogi wiarygodności. W takim przypadku większa waga przypisywana jest estymatorowi bezpośredniemu. Z tego względu można rozważać następujące formy wag:

- dla dowolnej wielkości parametru δ waga postaci:

$$\gamma_i = \begin{cases} 1, & \text{dla } \hat{N}_d \geq N_d, \\ \frac{\hat{N}_d}{\delta N_d}, & \text{dla } \hat{N}_d < N_d. \end{cases}$$

Na podstawie doświadczeń z kanadyjskiego LFS często przyjmuje się, że $\delta = 2/3$, stąd

$$\gamma_{i,3} = \begin{cases} 1, & \text{dla } \hat{N}_d \geq N_d, \\ \frac{3\hat{N}_d}{2N_d}, & \text{dla } \hat{N}_d < N_d. \end{cases}$$

- dla dowolnej wartości parametru h waga postaci:

$$\gamma_i = \begin{cases} 1, & \text{dla } \hat{N}_i \geq N_i, \\ \left(\frac{\hat{N}_i}{N_i}\right)^{h-1}, & \text{dla } \hat{N}_i < N_i. \end{cases}$$

Na ogół stosowane jest $h = 2$. Stąd:

$$\gamma_{i,4} = \begin{cases} 1, & \text{dla } \hat{N}_i \geq N_i, \\ \frac{\hat{N}_i}{N_i}, & \text{dla } \hat{N}_i < N_i. \end{cases}$$

W literaturze (por. [14]) postuluje się również, aby wagę γ wyznaczać w zależności od relacji błędu średniokwadratowego estymatora bezpośredniego i syntetycznego. Zgodnie z tym podejściem wagę ustala się jako iloraz błędu średniokwadratowego estymatora syntetycznego do sumy błędów średniokwadratowych estymatora bezpośredniego i syntetycznego. Określa to poniższy wzór:

$$\gamma_{i,5} = \frac{MSE_{synt}}{MSE_{HT} + MSE_{synt}},$$

gdzie MSE_{synt} i MSE_{HT} to odpowiednio błąd średniokwadratowy estymatora syntetycznego i bezpośredniego (Horvitz-Thompsona).

Istnieje również możliwość wyznaczenia wagi γ uzależniając jej wartość od błędu średniokwadratowego z tzw. „pustego” modelu Fay’a-Herriota, który jest konstruowany przy założeniu, że nie ma zmiennych objaśniających a jedynym szacowanym parametrem jest wyraz wolny (opis modelu Fay’a-Herriota można znaleźć w podrozdziale 4 niniejszego opracowania). Zgodnie z poczynioną uwagą wagę γ można wyznaczyć z następującego wzoru:

$$\gamma_{i,6} = \frac{MSE_{FH_0}}{MSE_{HT} + MSE_{FH_0}},$$

gdzie MSE_{FH_0} i MSE_{HT} to odpowiednio błąd średniokwadratowy estymatora bazującego na „pustym” modelu Fay’a-Herriota i bezpośredniego.

W punkcie 3 tej części opracowania dokonano oszacowania omawianych wskaźników wykorzystując różne sposoby wyznaczania wag γ w estymatorze złożonym.

1.4. Model Faya-Herriota

Model Faya-Herriota został zaproponowany w 1979 roku jako narzędzie do estymacji dochodu w mało licznych pod względem wielkości próby domenach. Należy do tzw. modeli na poziomie obszaru, co oznacza, że jego użycie nie wymaga dostępu do danych jednostkowych z badania pełnego. W ten sposób znacznie zwiększa się spektrum zastosowań modelu, ponieważ dostępność danych zagregowanych na poziomie badanej domeny jest dużo większa. Ponadto model Faya-Herriota jest stosunkowo łatwy w aplikacji i ma dobre właściwości empiryczne.

Estymator zaproponowany przez Faya i Herriota [1] bazuje na liniowym modelu mieszanym i jest wyrażony zależnością:

$$\hat{\theta}_i = \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} + v_i + e_i, \quad i = 1, \dots, m, \quad (8)$$

gdzie: $\hat{\theta}_i$ jest oszacowaną wartością w domenie i , \mathbf{x}_i^T to wektor zmiennych objaśniających dla obszaru i o wymiarach $p \times 1$, v_i jest efektem obszaru o $v_i \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma_v^2)$, a e_i stanowi błąd losowy szacunku z próby $e_i \stackrel{ind}{\sim} N(0, \psi_i)$ o znanej wariancji ψ_i .

Estymator BLUP (*Best Linear Unbiased Predictor*) dla modelu (8) opisany jest wzorem:

$$\tilde{\theta}_i^{BLUP} = \gamma_i \hat{\theta}_i + (1 - \gamma_i) \mathbf{x}_i^T \tilde{\boldsymbol{\beta}}, \quad (9)$$

gdzie:

$$\gamma_i = \frac{\sigma_v^2}{\sigma_v^2 + \psi_i} \quad (10)$$

oraz

$$\tilde{\beta} = \tilde{\beta}(\sigma_v^2) = [\sum_{i=1}^m \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^T / (\psi_i + \sigma_v^2)]^{-1} [\sum_{i=1}^m \mathbf{x}_i \hat{\theta}_i / (\psi_i + \sigma_v^2)]. \quad (11)$$

Zgodnie z (9) estymator BLUP jest średnią ważoną oszacowania bezpośredniego w domenie $\hat{\theta}_i$ oraz estymatora syntetycznego regresyjnego $\mathbf{x}_i^T \tilde{\beta}$. Waga $\gamma_i \in \langle 0, 1 \rangle$ wyrażona wzorem (10) mierzy niepewność wynikającą z opisu θ_i przez model regresyjny, mając na uwadze wariancję międzyobszarową σ_v^2 względem całkowitej wariancji $\psi_i + \sigma_v^2$. W przypadku małej wariancji σ_v^2 lub dużej wariancji, wynikającej ze schematu losowania ψ_i waga γ_i będzie mała i większy udział zostanie przypisany estymatorowi syntetycznemu. Z drugiej strony, mała wariancja ψ_i lub duża σ_v^2 powoduje przypisanie większej wagi γ_i estymatorowi bezpośredniemu.

Obciążenie $\tilde{\theta}_i^{BLUP}$ można wyrazić formułą:

$$B(\tilde{\theta}_i^{BLUP}) \approx (1 - \gamma_i)(\mathbf{x}_i^T \beta^* - \theta_i), \quad (12)$$

gdzie: $\beta^* = E_2(\tilde{\beta})$ to warunkowa wartość oczekiwana estymatora $\tilde{\beta}$ względem $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_m)^T$. Z (12) wynika, że obciążenie związane ze schematem losowania dąży do zera, gdy $\psi_i \rightarrow 0$. Warto zauważyć, że $E_m(\mathbf{x}_i^T \beta^*) = E_m(\theta_i)$, co powoduje, że średnie obciążenie dąży do zera, gdy model $\theta_i = \mathbf{x}_i^T \beta + v_i$ jest odpowiedni.

Estymator BLUP (9) jest zależny od wariancji międzyobszarowej σ_v^2 , która w praktyce jest nieznana. Do estymacji tej wartości można wykorzystać szereg metod; do najpopularniejszych należą te oparte na momentach.

Przyjmując:

$$E[\sum_{i=1}^m (\hat{\theta}_i - \mathbf{x}_i^T \tilde{\beta})^2 / (\psi_i + \sigma_v^2)] = E[h(\sigma_v^2)] = m - p, \quad (13)$$

wariancję $\hat{\sigma}_v^2$ otrzymuje się poprzez rozwiązanie równania:

$$h(\sigma_v^2) = m - p, \quad (14)$$

które rozwiązuje się iteracyjnie. W przypadku braku dodatnich rozwiązań przyjmuje się $\hat{\sigma}_v^2 = 0$.

Fay i Herriot [1] proponują następującą procedurę iteracyjną. Przyjmując $\sigma_v^{2(0)} = 0$ definiuje się wyrażenie:

$$\sigma_v^{2(a+1)} = \sigma_v^{2(a)} + \frac{1}{h'_*(\sigma_v^{2(a)})} [m - p - h(\sigma_v^{2(a)})] \quad (15)$$

uwzględniając ograniczenie $\sigma_v^{2(a+1)} \geq 0$, gdzie:

$$h'_*(\sigma_v^2) = - \sum_{i=1}^m (\hat{\theta}_i - \mathbf{x}_i^T \tilde{\beta})^2 / (\psi_i + \sigma_v^2)^2 \quad (16)$$

jest przybliżeniem pochodnej $h(\sigma_v^{2(a)})$. Formuła (15) osiąga zbieżność zwykle w mniej niż 10 iteracji.

Alternatywnym sposobem wyznaczenia wariancji σ_v^2 jest wykorzystanie prostego estymatora momentów zaproponowanego przez Prasada i Rao [12]:

$$\sigma_v^2 = \frac{1}{m-p} \left[\sum_{i=1}^m (\hat{\theta}_i - \mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}}_{WLS})^2 - \sum_{i=1}^m \psi_i (1 - \tilde{h}_{ii}) \right], \quad (17)$$

gdzie:

$$\tilde{\boldsymbol{\beta}}_{WLS} = \left(\sum_{i=1}^m \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^T \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^m \mathbf{x}_i \hat{\theta}_i \right). \quad (18)$$

Jako oszacowanie σ_v^2 przyjmuje się $\sigma_v^2 = \max(\sigma_v^2, 0)$.

Żaden z wyżej wymienionych estymatorów nie zakłada normalności i oba prowadzą do spójnych wyników, gdy $m \rightarrow \infty$.

Do estymacji wariancji międzyobszarowej można także wykorzystać metodę największej wiarygodności (*maximum likelihood* - *ML*) lub resztową metodę największej wiarygodności (*residual/restricted maximum likelihood* - *REML*).

Zastępując w estymatorze BLUP σ_v^2 przez $\hat{\sigma}_v^2$ otrzymuje się estymator EBLUP (*Empirical Best Linear Unbiased Predictor*):

$$\hat{\theta}_i^{EBLUP} = \hat{\gamma}_i \hat{\theta}_i + (1 - \hat{\gamma}_i) \mathbf{x}_i^T \hat{\boldsymbol{\beta}}, \quad (19)$$

gdzie $\hat{\gamma}_i$ i $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ są wartościami γ_i i $\boldsymbol{\beta}$, w których σ_v^2 zostało zastąpione $\hat{\sigma}_v^2$.

Estymator EBLUP, w którym do estymacji wariancji σ_v^2 wykorzystano metodę bazującą na momentach, metodę ML czy REML, jest nieobciążony ze względu na model w przypadku gdy v_i i e_i mają rozkład symetryczny wokół 0 (w szczególności, gdy v_i i e_i mają rozkład normalny).

Kolejny etap estymacji modelu Faya–Herriota stanowi estymacja błędu średniokwadratowego MSE (*Mean Square Error*) estymatora EBLUP. Rozważane są dwa przypadki:

- σ_v^2 estymowane metodą REML lub Prasada–Rao

$$MSE(\hat{\theta}_i^{EBLUP}) = g_{1i}(\hat{\sigma}_v^2) + g_{2i}(\hat{\sigma}_v^2) + 2g_{3i}(\hat{\sigma}_v^2), \quad (20)$$

- σ_v^2 estymowane metodą ML lub Faya–Herriota

$$MSE(\hat{\theta}_i^{EBLUP}) = g_{1i}(\hat{\sigma}_v^2) - b_{\hat{\sigma}_v^2}(\hat{\sigma}_v^2) \nabla g_{1i}(\hat{\sigma}_v^2) + g_{2i}(\hat{\sigma}_v^2) + 2g_{3i}(\hat{\sigma}_v^2), \quad (21)$$

gdzie:

$$g_{1i}(\hat{\sigma}_v^2) = \hat{\gamma}_i \psi_i, \quad (22)$$

$$g_{2i}(\hat{\sigma}_v^2) = (1 - \hat{\gamma}_i)^2 \mathbf{x}_i^T \left[\sum_{i=1}^m \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^T / (\psi_i + \hat{\sigma}_v^2) \right]^{-1} \mathbf{x}_i, \quad (23)$$

oraz

$$g_{3i}(\hat{\sigma}_v^2) = \psi_i^2 (\psi_i + \hat{\sigma}_v^2)^{-3} \bar{V}(\hat{\sigma}_v^2). \quad (24)$$

Asymptotyczna wariancja $\bar{V}(\hat{\sigma}_v^2)$ wyznaczana jest następująco:

- dla estymatora Prasada–Rao:

$$\bar{V}(\hat{\sigma}_v^2) = 2m^{-2} \sum_{i=1}^m (\hat{\sigma}_v^2 + \psi_i)^2, \quad (25)$$

- dla estymatora Faya–Herriota:

$$\bar{V}(\hat{\sigma}_v^2) = 2m[\sum_{i=1}^m (\hat{\sigma}_v^2 + \psi_i)]^{-2}. \quad (26)$$

Uwzględniony w estymacji $\hat{\sigma}_v^2$ metodą Faya–Herriota składnik MSE związany z obciążeniem opisany jest przez następujące formuły:

$$\nabla g_{1i}(\hat{\sigma}_v^2) = (1 - \hat{\gamma}_i)^2 \quad (27)$$

oraz

$$b_{\hat{\sigma}_v^2}(\hat{\sigma}_v^2) = \frac{2[m \sum_{i=1}^m (\psi_i + \hat{\sigma}_v^2)^{-2} - \{\sum_{i=1}^m (\psi_i + \hat{\sigma}_v^2)^{-1}\}^2]}{[\sum_{i=1}^m (\psi_i + \hat{\sigma}_v^2)^{-1}]^3}. \quad (28)$$

Na podstawie wzorów (27) i (28) można stwierdzić, że występujący we wzorze (21) czynnik $-b_{\hat{\sigma}_v^2}(\hat{\sigma}_v^2)\nabla g_{1i}(\hat{\sigma}_v^2)$ jest ujemny. W związku z tym zaniedbanie tego składnika i użycie formuły (20) spowoduje, że wartość MSE będzie przeszacowana [14].

1.5. Dynamiczny model Rao–Yu

Rao i Yu [13] zaproponowali rozszerzenie podstawowego modelu Fay'a-Herriot'a o uwzględnienie (stacjonarnego) szeregu czasowego oraz danych przekrojowych. Zaproponowany przez nich model ma następującą postać:

$$\hat{\theta}_{it} = \theta_{it} + e_{it}, \text{ gdzie } t = 1, 2, \dots, T; i = 1, 2, \dots, m, \quad (29)$$

oraz θ_{it} określone jest następującym linowym modelem mieszanym:

$$\theta_{it} = \mathbf{z}_{it}^T \boldsymbol{\beta} + v_i + u_{it}, \quad (30)$$

przy czym \mathbf{z}_{it} jest wektorem zmiennych pomocniczych na poziomie domeny, $v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$ jest efektem losowym dla domeny i , a u_{it} zakłada się, że jest procesem AR(1) określonym poniższym wzorem:

$$u_{it} = \rho u_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, |\rho| < 1. \quad (31)$$

Zakłada się przy tym, że $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$. Ostatecznie otrzymujemy następujący model:

$$\hat{\theta}_{it} = \mathbf{z}_{it}^T \boldsymbol{\beta} + v_i + u_{it} + e_{it}. \quad (32)$$

Natomiast estymator BLUP określony jest następująco:

$$\tilde{\theta}_{iT} = \mathbf{z}_{iT}^T \tilde{\boldsymbol{\beta}} + (\sigma_v^2 \mathbf{1}_T^T + \sigma_u^2 \boldsymbol{\gamma}_T)(\boldsymbol{\Sigma}_i + \sigma_u^2 \boldsymbol{\Gamma} + \sigma_v^2 \mathbf{1}_T \mathbf{1}_T^T)^{-1}(\mathbf{y}_i - \mathbf{X}_i \tilde{\boldsymbol{\beta}}), \quad (33)$$

Szczegółowy opis dynamicznego modelu Rao-Yu można znaleźć w pracy [13].

1.6. Dynamiczny model Fay–Planty–Diallo

Fay, Planty i Diallo [2] zaproponowali dynamiczny model, który uwzględni niestacjonarność szeregu czasowego i jest opisany następującym wzorem:

$$\theta_{it} = \mathbf{z}_{it}^T \boldsymbol{\beta} + \rho^{t-1} v_i + u_{it}, \quad (34)$$

gdzie $v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$ jest efektem losowym dla i -tej domeny w czasie $t = 1$, $u_{i,t=1} = 0$ i $u_{it} = \rho u_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$ dla $t > 1$ oraz $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$. Najważniejszą różnicą między omawianym modelem a modelem zaproponowanym przez Rao i Yu jest zniesienie ograniczenia na $|\rho| < 1$, co oznacza, że możliwe są znaczne różnice między domenami (dywergencja). Model ten można również zapisać następująco:

$$\theta_{it} = \mathbf{z}_{it}^T \boldsymbol{\beta} + \rho(\theta_{i,t-1} - \mathbf{z}_{i,t-1}^T \boldsymbol{\beta}) + \varepsilon_{it}. \quad (35)$$

Gdy znane są σ^2 , σ_v^2 oraz ρ , estymator BLUP (MLE) dla tego modelu jest następujący:

$$\tilde{\boldsymbol{\theta}}_{iT} = \mathbf{z}_{iT}^T \tilde{\boldsymbol{\beta}} + (\sigma^2 \boldsymbol{\gamma}_{T,u} + \sigma_v^2 \boldsymbol{\gamma}_{T,u}) \mathbf{V}_i^{-1} (\mathbf{y}_i - \mathbf{X}_i \tilde{\boldsymbol{\beta}}), \quad (36)$$

gdzie: $\boldsymbol{\Gamma}_u$ jest macierzą symetryczną $T \times T$, przy czym $\Gamma_{u(1,j)} = 0$ oraz

$$\Gamma_{u(i,j)} = \rho^{(j-i)} \sum_{l=i}^{j-1} \rho^{(2l-2)}$$

dla $1 < i \leq j$. $\boldsymbol{\Gamma}_v$ jest macierzą symetryczną $T \times T$ o elementach ρ^{i+j-2} . $\mathbf{V}_i = \boldsymbol{\Sigma}_i + \sigma^2 \boldsymbol{\Gamma}_u + \sigma_v^2 \boldsymbol{\Gamma}_v = \text{Cov}(\mathbf{y}_i)$, $\mathbf{V} = \text{diag}(\mathbf{V}_i) = \text{Cov}(\mathbf{y})$, $\tilde{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}^T \mathbf{V}^{-1} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{V}^{-1} \mathbf{y}$, $\boldsymbol{\gamma}_{T,u}$ jest T kolumną macierzy $\boldsymbol{\Gamma}_u$, $\boldsymbol{\gamma}_{T,v}$ jest T kolumną macierzy $\boldsymbol{\Gamma}_v$.

1.7. Wielowymiarowy dynamiczny model Fay–Planty–Diallo

Naturalnym rozszerzeniem podstawowego modelu Fay–Planty–Diallo jest uwzględnienie wielowymiarowego podejścia, które bierze pod uwagę fakt skorelowania zmiennych objaśnianych. Problem ten został szczegółowo opisany w pracy [3]. Zakładamy, że celem jest estymacja wielowymiarowego wektora parametrów $\boldsymbol{\theta}_{it} = (\theta_{it1}, \theta_{it2}, \dots, \theta_{itk})^T$. Model jest określony następującym wzorem:

$$\boldsymbol{\theta}_{itk} = \mathbf{z}_{itk}^T \boldsymbol{\beta}_k + \rho^{t-1} v_{ik} + u_{itk}, \quad (37)$$

gdzie: $\mathbf{v}_i = (v_{i1}, v_{i2}, \dots, v_{ik}) \sim N(0, \boldsymbol{\Sigma}_v)$ jest wektorem efektów losowych dla domeny i w czasie $t = 1$, $u_{i1k} = 0$, $u_{itk} = \rho u_{i,t-1,k} + \varepsilon_{itk}$ dla $t > 1$, gdzie $\varepsilon_{it} \sim N(0, \boldsymbol{\Sigma})$.

Dodatkowo, w związku z szacowaniem wielowymiarowego modelu należy wziąć pod uwagę skorelowanie badanych zmiennych. Dlatego Σ_v oraz Σ_u są ze sobą powiązane przez $\Sigma_{v(k,k')} = \sigma_{vk}^2 \mathbf{R}_{(k,k')} \sigma_{vk'}^2$ oraz $\Sigma_{u(k,k')} = \sigma_{uk}^2 \mathbf{R}_{(k,k')} \sigma_{uk'}^2$, gdzie \mathbf{R} jest macierzą korelacji, $\sigma_v^2 = (\sigma_{v1}^2, \sigma_{v2}^2, \dots, \sigma_{vT}^2)^T$ oraz $\sigma_u^2 = (\sigma_{u1}^2, \sigma_{u2}^2, \dots, \sigma_{uT}^2)^T$. Zaproponowany model zakłada tylko jeden parametr ρ . Ostateczny model określony jest następującym wzorem:

$$\theta_{itk} = \mathbf{z}_{itk}^T \beta_k + \rho^{t-1} v_{ik} + u_{itk} + e_{itk}. \quad (38)$$

1.8. Model czasowo-przestrzenny Marhuenda–Molina–Moralez

Ostatnim rozważanym w opracowaniu modelem jest zaproponowany przez Marhuenda, Molina i Moralez [6] model uwzględniający skorelowanie w czasie oraz przestrzeni efektów losowych. Wyraża się on wzorem:

$$\hat{\theta}_{it} = \theta_{it} + e_{it}, \text{ gdzie } t = 1, 2, \dots, T; i = 1, 2, \dots, m, \quad (39)$$

gdzie θ_{it} określone jest następującym linowym modelem mieszanym:

$$\theta_{it} = \mathbf{z}_{it}^T \beta + v_i + u_{it}, \quad (40)$$

przy czym oznaczenia są jak w poprzednich modelach. Model zakłada skorelowanie w czasie rzędu AR(1) u_{it} określone następująco:

$$u_{it} = \rho_2 u_{i,t-1} + \varepsilon_{2it}, |\rho_2| < 1, \varepsilon_{2it} \sim N(0, \sigma_2^2). \quad (41)$$

Natomiast w przypadku v_i zakłada się, że jest skorelowany w przestrzeni rzędu SAR(1). Aby wprowadzić autokorelację przestrzenną należy przygotować standaryzowaną wierszami macierz sąsiedztwa określoną przez $\mathbf{W} = (w_{i,i'})$. Efekt v_i określony jest przez:

$$v_i = \rho_1 \sum_{i \neq i'} w_{i,i'} v_{i'} + \varepsilon_{1it}, |\rho_1| < 1, \varepsilon_{1it} \sim N(0, \sigma_1^2). \quad (42)$$

Ostatecznie otrzymujemy estymator EBLUP określony następującym wzorem:

$$\hat{\theta}_{it} = \mathbf{z}_{it}^T \hat{\beta} + \hat{v}_i + \hat{u}_{it}. \quad (43)$$

Szczegółowo model ten został opisany w pracy [6].

2. Mierniki syntetyczne jako zmienne objaśniające w modelach klasy SMO

Dobór zmiennych pomocniczych w estymacji dla małych obszarów wymaga nierzadko analizy obszernych zasobów informacji statystycznych, opisujących rozmaite złożone zjawiska społeczno-gospodarcze (jak np. rynek pracy, infrastruktura, gospodarka komunalna, itp.). Z uwagi na charakter owych zjawisk zmienne te są ze sobą ściśle powiązane pod różnymi względami i – przede wszystkim w obrębie danego zjawiska złożonego – składają się na pewną nierozzerwalną całość. Dlatego też łączne rozpatrywanie takich zmiennych w estymacji wydaje się być ze wszechmiar pożądane, gdyż pozwala uwzględnić ich wzajemne związki rozmaitego typu oraz komplementarność informacyjną. Najefektywniejszym sposobem prowadzącym do tego celu jest konstrukcja zmiennej syntetycznej (zwanej *metacechą*) dokonana na podstawie wartości wyodrębnionych zmiennych diagnostycznych. Zmienna ta w jednowymiarowy sposób odzwierciedla kształtowanie się określonych obserwacji wielowymiarowych. Upraszcza to proces estymacji oraz zapewnia lepszy wsad informacyjny w porównaniu z modelami gdzie istotność każdej zmiennej i jej wkład do modelu są ustalane odrębnie (a nawet jeśli wstawia się doń zmienne interakcyjne – np. iloczyny zmiennych podstawowych – to i tak nie da się tą drogą uwzględnić wszystkich związków między nimi).

W tej części raportu – w podpunkcie 2.1. – zaprezentowano podstawowe zasady doboru i weryfikacji zmiennych stanowiących fundament konstrukcji miernika kompleksowego (co doprowadziło do uzyskania finalnych cech diagnostycznych) oraz stosowaną w opisywanych tutaj badaniach metodę jego wyznaczania. Wskazano także w jaki sposób omawiane narzędzia teoretyczne zostały zastosowane w przeprowadzonych pracach. Prezentacja tego rodzaju jest niezbędna dla prawidłowego zrozumienia istoty przeprowadzonej analizy. Ponieważ wykorzystywano tutaj dane panelowe (to znaczy dane uwzględniające zarówno komponent przekrojowy jak i czasowy⁸) to z uwagi na ich specyfikę weryfikacja wyjściowych zestawów zmiennych w takim przypadku musiała zostać odpowiednio dopasowana – dlatego też temu zagadnieniu poświęcony został osobny podpunkt 2.2. W przypadku bardzo obszernych zbiorów zmiennych wyjściowych, obejmujących dość szerokie spektrum zjawisk społeczno-gospodarczych, konstrukcja miernika musiała być dwustopniowa, z wykorzystaniem tzw. taksonomii wielokryterialnej, której ideę również tu zarysowano. Podpunkt 2.3. zawiera prezentację zestawów wskaźników użytych do konstrukcji poszczególnych mierników, efektów i weryfikacji oraz wyników konstrukcji mierników ostatecznie wykorzystanych w modelach estymacyjnych i ich podstawowym właściwościom.

⁸ Dane panelowe to obok danych *przekrojowych* (opisujących określone obiekty – np. obszary przestrzenne – w danym okresie czasu) oraz *szeregów czasowych* (gdzie punktem odniesienia jest czas) trzeci rodzaj informacji statystycznych. Jest to ogólna klasyfikacja powszechnie stosowana na świecie i nie należy jej odnosić do wąskiej specyfiki konkretnych badań panelowych.

2.1. Podstawowe zasady konstrukcji miernika kompleksowego

Jak już wcześniej wspomniano, zmienna syntetyczna służy do jednowymiarowego opisu wielowymiarowych zjawisk społeczno-gospodarczych – np. rynku pracy, rozwoju infrastruktury, warunków życia, itp. z uwzględnieniem całej ich złożoności. Każdy obiekt (którym bywa – tak jak w naszym 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 jest wieloetapowa.

Pierwszy krok w tym procesie stanowił **dobór cech wyjściowych**. Musiały być one logicznie powiązane z rozpatrywanym zjawiskiem złożonym oraz cechować się odpowiednią jakością i różnorodnością informacyjną. Istnieje siedem podstawowych zasad doboru cech, którymi powinien kierować się statystyk – taksonom. Są to:

- istotność z punktu widzenia analizowanych zjawisk – zmienna musi dostarczać informacje na temat aspektów istotnie wpływających na kształt danego zjawiska złożonego,
- jednoznaczność i precyzyjność zdefiniowania – definicje tych zmiennych muszą być jasne, jednoznaczne i dokładne,
- wyczerpanie zakresu zjawiska – zmienne winny opisywać wszystkie możliwe elementy składowe danego zjawiska; wiadomo, że w praktyce jest to niemożliwe, jako że nie wszystkie czynniki wpływające na owo zjawisko są obserwowalne czy kwantyfikowalne (tj. dają się opisać w postaci liczb), ale należy dążyć do maksymalizacji poziomu owej wyczerpalności,
- logiczność wzajemnych powiązań – zmienne winny być między sobą powiązane z logicznego punktu widzenia, choćby pośrednio, jak np. przeciętne wynagrodzenie miesięczne i stopa bezrobocia w przypadku analizy rynku pracy.
- zachowanie proporcjonalności reprezentacji zjawisk cząstkowych – każde zjawisko złożone składa się z rozmaitych zjawisk cząstkowych, które powinny być w zestawie zmiennych reprezentowane w sposób proporcjonalny do swego znaczenia w tym kontekście,

- mierzalność – możliwość liczbowego wyrażenia poziomu danej cechy; tylko wówczas analiza taksonomiczna ma sens. Z uwagi na skomplikowane operacje statystyczne dokonywane na tych danych zaleca się mocno, aby dane wyjściowe były wyrażone na najsilniejszych (tj. różnicowej lub ilorazowej) skalach pomiarowych,
- dostępność i kompletność informacji statystycznych – dla wszystkich badanych obiektów stosowne informacje liczbowe powinny być dostępne. W przypadku wystąpienia braków danych należy albo usunąć taką zmienną albo też spróbować uzupełnić luki np. poprzez imputację, co jednak wymaga sporego nakładu czasu i wysiłku.

Zmienne wyjściowe winny mieć także charakter wskaźnikowy. Chodzi o to, że ze względu na pewne naturalne różnice, jakie występują pomiędzy niektórymi obszarami przestrzennymi a pozostałymi, te wyjątki będą już na wstępie trudno porównywalne z innymi. Na przykład miasta na prawach powiatu są z reguły daleko liczniej zaludnione oraz zabudowane niż inne powiaty. Zatem w tym przypadku pod względem demograficznym i mieszkaniowym będą wyróżniać się one od innych. Zastosowanie zmiennych wskaźnikowych (będących ilorazami zmiennych wyrażonych w wielkościach bezwzględnych – np. liczby osób w wieku produkcyjnym na 100 osób w wieku nieprodukcyjnym w przypadku rynku pracy stanowiącej iloraz liczby osób w wieku produkcyjnym oraz liczby osób w wieku nieprodukcyjnym pomnożony przez 100) pozwala te niedogodności w znacznym stopniu zniwelować. W opisywanych pracach takie właśnie rozwiązanie zostało zastosowane.

Drugi etap analizy polega na **weryfikacji cech**. Ma ona na celu wyodrębnienie spośród zgromadzonych zmiennych takich, które z punktu widzenia rozpatrywanego zjawiska złożonego wnoszą największą wartość informacyjno–różnicującą w odniesieniu do wiedzy o rozpatrywanych obiektach. Weryfikacja ta przebiegała w dwóch krokach.

Najpierw dokonano selekcji pod kątem *zmiennościowym*. Eliminując cechy o zbyt niskiej zmienności (zróżnicowaniu), a zatem wykazujące zbyt małą moc różnicującą badane objekty. Podobne wartości danej cechy osiągane dla wszystkich obiektów nie mają wpływu na ich zróżnicowanie. Cecha, która nie wykazuje odpowiedniego zróżnicowania staje się zatem w tym kontekście bezużyteczna. Wobec powyższego wyeliminowano cechy, dla których wartość bezwzględna współczynnika zmienności kształtowała się poniżej pewnej arbitralnie ustalonej wartości progowej. Za taką wielkość najczęściej przyjmuje się 0,1 (10%) – tak było też w opisywanym przypadku.

Pozostawione w modelu cechy poddano z kolei *weryfikacji korelacyjnej*. Chodziło o eliminację danych nadmiernie skorelowanych ze sobą. Dwie wysoko skorelowane zmienne są bowiem nośnikami podobnej informacji, a więc jedna cecha z takiej pary staje się zbędna. Pod uwagę należy zatem wziąć współczynniki korelacji wszystkich par zmiennych. Niezbędne staje się wobec tego zastosowanie odpowiedniej metody weryfikacyjnej mającej na celu wyeliminowanie cech najbardziej podobnych do innych. W tej pracy punktem wyjścia było wyznaczenie macierzy korelacji zmiennych. Kolejny problem stanowił wybór sposobu eliminacji. Pierwszy z nich to *metoda parametryczna* (por. [16]). Polega ona na znajdowaniu wiersza macierzy korelacji o największej sumie wartości bezwzględnych ich elementów; w nim zaś na wyróżnieniu elementów, które co do wartości bezwzględnej przewyższają ustalony próg – zazwyczaj 0,5. Cechę, którą odzwierciedla ten wiersz (ta kolumna) uważa się za pierwszą cechę centralną, zaś cechy zobrazowane przez wyróżnione kolumny (wiersze) – za jej cechy satelitarne, czyli takie cechy, których podobieństwo do cechy centralnej jest nie mniejsze niż ustalony próg. W ten sposób uzyskuje się pierwsze skupisko cech, potem to samo powtarzane jest dla macierzy bez tych cech, itd. Finalnie pozostają tylko cechy satelitarne i izolowane – to znaczy takie, które nie są ani centralnymi ani satelitarnymi. Metoda ta jednak ma tę wadę, że koncentruje się na indywidualnym (brzegowym) ujęciu korelacji. Lepszym rozwiązaniem w tym zakresie, uwzględniającym integralność modelu taksonomicznego (i wszystkie powiązania występujące pomiędzy rozpatrywanymi cechami – nie tylko te formalne, wyrażone np. korelacją), jest metoda odwróconej macierzy korelacji (por. [5], [8]). **I właśnie tę metodę zastosowano w tej analizie.** Polega ona na tym, że wyznaczana jest macierz odwrotna do macierzy korelacji zmiennych Pearsona \mathbf{R} , czyli \mathbf{R}^{-1} . Następnie badane są elementy diagonalne odwróconej macierzy korelacji \mathbf{R}^{-1} . Jeżeli zmienne nie wykazują wielu ścisłych współzależności, to jej elementy diagonalne są czynnikami inflacji wariancji (ang. *Variance Inflation Factor*, VIF) dla danych zmiennych w porównaniu z innymi i wynoszą (zob. np. [10]):

$$r_{jj}^{(-1)} = \text{VIF}_j = \frac{1}{1-R_j^2}, \quad (44)$$

gdzie R_j to współczynnik determinacji regresji j -tej zmiennej względem pozostałych, $j = 1, 2, \dots, p$, p – liczba zmiennych w modelu po weryfikacji zmiennościowej. Ze wzoru (44) wynika, że diagonalne elementy macierzy \mathbf{R}^{-1} powinny należeć do przedziału $[1, \infty)$. Jeśli owe elementy są zbyt duże – np. większe od 10 – oznacza to wadliwe uwarunkowanie numeryczne macierzy \mathbf{R}^{-1} , czyli nadmierne skorelowanie danej cechy z pozostałymi. Jeżeli występuje tylko jedna cecha o tej własności, to zostaje

ona wyeliminowana. W przypadku występowania większej liczby takich cech, można wyeliminować je wszystkie, ale najczęściej prowadziłyby to do nadmiernego uszczuplenia zasobu informacyjnego modelu. Zazwyczaj bowiem wystarczy eliminacja niektórych z nich, aby elementy diagonalne odwróconej macierzy korelacji pozostałych cech były dostatecznie niskie.

Zastosowanie metody odwróconej macierzy korelacji w tej pracy badawczej napotkało jednak dodatkowe trudności. Na przykład: macierz korelacji okazywała się osobiłwa, co uniemożliwiało wyznaczenie macierzy do niej odwrotnej. Czasami też wadliwość uwarunkowania macierzy \mathbf{R}^{-1} była na tyle duża (co wynikało z występowania dużej liczby par zmiennych, których korelacja była co do wartości bezwzględnej 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 docelowych wskaźników. W przypadku owych „kolizji” w modelu pozostawiano te zmienne, które były silniej skorelowane ze wskaźnikami.

W wyniku weryfikacji zmiennościowo-korelacyjnej ukształtowany został *zestaw cech diagnostycznych*. Właściwa konstrukcja miernika taksonomicznego wymagała dokonania **stymulacji i normalizacji** cech. W tym celu dokonano identyfikacji kierunku oddziaływania cech na status obiektów z punktu widzenia rozpatrywanego zjawiska złożonego. Ze względu na ów kierunek cechy diagnostyczne dzieli się na:

- stymulanty – cechy, których wyższa wartość świadczy o lepszej pozycji obiektu w danym kontekście,
- destymulanty – im wyższa wartość danej cechy tym gorsza pozycja obiektu w świetle rozważanego zjawiska,
- nominanty – cechy posiadające optymalny poziom wartości (punkt przegięcia), poniżej którego mają charakter stymulanty a powyżej destymulanty lub na odwrót.

Zaklasyfikowanie cechy do jednej z trzech kategorii odbywa się zazwyczaj w oparciu o doświadczenie i rozeznanie badacza. Obarczone jest ono zatem określoną dozą subiektywizmu. Tak było i w przypadku opisywanych tutaj analiz. Zadanie to było jednak w tej konkretnej sytuacji w znacznym stopniu ułatwione, albowiem w modelu pozostały zmienne dość wyraźnie skorelowane ze wskaźnikami docelowymi a kierunek tej korelacji (wyrażony jej znakiem) wskazywał na charakter cech. Tak więc cechy diagnostyczne dodatnio skorelowane z bezpośrednim oszacowaniem wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych czy wskaźnika pogłębionej deprywacji

materialem uznawano za stymulanty, zaś skorelowane ujemnie – za destymulanty. Nominant nie było. *Stymulacja* polega na sprowadzeniu destymulant i nominant do formy stymulanty (na przykład poprzez odwrócenie odpowiednich wartości dla obszarów o cechach destymulujących czy zmianę ich znaku na przeciwny) celem ujednoczenia charakteru wszystkich cech diagnostycznych. W przeprowadzonych badaniach zastosowano to drugie rozwiązanie, to znaczy zamianę znaków wartości destymulant na przeciwne.

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. [18], [8]). Najlepsza jest jednak taka normalizacja, która traktuje model jako integralną całość, należycie wyzyskując wzajemne powiązania między cechami diagnostycznymi a równocześnie minimalizując wpływ incydentalnych obserwacji odstających na końcowy rezultat. **W analizie wykorzystano charakteryzujące się tymi właściwościami podejście oparte na medianie Webera** (por. [8, 9]). 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:

$$\sum_{i=1}^n \left(\sqrt{\sum_{j=1}^m (x_{ij} - \theta_j)^2} \right) = \min_{Y \in \mathbb{R}^m} \left(\sum_{i=1}^n \left(\sqrt{\sum_{j=1}^m (x_{ij} - y_j)^2} \right) \right). \quad (45)$$

Jest to wielowymiarowe uogólnienie pojęcia mediany. Celem jeszcze lepszego uodpornienia wyników analizy na niekorzystny wpływ obserwacji odstających zastosowano uciętą (ang. *trimmed*) wersję równania (45), czyli ograniczono się do sumowania po k ($k < n$) najmniejszych odległości cząstkowych otrzymując wektor $\tilde{\Theta} = (\tilde{\theta}_1, \tilde{\theta}_2, \dots, \tilde{\theta}_m) \in \mathbb{R}^m$ spełniający równość (por. [17]):

$$\sum_{i=1}^k \left(\sqrt{\sum_{j=1}^m (x_{(i)j} - \tilde{\theta}_j)^2} \right) = \min_{Y \in \mathbb{R}^m} \left(\sum_{i=1}^k \left(\sqrt{\sum_{j=1}^m (x_{(i)j} - y_j)^2} \right) \right). \quad (46)$$

Oznaczenie (i) we wzorze (46) odnosi się właśnie do indeksu obserwacji odpowiadającej obiektowi, dla którego jego odległość od danego punktu jest i -tą co do wielkości (w kolejności niemalejącej).

W naszym przypadku przyjęto ucięcie pięcioprocentowe, tzn. położono $k = [0,95n]^9$. Normalizacja dokonana przy użyciu mediany Webera ma postać:

$$z_{ij} := \frac{x_{ij} - \tilde{\theta}_j}{1.4826 \cdot \text{m}äd(X_j)}, \quad (47)$$

gdzie $\text{m}äd(X_j) = \text{med}_{i=1,2,\dots,n} |x_{ij} - \tilde{\theta}_j|$, dla $i = 1, 2, \dots, n$, $j = 1, 2, \dots, m$. 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. [8]).

Mając przygotowane w powyższy sposób cechy diagnostyczne można było przejść do **konstrukcji taksonomicznego miernika rozwoju**. Jest to 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 wewnątrznie, na podstawie danych z modelu, np. jako obiekt charakteryzowany maksymalnymi wartościami zestymulowanych i znormalizowanych cech). W przypadku opisywanych badań zastosowano to drugie podejście. Oznacza to, że za wzorec rozwojowy uważano taki obiekt Ψ opisany wektorem $\Psi = (\psi_1, \psi_2, \dots, \psi_m)$, że

$$\psi_j = \max_{i=1,2,\dots,n} z_{ij} \quad (48)$$

dla każdego $j = 1, 2, \dots, m$.

Następnie **ustalano odległość każdego obiektu od wzorca**. Można zastosować rozmaite miary odległości np. metrykę taksówkową (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

$$d_i \stackrel{df}{=} \text{med}_{i=1,2,\dots,l} |z_{ij} - \psi_j| \quad (49)$$

dla każdego $i = 1, 2, \dots, n$.

⁹ $[a]$ oznacza część całkowitą liczby rzeczywistej a , czyli największą liczbę całkowitą nie większą od a .

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

$$\mu_i \stackrel{df}{=} 1 - \frac{d_i}{\text{med}(d) + 2.5 \cdot \text{mad}(d)}, \quad (50)$$

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. [15]). Miernik wyrażony wzorem (50) 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 tym przypadku ma to wydźwięk pejoratywny, gdyż określenie „lepszy” oznacza wyższą wartość analizowanego wskaźnika ze strategii Europa 2020.

2.2. Konstrukcja miernika dla danych wielokryterialnych i panelowych

W opisywanej pracy badawczej mieliśmy do czynienia z pewnymi rodzajami danych, które wymagały zastosowania modyfikacji opisanego powyżej podejścia w zakresie analizy taksonomicznej. Modyfikacje te nie naruszają kroków opisanych w podpunkcie 2.1 i wybranych tam metod, jednak w niektórych przypadkach je rozbudowują nadając im wielostopniowość.

Wystąpiła bowiem znaczna wszechstronność zbiorów danych. Zawierały one zestawy bardzo licznych zmiennych wskaźnikowych, opisujących rozmaite dziedziny życia społeczno-gospodarczego, które w mniejszym bądź większym stopniu są powiązane ze skalą ubóstwa i wykluczenia społecznego reprezentowaną przez badane wskaźniki i na nią oddziałują.

W przypadku takiego szerokiego zbioru dokonywano podziału zestawu zmiennych na podzestawy zmiennych opisujących te dziedziny (np. demografia, rynek pracy, warunki życia, itp.). Podział ten wyznaczono na podstawie powszechnie znanych grupowań (występujących na przykład w Banku Danych Lokalnych GUS) lub własnego rozeznania. Każda z tychże dziedzin była zatem traktowana jako odrębne zjawisko złożone.

Dla każdego zestawu zmiennych opisujących daną dziedzinę stosowano zatem procedurę weryfikacji zmiennych oraz konstrukcji metacech dokładnie według kroków i algorytmów opisanych w punkcie 2.1. Następnie tak otrzymane dziedzinowe mierniki syntetyczne (które bywają także w tego rodzaju okolicznościach nazywane *miernikami cząstkowymi*) stanowiły zmienne, które posłużyły do konstrukcji miernika kompleksowego. Z uwagi na metodologię wyznaczania mierników cząstkowych,

wszystkie one są stymulantami, tak więc wystarczyło tutaj przeprowadzić normalizację (47), określenie wzorca rozwojowego według wzoru (48) oraz odległości obiektów od niego (wzór (49)) a na koniec obliczenia wartości samego miernika w oparciu o formułę (50). Tego typu postępowanie nazywa się *taksonomią wielokryterialną*.

Ponieważ rozpatrywane dane dotyczyły lat 2005–2012, wystąpiła tutaj specyficzna sytuacja. Dane te miały bowiem charakter panelowy, co oznacza, że obejmowały zarówno komponent przestrzenny (województwa), jak też czasowy (8 lat) – w odróżnieniu od danych przekrojowych (opisujących statyczne przekroje czy kategorie) czy szeregów czasowych (odnoszących się do poszczególnych momentów czy okresów czasu). Mówiąc bardziej ogólnie, mamy tutaj do czynienia z modelem trójwymiarowej tabeli danych :

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

$i = 1, 2, \dots, n$, $j = 1, 2, \dots, p$, $t = 1, 2, \dots, \tau$, przy czym n i m to – tak jak poprzednio – liczba obiektów i zmiennych wyjściowych odpowiednio, zaś τ – liczba rozpatrywanych okresów czasu. Każde województwo w zakresie każdej zmiennej było zatem opisane przy pomocy ośmiu danych dla lat 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010, 2011 i 2012.

Oczywistym wydaje się zatem, że weryfikacja zmiennościowo–korelacyjna powinna odpowiednio wyzyskiwać informację tkwiącą zarówno w zróżnicowaniu przestrzennym jak i czasowym. Interesują nas bowiem oba te wymiary zmienności. Wymagało to wobec tego specjalnego dostosowania metod opisanych w punkcie 2.1.

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 miał wówczas postać:

$$c\mathcal{V}_j = \frac{\text{mad}(\tilde{\theta}_j)}{\theta_j^*}, \quad (51)$$

gdzie $\text{mad}(\tilde{\theta}_j) = \text{med}_{t=1,2,\dots,\tau} |\theta_{ij} - \theta_j^*|$, $j = 1, 2, \dots, m$ (por. [7]).

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

$$\mathbf{R}_t = [r_{jkt}], \quad (52)$$

gdzie r_{jkt} oznacza współczynnik korelacji Pearsona zmiennych X_j i X_k w okresie t , $j, k = 1, 2, \dots, p$, $t = 1, 2, \dots, \tau$. W oparciu o macierz daną wzorem (52) stworzono kompleksową macierz korelacji z tych współczynników, które są maksymalne co do wartości bezwzględnej. Chodziło o to, by 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:

$$\mathbf{R} = [r_{jk}^*], \text{ gdzie } r_{jk}^* = r_{jkt^*} \text{ jeśli } |r_{jkt^*}| = \max_{t=1,2,\dots,\tau} |r_{jkt}|, \quad (53)$$

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

Dalsze postępowanie w tym zakresie było zgodne z metodą odwróconej macierzy korelacji opisaną w punkcie 2.1. W przypadku większej liczby zmiennych nadmiernie skorelowanych ze sobą uwzględniano poziom ich skorelowania ze zmienną objaśnianą – eliminowano zmienne mniej skorelowane ze zmienną docelową. Warto zaznaczyć, że praca na danych panelowych wymagała sporo wysiłku. Po pierwsze, macierz odwrotna do macierzy (53) nie musi być tak wyrazista co do elementów diagonalnych jak w przypadku klasycznym (por. wzór (44)) – i to było widoczne. Po drugie, występowało wiele współzależności i wysokiego skorelowania cech co powodowało niemożność odwrócenia macierzy lub pojawianie się mniejszych od jedności – nawet ujemnych – wartości na przekątnej owej macierzy odwrotnej. Uporanie się z tymi problemami wymagało zatem wniesienia także pewnej dozy subiektywizmu do tej weryfikacji.

Kolejne kroki konstrukcji mierników syntetycznych były tutaj takie same jak w typowym przypadku (zob. punkt 2.1). W tej konstrukcji obiekty miały formę przestrzenno–czasową, to znaczy obiektem był stan danego obszaru przestrzennego w danym roku.

2.3. Przebieg konstrukcji mierników dla wielokryterialnych danych panelowych w latach 2005–2012

Zaprezentujemy obecnie wyniki przeprowadzonych konstrukcji mierników cząstkowych i kompleksowego, które następnie znalazły swe zastosowanie w estymacji docelowych wskaźników wykluczenia społecznego. W analizie wzięto pod uwagę wielokryterialny zbiór danych panelowych dla lat 2005–2012, w stosunku do którego trzeba było zastosować podejście wielokryterialne i proces weryfikacji opisany w punkcie 2.2. Wszystkie obliczenia przeprowadzono – także z wykorzystaniem oryginalnie napisanych procedur – przy użyciu programu SAS Enterprise Guide 4.3 (z uwzględnieniem jego środowiska IML).

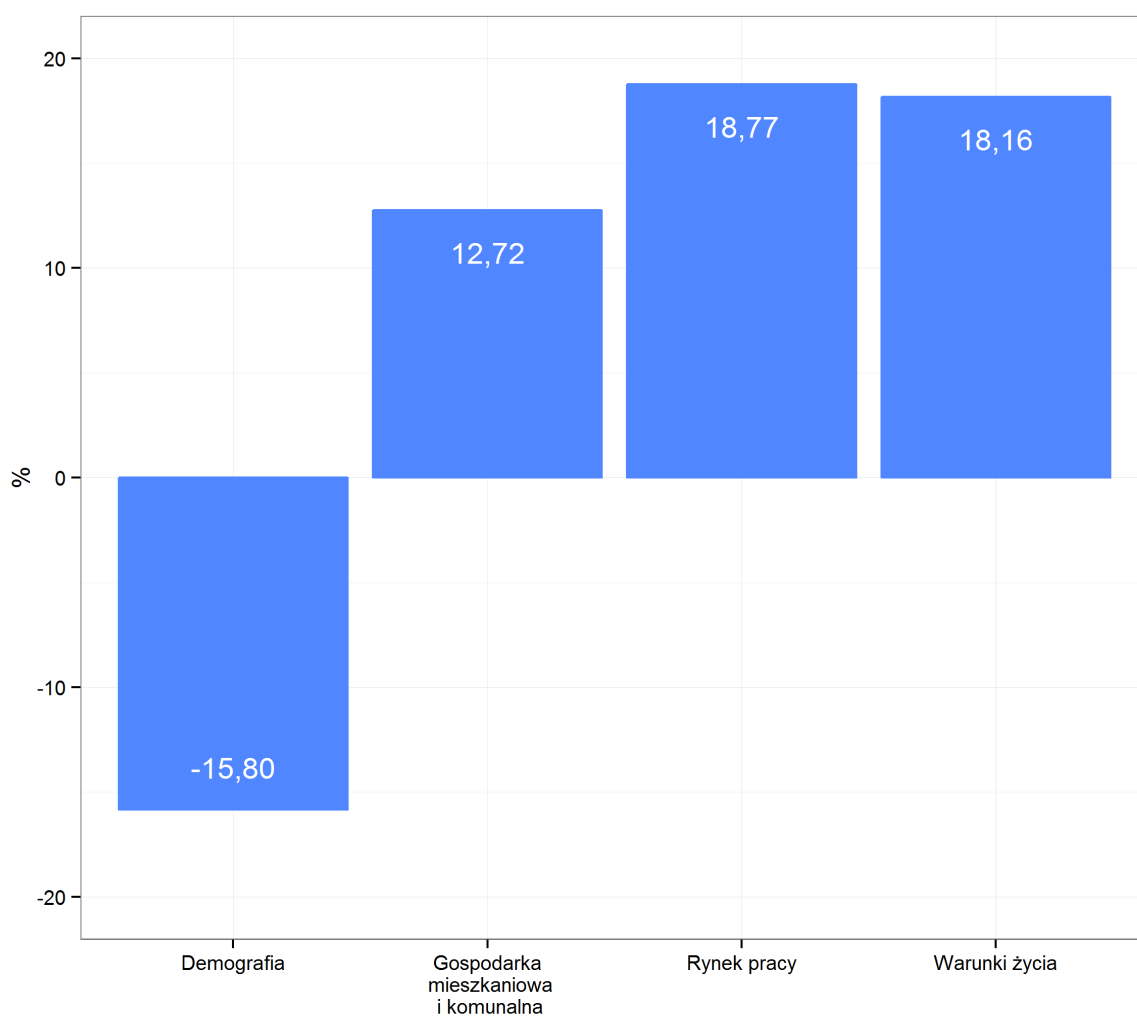
Przeprowadzona analiza taksonomiczna dotyczyła 140 wskaźników dla lat 2005–2012. Każde województwo w zakresie każdej zmiennej było w tym układzie opisane przy pomocy ośmiu danych dla każdego roku z tegoż zakresu czasowego. Zgromadzone informacje statystyczne obejmowały cztery dziedziny życia społeczno–gospodarczego: demografię, gospodarkę mieszkaniową i komunalną, rynek pracy oraz szeroko rozumiane warunki życia. Kompleksowy współczynnik zmienności wyznaczono z wykorzystaniem wzoru (51). Rysunek 1 przedstawia średnie wartości owego kompleksowego współczynnika zmienności dla powyższych obszarów we wskazanych dziedzinach.

Widać zatem, że zdecydowanie najbardziej zróżnicowane są dane demograficzne. Po usunięciu zmiennych, dla których wartość bezwzględna kompleksowego współczynnika zmienności była mniejsza od 10% oraz przeprowadzeniu kompleksowej weryfikacji korelacyjnej opartej na formule (53) uzyskano następujące zestawy cech diagnostycznych (w nawiasach na końcu nazwy każdej cechy oznaczono jej charakter: S – stymulanta, D – destymulanta):

- demografia:
 - saldo migracji wewnętrznych – kobiety na 1000 kobiet ogółem (D),
 - zmiana liczby ludności na 1000 mieszkańców (D),
 - udział zgonów osób w wieku 20–59 lat w liczbie zgonów ogółem (S),
- gospodarka mieszkaniowa i komunalna:
 - kwota wypłaconych dodatków mieszkaniowych na jednego mieszkańca (S),
 - korzystający z instalacji kanalizacyjnej w % ogółu ludności na wsi(S),
 - korzystający z instalacji gazowej w % ogółu ludności na wsi (D),
- rynek pracy:
 - udział bezrobotnych kobiet zarejestrowanych w wieku 55 lat i więcej w liczbie bezrobotnych kobiet ogółem (S),
 - udział kobiet poszkodowanych w wypadkach przy pracy (S),
 - zatrudnieni w warunkach zagrożenia ogółem (S),
 - stopa bezrobocia rejestrowanego, Polska=100 (S),

- warunki życia:
 - jednostki wykreślone z rejestru REGON na 10 tys. ludności (S),
 - podmioty 10-49 na 10 tys. mieszkańców w wieku produkcyjnym (D),
 - uczniowie przypadający na 1 komputer z dostępem do Internetu przeznaczony do użytku uczniów – gimnazja (S),
 - uczniowie przypadający na 1 komputer z dostępem do Internetu przeznaczony do użytku uczniów – zasadnicze zawodowe (D).

Rysunek 1. Średnie wartości kompleksowego współczynnika zmienności dla wielokryterialnych danych panelowych



Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

W tabeli 1 zebrano wartości podstawowych statystyk opisowych dla mierników cząstkowych oraz uzyskanego na ich podstawie miernika kompleksowego (metodą taksonomii wielokryterialnej).

Tabela 1. Podstawowe statystyki opisowe dla mierników cząstkowych i miernika kompleksowego – wielokryterialny wariant panelowy, przekrój województw

Wyszczólnienie	Demografia	Gospodarka mieszkaniowa i komunalna	Rynek pracy	Warunki życia	Miernik kompleksowy
Średnia	0,399	0,444	0,308	0,252	0,335
Odchylenie standardowe	0,217	0,225	0,165	0,163	0,217
Wsp. zmienności (w %)	54,419	50,664	53,503	64,587	54,809
Minimum	-0,237	0,045	-0,030	-0,160	-0,167
Kwartył 1	0,258	0,261	0,208	0,144	0,213
Mediana	0,413	0,437	0,280	0,261	0,477
Kwartył 3	0,583	0,603	0,434	0,349	0,477
Maksimum	0,948	1,000	0,703	0,612	0,860

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Widać zatem, że miernik kompleksowy stanowi w jakimś sensie wypadkową mierników cząstkowych. Uwagę może zwracać tu znaczniejsze zróżnicowanie miernika dla warunków życia. Wydaje się to być efektem największej różnorodności zawartych w tej kategorii wskaźników wyjściowych. Ponieważ z punktu widzenia prac estymacyjnych najistotniejsze są dane dla województw z zakresu mierników opisujących rynek pracy i warunków życia oraz miernika kompleksowego, w tabelach 2, 3 i 4 prezentujemy dokładne ich wartości.

Pod względem wartości cząstkowego miernika rynku pracy dominowało województwo zachodniopomorskie (co w tym przypadku oznacza sytuację najtrudniejszą) – z wyjątkiem roku 2012, kiedy to wyprzedziło je województwo dolnośląskie). Natomiast najniższe wartości tego miernika w latach 2005–2009 zaobserwowano w województwie małopolskim. Kolejnym okazało się województwo mazowieckie.

Tabela 2. Wartości cząstkowego miernika rynku pracy w latach 2005–2012 w przekroju województw

Województwo	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Dolnośląskie	0,483	0,452	0,500	0,483	0,513	0,576	0,655	0,703
Kujawsko-Pomorskie	0,213	0,306	0,268	0,301	0,247	0,265	0,374	0,427
Lubelskie	0,150	0,217	0,167	0,181	0,185	0,280	0,284	0,295
Lubuskie	0,387	0,468	0,452	0,452	0,351	0,440	0,522	0,499
Łódzkie	0,102	0,173	0,286	0,287	0,192	0,217	0,302	0,278
Małopolskie	-0,030	0,008	0,055	0,068	0,110	0,164	0,117	0,149
Mazowieckie	0,081	0,083	0,100	0,083	0,039	0,034	0,019	0,027
Opolskie	0,249	0,374	0,315	0,282	0,363	0,426	0,439	0,467
Podkarpackie	0,110	0,206	0,209	0,227	0,233	0,225	0,249	0,284
Podlaskie	0,164	0,150	0,211	0,267	0,216	0,255	0,299	0,247
Pomorskie	0,241	0,243	0,269	0,248	0,279	0,323	0,400	0,311
Śląskie	0,109	0,164	0,234	0,235	0,229	0,326	0,409	0,476
Świętokrzyskie	0,122	0,235	0,238	0,267	0,287	0,351	0,389	0,391
Warmińsko-Mazurskie	0,542	0,543	0,512	0,568	0,360	0,415	0,560	0,658
Wielkopolskie	0,107	0,236	0,211	0,247	0,158	0,333	0,429	0,477
Zachodniopomorskie	0,544	0,564	0,616	0,601	0,545	0,603	0,647	0,627

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Tabela 3. Wartości cząstkowego miernika warunków życia w latach 2005–2012 w przekroju województw

Województwo	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Dolnośląskie	0,303	0,443	0,420	0,335	0,296	0,273	0,364	0,252
Kujawsko-Pomorskie	0,508	0,612	0,519	0,365	0,502	0,301	0,284	0,340
Lubelskie	0,258	0,021	0,394	0,328	0,346	0,323	0,316	0,175
Lubuskie	0,318	0,399	0,401	0,408	0,262	0,231	0,254	0,299
Łódzkie	-0,014	0,145	0,334	0,201	0,433	0,139	0,118	0,187
Małopolskie	-0,160	-0,057	0,159	-0,120	0,048	0,112	0,127	0,180
Mazowieckie	-0,003	0,137	0,069	0,081	0,022	-0,017	0,126	0,015
Opolskie	0,472	0,413	0,513	0,383	0,357	0,326	0,320	0,205
Podkarpackie	-0,121	0,207	0,070	0,143	0,180	0,161	0,235	0,246
Podlaskie	0,098	0,437	-0,064	0,310	0,213	0,315	0,418	0,419
Pomorskie	0,252	0,314	0,344	0,237	0,168	0,153	0,217	0,200
Śląskie	0,173	0,366	0,302	0,208	0,149	0,103	0,086	0,165
Świętokrzyskie	0,139	0,248	-0,112	0,383	0,338	0,349	0,300	0,343
Warmińsko-Mazurskie	0,482	0,557	0,495	0,350	0,324	0,311	0,298	0,379
Wielkopolskie	0,259	0,302	0,207	0,096	0,052	0,019	-0,003	0,049
Zachodniopomorskie	0,597	0,585	0,449	0,346	0,282	0,252	0,524	0,223

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

W zakresie warunków życia odpowiedni miernik cząstkowy wskazuje na kłopotliwą dominację kujawsko–pomorskiego w latach 2005–2007 i 2009. W 2008 r. najwyższą wartość rzeczzonego miernika osiągnęło lubuskie, w 2010 r. – świętokrzyskie, w 2011 r. – zachodniopomorskie, natomiast w 2012 r. – podlaskie. Różnicowana była też sytuacja najlepsza pod tym względem: w 2005, 2010 i 2012 r. obserwowano ją w mazowieckim, w 2006, 2008 i 2009 r. – w małopolskim, w 2007 r. – w świętokrzyskim oraz w 2011 r. – w wielkopolskim.

Tabela 4. Wartości miernika kompleksowego w latach 2005–2012 w przekroju województw

Województwo	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Dolnośląskie	0,538	0,538	0,509	0,414	0,378	0,374	0,499	0,426
Kujawsko-Pomorskie	0,712	0,754	0,695	0,540	0,530	0,458	0,455	0,507
Lubelskie	0,334	0,237	0,338	0,262	0,215	0,276	0,256	0,171
Lubuskie	0,513	0,598	0,578	0,545	0,368	0,446	0,474	0,478
Łódzkie	0,214	0,297	0,407	0,255	0,342	0,167	0,254	0,265
Małopolskie	-0,119	-0,070	0,070	-0,082	-0,041	0,066	0,090	0,047
Mazowieckie	-0,114	0,020	-0,030	-0,034	-0,136	-0,167	-0,044	-0,143
Opolskie	0,403	0,437	0,369	0,365	0,396	0,492	0,477	0,404
Podkarpackie	0,102	0,199	0,145	0,149	0,185	0,132	0,155	0,157
Podlaskie	0,197	0,520	0,307	0,323	0,238	0,319	0,348	0,311
Pomorskie	0,265	0,326	0,376	0,256	0,217	0,240	0,367	0,274
Śląskie	0,213	0,382	0,325	0,244	0,239	0,338	0,460	0,448
Świętokrzyskie	0,108	0,256	0,115	0,338	0,289	0,318	0,308	0,378
Warmińsko-Mazurskie	0,789	0,860	0,743	0,645	0,468	0,510	0,613	0,566
Wielkopolskie	0,279	0,324	0,208	0,246	0,181	0,327	0,378	0,374
Zachodniopomorskie	0,745	0,758	0,708	0,647	0,597	0,581	0,704	0,529

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Wartości miernika kompleksowego jako „wypadkowa” mierników cząstkowych w znacznym stopniu odzwierciedlają powyższe spostrzeżenia. Widać tutaj najtrudniejszą sytuację województwa warmińsko–mazurskiego (w latach 2005–2007 i 2012), zachodniopomorskiego (szczególnie w latach 2009 – 2011). Z kolei najlepiej wygląda to w województwie małopolskim (w latach 2005 – 2006 i 2008) oraz mazowieckim (lata: 2007 i 2009 – 2012).

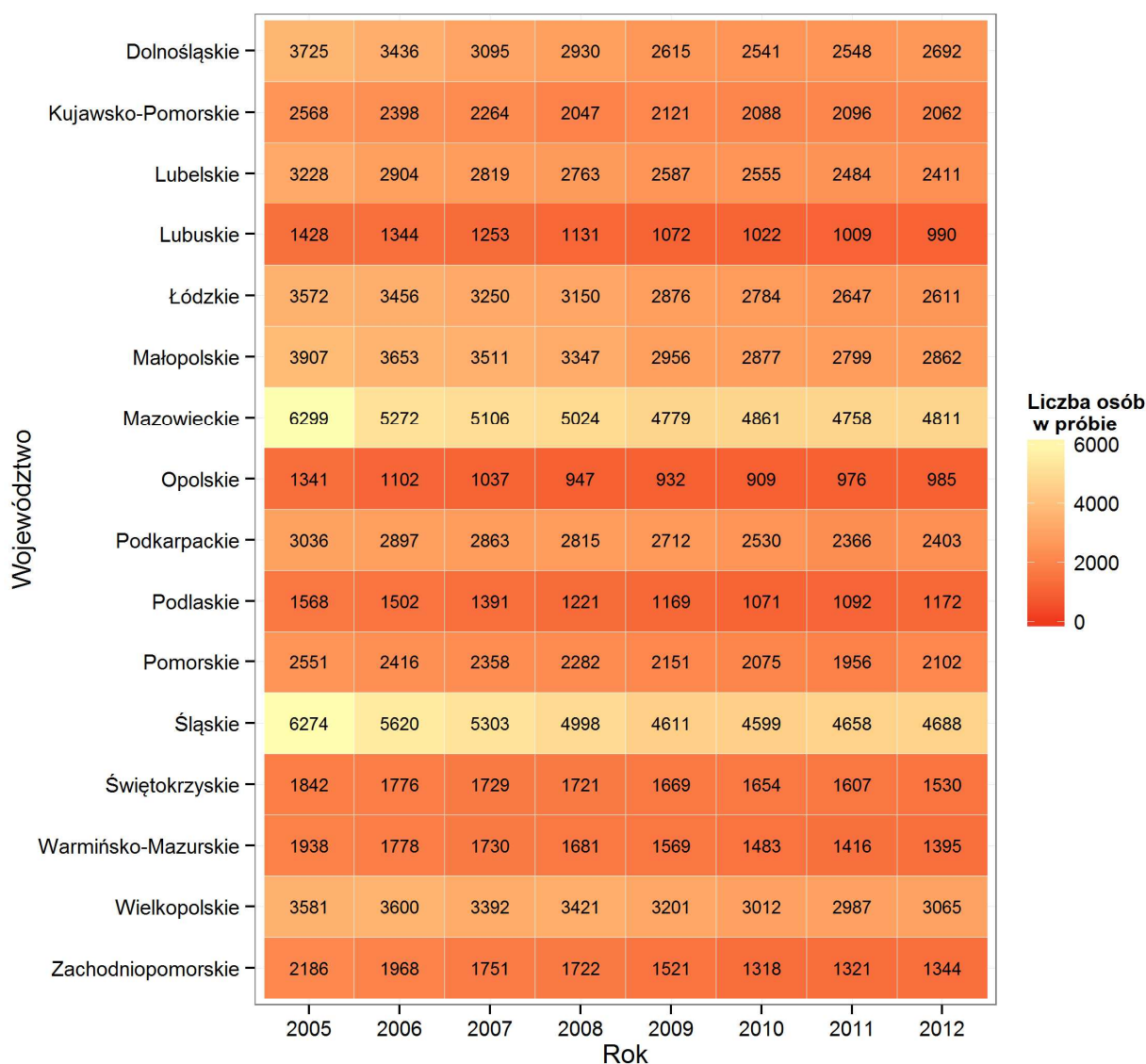
3. Wskaźnik bardzo niskiej intensywności pracy i pogłębionej deprivacji materialnej – estymacja pośrednia

Głównym celem tego punktu jest estymacja dwóch wskaźników z obszaru ubóstwa i wykluczenia społecznego, o których mowa jest w strategii Europa 2020. Przedstawione zostaną najważniejsze informacje na temat próby w badaniu EU-SILC, której rozkład w poszczególnych domenach determinuje możliwość i zasadność użycia technik estymacji pośredniej. Opisane zostały również wyniki przeprowadzonych badań analitycznych poświęconych zastosowaniu statystyki małych obszarów do oszacowania wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych i pogłębionej deprivacji materialnej. Na potrzeby estymacji i oceny precyzji szacunków omawianych wskaźników skorzystano z estymatorów klasy SMO opisanych w punkcie 1.

3.1. Liczebność próby w badaniu EU-SILC

Na wykresie (rysunek 2) przedstawiono liczebność próby w badaniu EU-SILC w przekroju województw oraz lat 2005–2012.

Rysunek 2. Liczebność próby w badaniu EU-SILC w latach 2005–2012 w przekroju województw



Źródło: opracowanie własne

Najliczniej reprezentowane w badaniu EU-SILC, w omawianym przedziale czasowym, przez gospodarstwa domowe były województwa mazowieckie oraz śląskie, natomiast najmniejszą liczebność próby odnotowano w województwach lubuskim oraz opolskim. Wyraźna jest spadkowa tendencja liczebności próby w kolejnych latach tego badania. Zmieniający się tryb życia oraz niechęć do ujawniania szczegółowych informacji na swój temat prowadzi do ciągłego zmniejszania się frakcji osób, które są skłonne do wzięcia udziału w tym bardzo ważnym badaniu reprezentacyjnym. Zmniejszająca się efektywna liczebność próby z roku na rok ma swoje daleko idące konsekwencje z punktu widzenia możliwości zastosowania statystyki małych obszarów. W niektórych szczegółowo zdefiniowanych domenach (na przykład województwo z uwzględnieniem grup wieku) może nie być możliwości dokonania odpowiednich szacunków ze względu na ich niską precyzję.

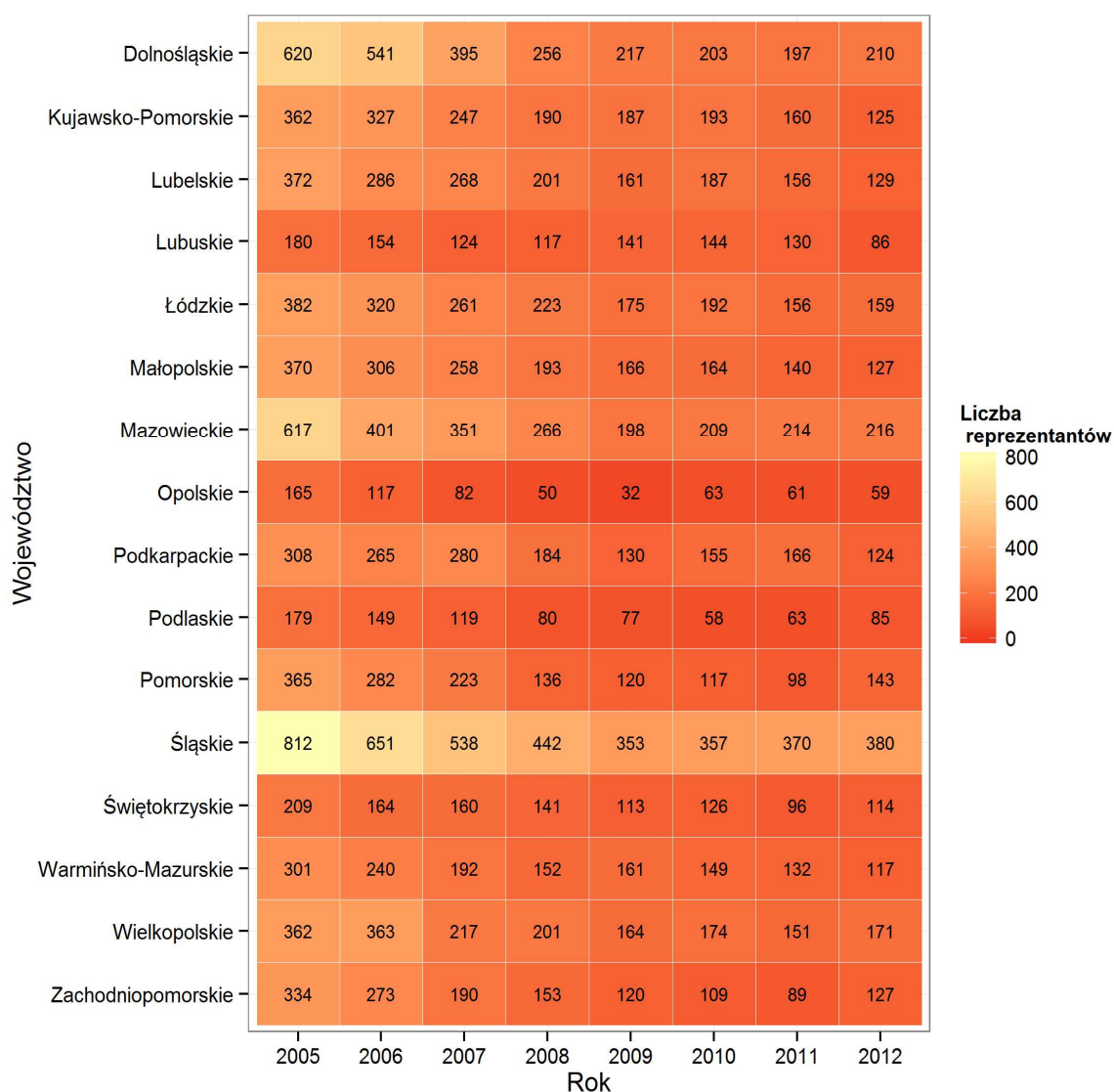
3.2. Liczba reprezentantów

Bardzo istotną kwestią w estymacji bezpośredniej jest odpowiednia liczebność próby w badaniu reprezentacyjnym. Zazwyczaj na poziomie całego kraju, ze względu na dużą liczebność próby, istnieje możliwość zastosowania estymacji bezpośredniej, która charakteryzuje się w takich przypadkach na ogół akceptowalną precyzją. W szczegółowo zdefiniowanych przekrojach jej zastosowanie nie zawsze jest jednak możliwe ze względu na brak reprezentantów. Aby estymacja bezpośrednia była możliwa do zastosowania konieczna jest bowiem obecność co najmniej jednego reprezentanta w analizowanym przekroju. Wynika to wprost z postaci estymatora Horvitz-Thompsona. Równie ważnym zagadnieniem jest odpowiednia liczebność próby w przekrojach z niezerową reprezentacją, ponieważ estymacja bezpośrednia na podstawie małej liczby reprezentantów prowadzi do dużych błędów takich oszacowań, a w konsekwencji do niskiej precyzji. Dotyczy to również efektywności zastosowania estymatorów klasy SMO, które można wykorzystać w sytuacjach gdy w danym przekroju nie mamy żadnego reprezentanta lub jest ich niewielu. W takich sytuacjach estymacja pośrednia jest na ogół efektywniejsza w porównaniu z estymacją bezpośrednią, niemniej jednak należy w interpretacji wyników zachować ostrożność. W dalszej części opracowania, w związku z powyższą uwagą, dokonano przedstawienia w przekroju województw i analizowanych lat rozkładu liczby reprezentantów spełniających definicję wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy i pogłębionej deprivacji materialnej.

3.2.1. Wskaźnik bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych – liczba reprezentantów

Na rysunku 3 przedstawiono liczbę osób reprezentujących gospodarstwa domowe o bardzo niskiej intensywności pracy.

Rysunek 3. Liczba reprezentantów spełniających definicję wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych w badaniu EU-SILC w latach 2005–2012 w przekroju województw



Źródło: opracowanie własne

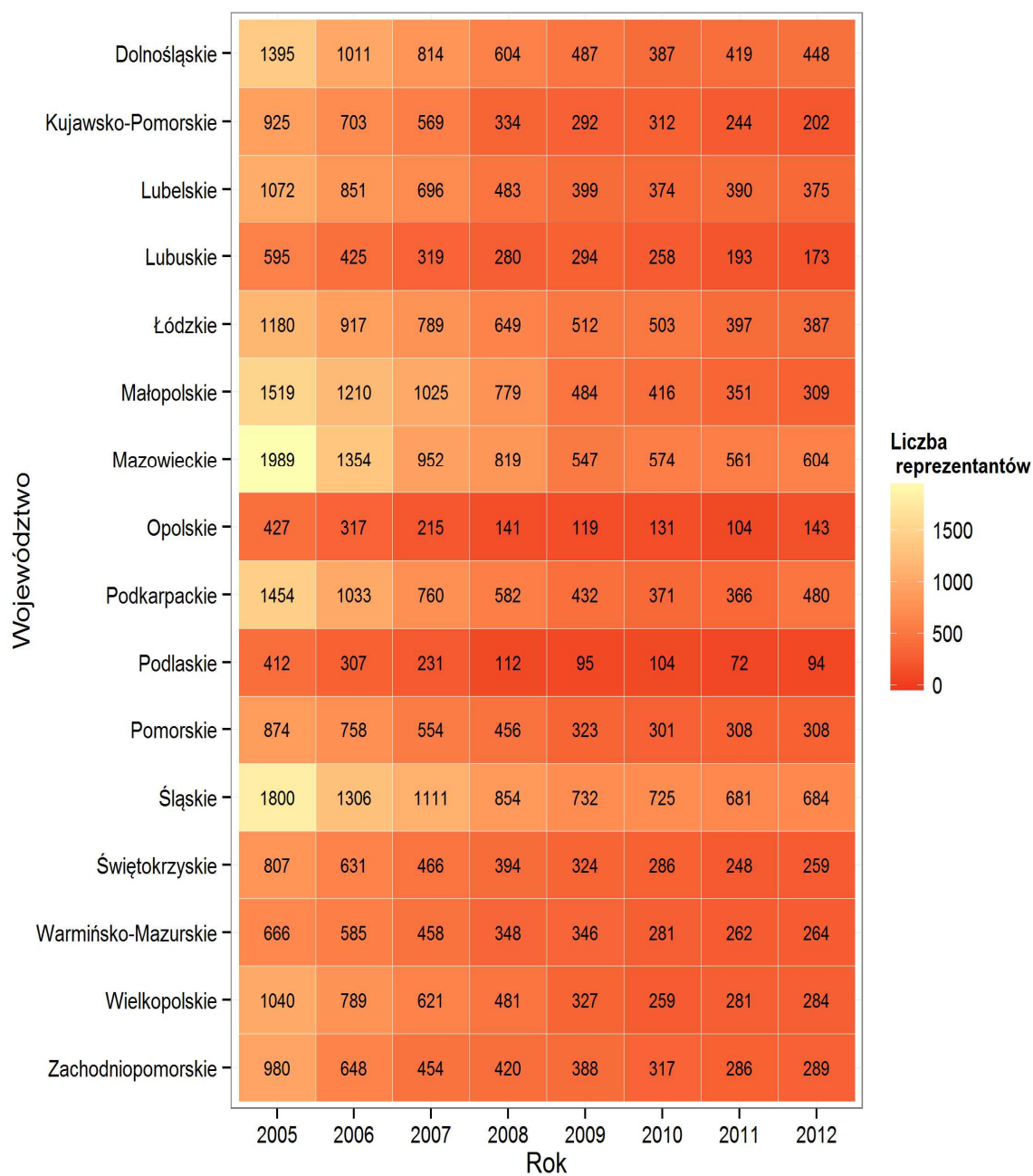
W każdym z rozpatrywanych województw w latach 2005–2012 znaleźli się reprezentanci gospodarstw o bardzo niskiej intensywności pracy, co pozwoliło na uzyskanie oszacowań z wykorzystaniem estymacji bezpośredniej (niezerowa liczebność próby w domenie). Także w przypadku reprezentacji w próbie gospodarstw wpisujących się w definicję bardzo niskiej intensywności pracy obserwuje się tendencję spadkową, co ma swoje daleko idące konsekwencje. Zmniejszenie się liczby osób w gospodarstwach o bardzo niskiej intensywności pracy bez zmiany liczby osób w populacji odniesienia skutkuje spadkiem wartości estymowanego wskaźnika z roku na rok. Jednakże prowadzi to tym samym do wzrostu błędu oszacowania tego parametru. Ponadto analiza tego zjawiska w bardziej szczegółowych przekrojach (na przykład województwo z uwzględnieniem grupy wieku) prowadzi do istotnego zmniejszania się liczby reprezentantów w odpowiednich domenach i uzyskiwania oszacowań charakteryzujących się bardzo dużymi błędami.

3.2.2. Wskaźnik pogłębionej deprivacji materialnej – liczba reprezentantów

Rysunek 4 prezentuje liczbę reprezentantów (osób w gospodarstwach domowych) dla wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej.

Zależności wynikające z rysunku 4 są takie same jak w przypadku liczby reprezentantów dla wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych. W przekroju wszystkich województw obserwuje się tendencję malejącą z roku na rok w odniesieniu do liczby gospodarstw domowych wpisujących się w definicję pogłębionej deprivacji materialnej. Oznacza to, że wartość tego wskaźnika systematycznie w województwach będzie malała, ale związane to będzie z większymi błędami szacunków. Również i w tym przypadku, dla bardziej szczegółowo zdefiniowanych domen, estymacja wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej może być obciążona dużymi błędami szacunków.

Rysunek 4. Liczba reprezentantów wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej w badaniu EU-SILC w latach 2005–2012 w przekroju województw



Źródło: opracowanie własne

3.3. Estymacja wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych

W tej części opracowania przedstawiono wyniki estymacji wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych na poziomie województw w latach 2005–2012. Dyskusji poddana zostanie również precyzja uzyskanych szacunków. Na potrzeby oszacowania tego wskaźnika, w pierwszej kolejności wykorzystano estymator bezpośredni złożony oraz bazujący na klasycznym modelu Faya-Herriota. Ze względu na uzyskanie niezbyt zadowalających wyników, w dalszej części opracowania podjęto próbę zastosowania dynamicznych modeli klasy SMO wykorzystujących dane panelowe w estymacji wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy. Wszystkie rozważane estymatory zostały opisane od strony teoretycznej w punkcie 1 niniejszej pracy badawczej.

3.3.1. Estymacja bezpośrednia wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy

Pierwszym etapem przeprowadzonych prac było uzyskanie ocen wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy z wykorzystaniem estymatora bezpośredniego. Z racji mnogości analizowanych domen w raporcie opisane zostały jedynie wyniki dla wartości wskaźnika ogółem dla wszystkich województw w latach 2005–2012. Na rysunku 5 przedstawiono oszacowania wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych wraz z 95% przedziałem ufności w przekroju województw dla lat 2005–2012.

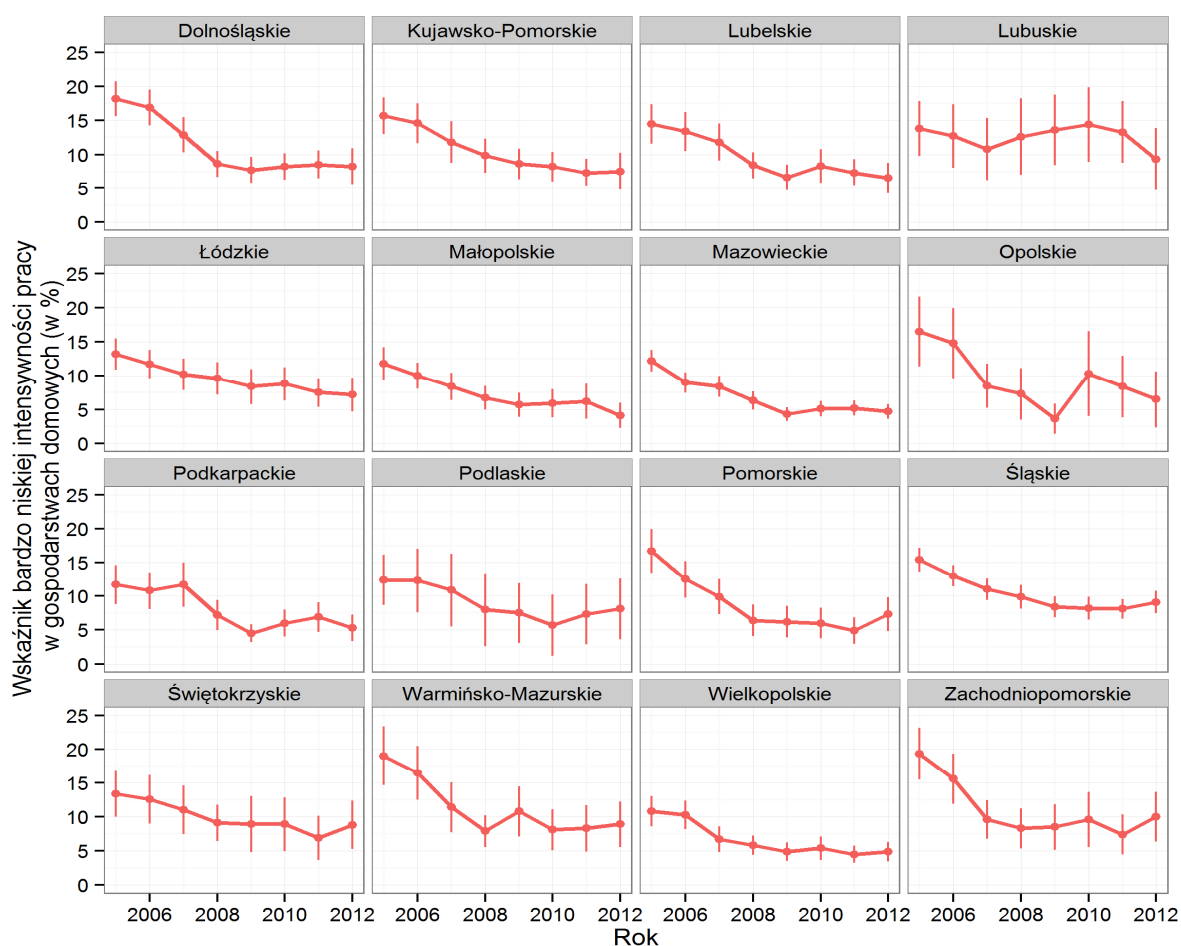
Jak pokazują zaprezentowane na tych wykresach wyniki we wszystkich województwach wartość wskaźnika w 2012 roku charakteryzowała się niższym poziomem aniżeli w roku 2005. Ponadto można zauważyć, że w województwach charakteryzujących się dużą liczebnością próby (na przykład mazowieckie czy śląskie), błędy standardowe oszacowań są znacznie mniejsze. Z kolei w takich województwach, jak lubuskie czy opolskie, przedział ufności jest bardzo duży. W tabeli 5 przedstawiono statystyki opisowe względnych błędów szacunku dla poszczególnych lat wyznaczone dla wszystkich województw.

Tabela 5. Statystyki opisowe względnych błędów oszacowań wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych

Rok	Minimum	Kwartyl 1	Mediana	Średnia	Kwartyl 3	Maksimum
2005	5,75	8,84	10,27	10,72	12,65	15,83
2006	6,17	9,73	11,01	12,02	13,35	19,55
2007	7,28	11,72	13,81	14,53	16,40	25,23
2008	9,03	12,25	14,16	16,28	18,18	34,23
2009	9,50	13,92	15,90	17,74	19,59	31,54
2010	10,37	14,11	17,48	18,83	19,96	40,22
2011	9,06	14,12	16,89	17,98	21,01	31,03
2012	9,29	17,31	18,55	19,37	21,17	32,45

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Rysunek 5. Oszacowania bezpośrednie wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych w latach 2005–2012 w przekroju województw



Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

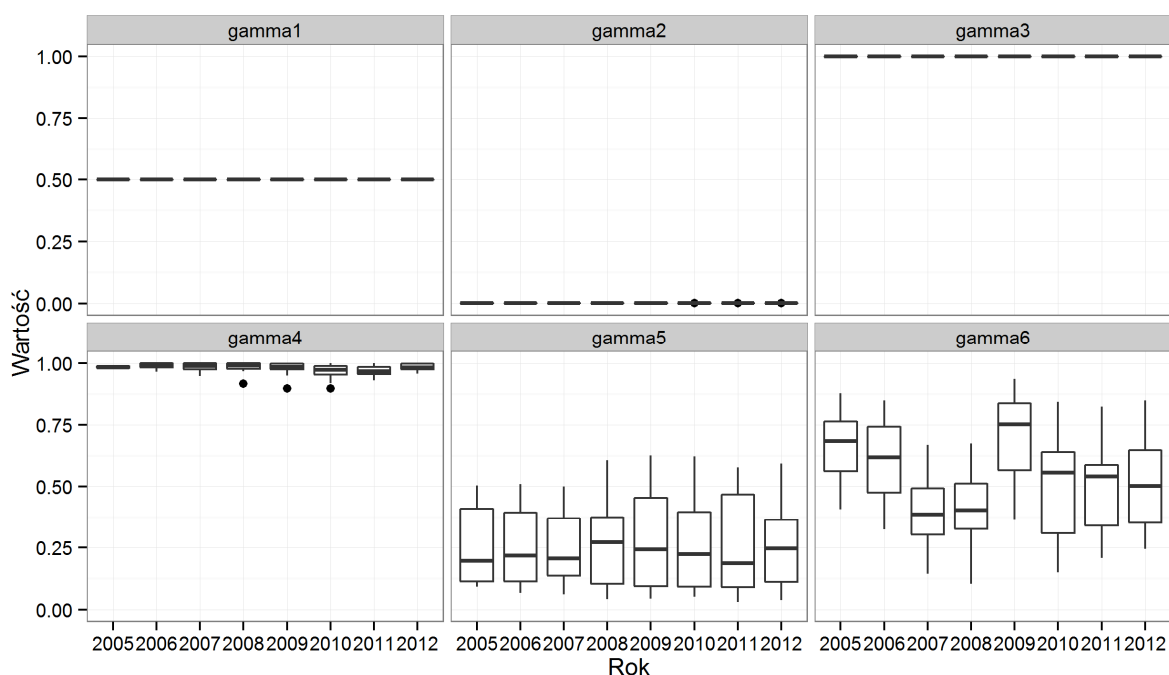
Wyraźna jest tendencja zwiększania się błędów standardowych oszacowań w kolejnych latach przeprowadzanego badania. W roku 2005 maksymalny względny błąd szacunku wynosił niecałe 16%, podczas gdy w roku 2012 już ponad 32%. Według Głównego Urzędu Statystycznego (por. [4]) oszacowania, dla których wskaźnik precyzji przekracza 10% powinny być interpretowane ostrożnie, natomiast powyżej 20% upowszechniane jedynie w postaci agregatu. W analizowanym przypadku można zauważyć, że dla wszystkich lat mediana przekracza 10% co oznacza, że co najmniej 8 z 16 województw charakteryzuje się oszacowaniami, których błąd przekracza bezpieczny poziom 10%. Niekorzystną tendencję związaną ze wzrostem błędów szacunków w estymacji bezpośredniej wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy można zaobserwować również analizując wartości średnie wyznaczonych błędów. Z roku na rok w latach 2005–2012 średni poziom względnych błędów szacunków wzrastał od 10,72% w 2005 roku do 19,37% w 2012 roku. Ze względu na wytyczne sformułowane przez Główny Urząd Statystyczny związane z progiem akceptowalności szacunków, nie można uznać uzyskanych rezultatów estymacji bezpośredniej wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy za zadowalające. Z tego punktu widzenia należy zatem skorzystać z metod jakie oferuje statystyka małych obszarów. Jej zastosowanie na ogół prowadzi do poprawy efektywności uzyskanych szacunków poprzez redukcję względnych błędów szacunków. W pierwszej kolejności zdecydowano się skorzystać z estymatora złożonego i bazującego na klasycznym modelu Faya-Herriota. Opis uzyskanych wyników przedstawiony został w kolejnym punkcie niniejszego opracowania.

3.3.2. Estymacja pośrednia wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy

W celu redukcji błędu oszacowania wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy do akceptowalnego poziomu wykorzystano metody statystyki małych obszarów, w szczególności, estymację złożoną oraz model Faya-Herriota wraz z różnymi rozszerzeniami.

Dla wszystkich lat oraz województw oszacowano wartości wskaźnika, w pierwszej kolejności, wykorzystując estymator syntetyczny. Do rozszacowania liczby osób w gospodarstwach o bardzo niskiej intensywności pracy wykorzystano liczbę osób niepełnozatrudnionych. Następnie zastosowano estymator złożony, który jest średnią ważoną oszacowania bezpośredniego oraz syntetycznego. W części 1 raportu dokładnie przedstawiono i opisano sposób doboru wagi w tym estymatorze. Na rysunku 6 przedstawione są rozkłady wartości γ dla wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych.

Rysunek 6. Wartości wagi γ w estymacji złożonej

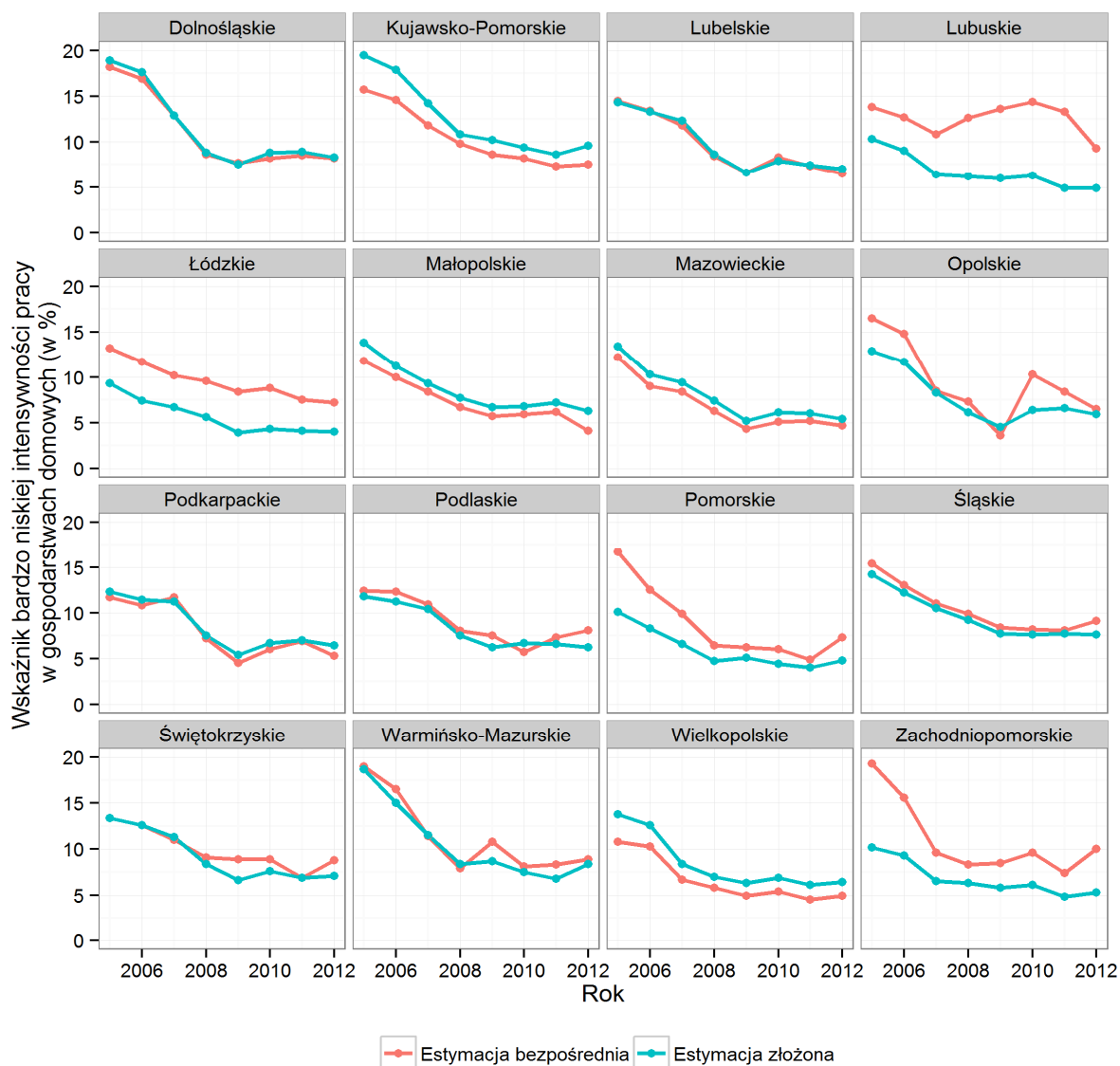


Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Na podstawie rysunku 6 można stwierdzić, że $\gamma_1 - \gamma_4$ charakteryzują się bardzo małą zmiennością. Jako γ_1 arbitralnie przyjęto wartość 0,5, co sprowadza estymator złożony do prostej średniej arytmetycznej estymatora bezpośredniego i syntetycznego. Parametr γ_2 przyjmuje wartości bardzo bliskie zeru faworyzując w ten sposób estymację syntetyczną. Z kolei wagi γ_3 i γ_4 są równe niemal wartości 1, co powoduje przypisanie prawie całego końcowego szacunku do estymatora bezpośredniego. Dwie ostatnie propozycje wag cechują się już dużo większym zróżnicowaniem. Parametr γ_5 przyjmuje wartości zwykle mniejsze od 0,5, w zależności od wielkości wariancji oszacowań syntetycznych. Natomiast waga γ_6 zależy od wariancji międzyobszarowej w modelu Faya-Herriota przez co jest niestabilna w czasie.

Kluczową kwestią w estymacji pośredniej jest wykorzystanie cech społeczno-ekonomicznych pochodzących z innych, aniżeli badania reprezentacyjne, źródeł takich jak na przykład spisy powszechne, rejestry administracyjne czy sprawozdawczość statystyczna. Zmienne tego typu nie powinny być obciążone występowaniem błędu losowego, co umożliwia wykorzystanie ich w charakterze cech pomocniczych w estymacji pośredniej. W przypadku wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych za zmienną pomocniczą w estymatorze syntetycznym posłużyła liczba osób niepełnozatrudnionych. Z kolei w estymacji złożonej, z racji dobrych właściwości empirycznych, zastosowano ostatecznie wagę γ_5 . Jest to w zasadzie potwierdzeniem rekomendacji jakie można znaleźć w literaturze przedmiotu, aby uzależniać dobór wagi γ od relacji błędów średniokwadratowych estymatora bezpośredniego i syntetycznego (por. [14]). Na rysunku 7 przedstawiono porównanie oszacowań uzyskanych z wykorzystaniem estymatora bezpośredniego oraz złożonego.

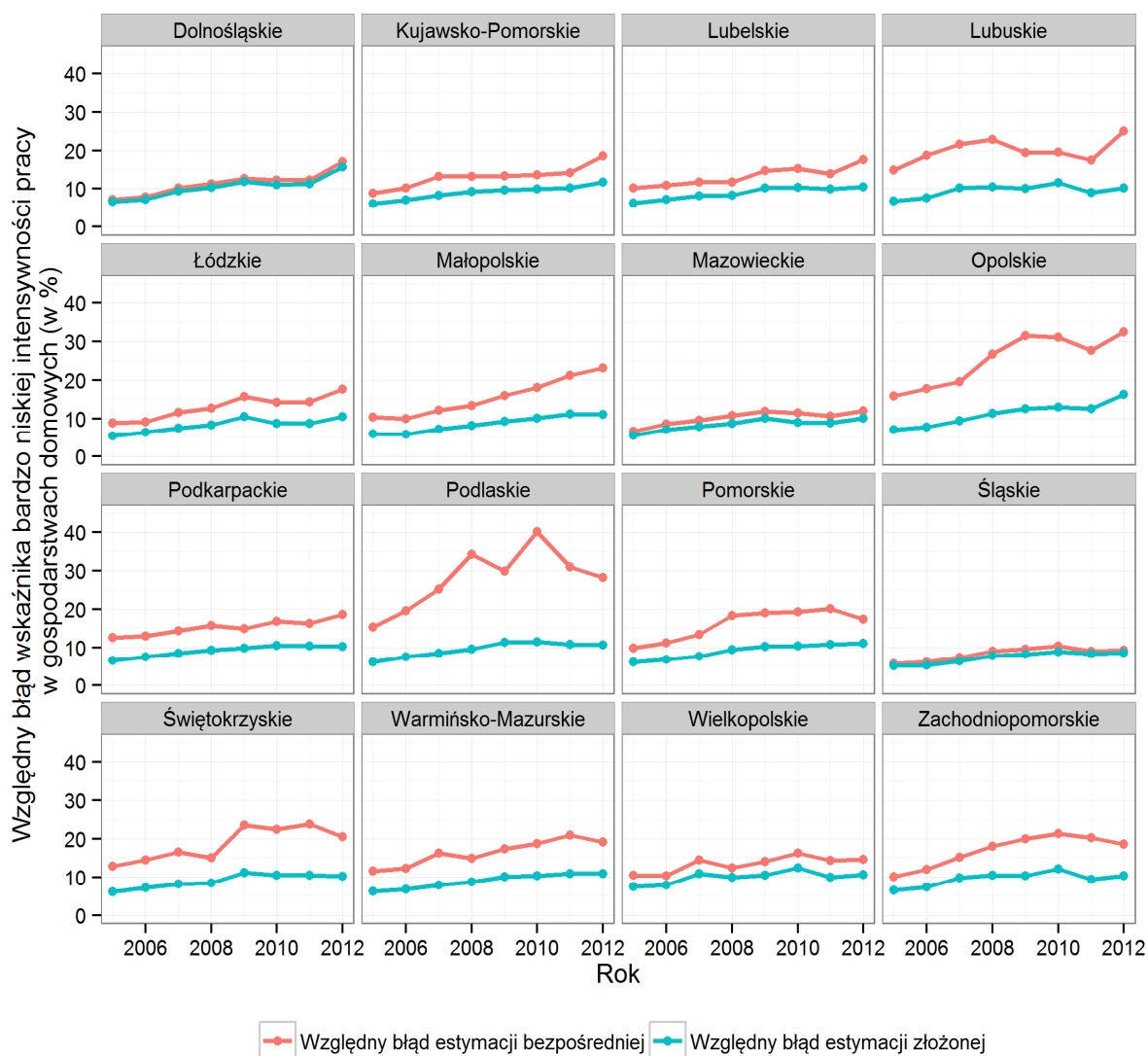
Rysunek 7. Oszacowania bezpośrednie i złożone (γ_5) wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych w latach 2005–2012 w przekroju województw



Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

W większości rozpatrywanych województw różnice pomiędzy ocenami bezpośrednimi, a złożonymi są niewielkie. Należy zwrócić uwagę na wygładzenie trendu poprzez zastosowanie estymacji złożonej w województwie lubuskim, opolskim, pomorskim, warmińsko-mazurskim oraz zachodniopomorskim. Oszacowania złożone charakteryzują się mniejszą zmiennością, a także został wyeliminowany wpływ wahań przypadkowych wynikający z doboru próby.

Rysunek 8. Względne błędy oszacowań bezpośrednich i złożonych (γ_5) wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych w latach 2005–2012 w przekroju województw



Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

We wszystkich województwach oszacowania złożone cechują się mniejszym względnym błędem szacunku. Najmniejsze różnice można zaobserwować w województwach dolnośląskim, mazowieckim oraz śląskim. Wynika to z faktu dużej próby w tych domenach i dostatecznej precyzji estymacji bezpośredniej. Największy zysk na precyzji odnotowano w słabo reprezentowanych województwach: lubuskim, opolskim oraz podlaskim. Względny błąd oszacowania estymacji złożonej nie przekracza 20% w żadnym analizowanym przypadku. Zastosowanie estymacji złożonej, w której wzięto pod uwagę optymalną wagę, wyznaczoną jako iloraz błędu średniokwadratowego estymatora syntetycznego do sumy błędów średniokwadratowych estymatora bezpośredniego i syntetycznego – γ_5 pozwoliło na redukcję względnych błędów szacunków wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w latach 2005–2012 w przekroju województw. Przyczynił się w znacznej mierze do tego dobór odpowiedniej zmiennej pomocniczej w estymatorze syntetycznym w postaci liczby osób niepełnozatrudnionych oraz odpowiedni (optymalny) dobór wagi γ .

3.4. Estymacja wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy – model Faya-Herriota

Zastosowanie estymacji złożonej wpłynęło zarówno na poprawę oszacowań — większa stabilność w czasie, jak i na zmniejszenie błędu standardowego ocen wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych. Zaproponowane podejście nie jest jednak wolne od wad, bowiem przedstawiony sposób estymacji umożliwia uwzględnienie wyłącznie jednej zmiennej pomocniczej. Analiza wskaźnika, który jest ściśle powiązany z rynkiem pracy, który z kolei jest zjawiskiem wielowymiarowym, wymaga zazwyczaj uwzględnienia większej liczby cech aniżeli tylko jednej. W tym celu zastosowano model Faya-Herriota uwzględniając jako zmienną objaśniającą miernik cząstkowy dla rynku pracy oraz miernik kompleksowy, które są szerzej opisane w punkcie 2. W tabeli 6 przedstawiono parametry modelu Faya-Herriota dla lat 2005–2012, w którym jako zmienną objaśniającą wykorzystano cząstkowy miernik dla rynku pracy.

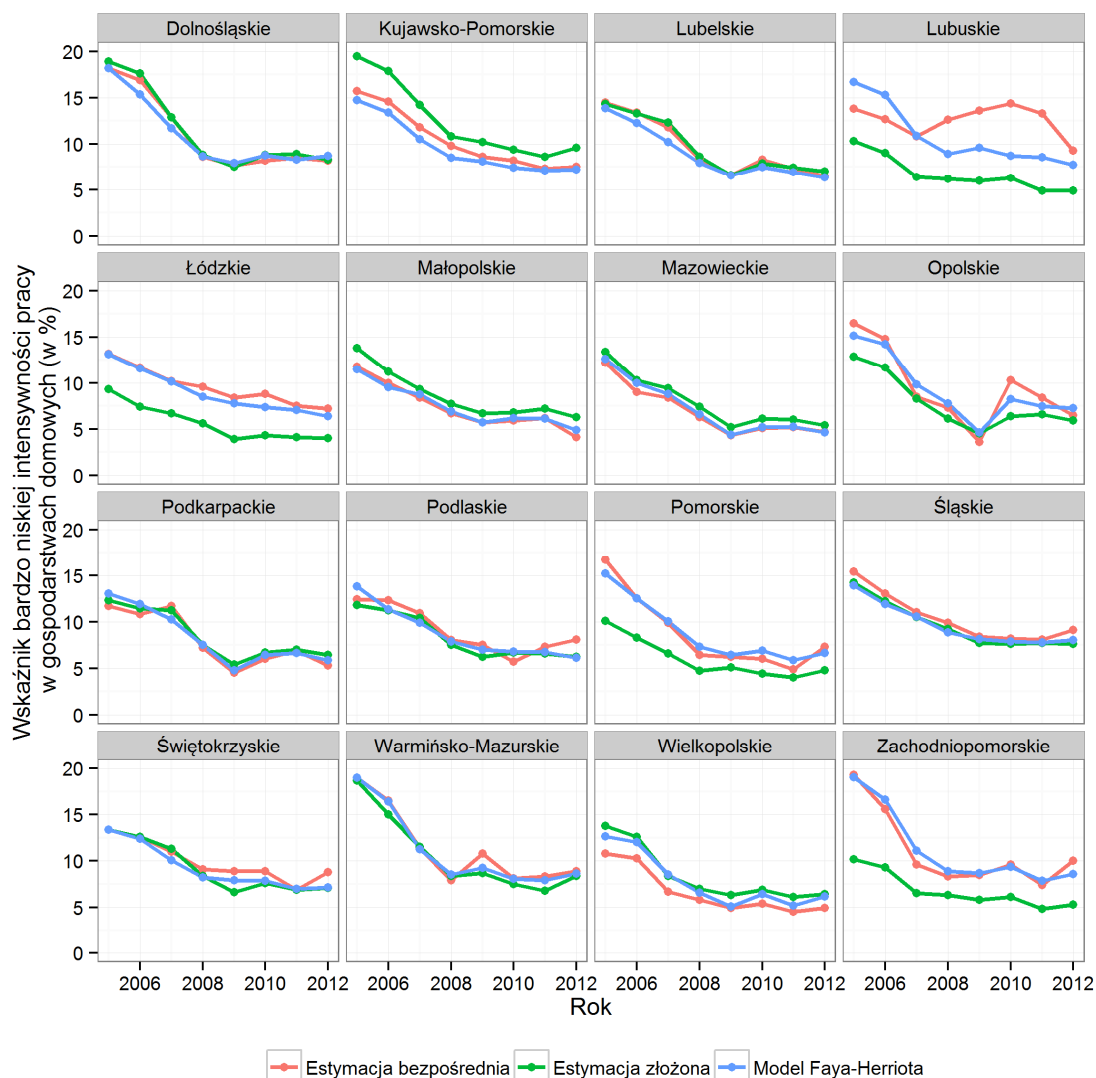
Tabela 6. Parametry modelu Faya-Herriota (zmienna objaśniająca – cząstkowy miernik dla rynku pracy)

Wyszczególnienie	Wsp. β	Błąd std.	Stat. t	Wartość p
Rok 2005	$\phi^2=21,48\%$			
Wyraz wolny	0,12	0,01	20,73	0,00
Mier_rynp	0,13	0,02	5,28	0,00
Rok 2006	$\phi^2=26,02\%$			
Wyraz wolny	0,09	0,01	14,53	0,00
Mier_rynp	0,13	0,02	5,21	0,00
Rok 2007	$\phi^2=44,36\%$			
Wyraz wolny	0,09	0,01	10,56	0,00
Mier_rynp	0,05	0,03	1,72	0,09
Rok 2008	$\phi^2=44,36\%$			
Wyraz wolny	0,07	0,01	10,56	0,00
Mier_rynp	0,04	0,02	1,57	0,12
Rok 2009	$\phi^2=21,81\%$			
Wyraz wolny	0,05	0,01	4,27	0,00
Mier_rynp	0,07	0,04	1,69	0,09
Rok 2010	$\phi^2=53,74\%$			
Wyraz wolny	0,05	0,01	6,28	0,00
Mier_rynp	0,07	0,02	2,70	0,01
Rok 2011	$\phi^2=43,91\%$			
Wyraz wolny	0,05	0,01	5,69	0,00
Mier_rynp	0,04	0,02	1,84	0,07
Rok 2012	$\phi^2=34,57\%$			
Wyraz wolny	0,04	0,01	6,20	0,00
Mier_rynp	0,06	0,02	3,57	0,00

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Oszacowane modele dla lat 2005–2012 cechowały się różnym stopniem dopasowania do danych empirycznych w kolejnych latach. W roku 2005 niewyjaśniona przez model wariancja stanowiła 21,48% całkowitej zmienności wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych. Niestety w kolejnych latach wartości współczynnika ϕ^2 rosły. Najmniejszym stopniem dopasowania cechował się model dla roku 2010 — niewyjaśniona przez model wariancja była równa 53,74%. Dobrą własnością modelu jest jednakowy znak przy zmiennej objaśniającej we wszystkich analizowanych latach. Ponadto współczynniki β są istotne przynajmniej na poziomie 0,1 – wyjątek stanowi tu rok 2008, w którym wartość p wynosi 0,12 przekraczając nieznacznie przyjęty próg istotności. Uzyskane z modeli oszacowania zestawiono na rysunku 9.

Rysunek 9. Oszacowania bezpośrednie, złożone (γ_5) i z modelu Faya-Herriota wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych w latach 2005–2012 w przekroju województw



Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Oszacowania uzyskane z wykorzystaniem modelu Faya-Herriota są zwykle bliższe wartościom oszacowanym estymatorem bezpośrednim. Rysunek 10 przedstawia względne błędy oszacowań otrzymanych szacunków.

Rysunek 10. Względne błędy oszacowań bezpośrednich, złożonych (γ_5) i z modelu Faya-Herriota wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych w latach 2005–2012 w przekroju województw



Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Pomimo faktu, że otrzymane oszacowania z wykorzystaniem estymatora złożonego i bazującego na modelu Faya-Herriota były zbliżone z ocenami estymatora bezpośredniego, cechują się one znacznie mniejszym błędem. W latach 2005–2006 w 11 spośród 16 województw błędy oszacowań modelu Faya-Herriota były nawet mniejsze niż w przypadku estymacji złożonej. W kolejnych latach z racji gorzej dopasowanego modelu błędy standardowe były większe. Ciekawą sytuację można zaobserwować w województwie dolnośląskim. Tam w roku 2012 błędy oszacowań uzyskane

z wykorzystaniem estymacji bezpośredniej oraz złożonej były prawie identyczne, natomiast model Faya-Herriota wskazał mniejszą wartość szacunku analizowanego wskaźnika od dwóch pozostałych. W zastosowanym podejściu można także zauważyć, że wartości błędu ulegają wahaniom w czasie.

W kolejnym kroku przeanalizowano model, który jako zmienną objaśniającą przyjął wartość syntetycznego miernika kompleksowego. W tabeli 7 przedstawiono parametry tego modelu wraz ze współczynnikiem ϕ^2 określającym stopień niedopasowania wyników z modelu do danych empirycznych.

Tabela 7. Parametry modelu Faya-Herriota (zmienna objaśniająca – kompleksowy miernik syntetyczny)

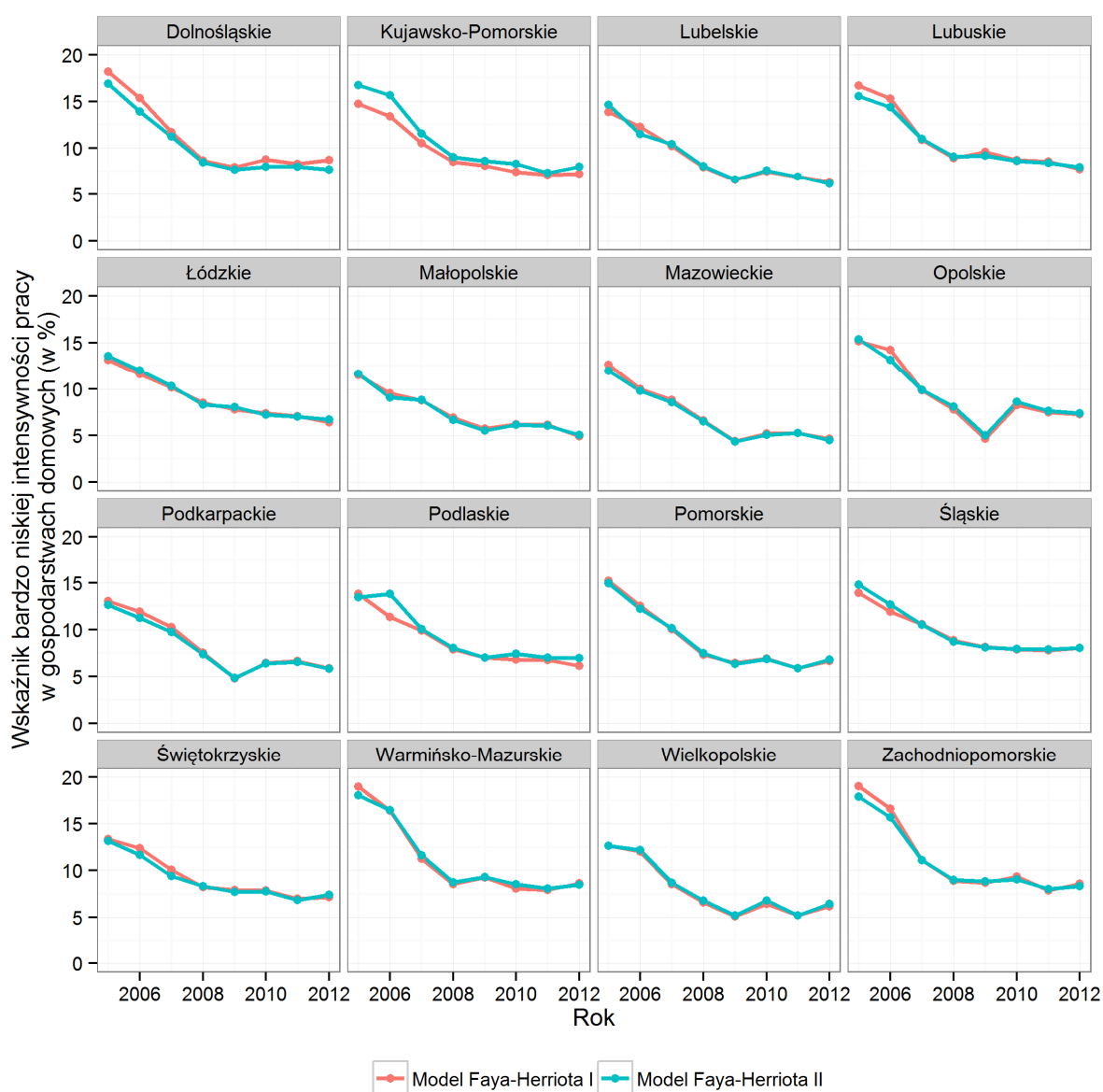
Wyszczególnienie	Wsp. β	Błąd std.	Stat. t	Wartość p
Rok 2005	$\phi^2=17,34\%$			
Wyraz wolny	0,12	0,01	19,93	0,00
Miernik	0,07	0,02	4,18	0,00
Rok 2006	$\phi^2=34,87\%$			
Wyraz wolny	0,10	0,00	18,84	0,00
Miernik	0,08	0,01	5,94	0,00
Rok 2007	$\phi^2=51,84\%$			
Wyraz wolny	0,09	0,01	13,22	0,00
Miernik	0,04	0,02	2,32	0,02
Rok 2008	$\phi^2=46,53\%$			
Wyraz wolny	0,07	0,00	12,59	0,00
Miernik	0,04	0,02	2,17	0,03
Rok 2009	$\phi^2=25,63\%$			
Wyraz wolny	0,05	0,01	6,38	0,00
Miernik	0,07	0,03	2,56	0,01
Rok 2010	$\phi^2=57,16\%$			
Wyraz wolny	0,06	0,00	11,28	0,00
Miernik	0,05	0,02	3,25	0,00
Rok 2011	$\phi^2=45,97\%$			
Wyraz wolny	0,06	0,01	7,06	0,00
Miernik	0,04	0,02	1,90	0,06
Rok 2012	$\phi^2=29,90\%$			
Wyraz wolny	0,05	0,00	10,94	0,00
Miernik	0,06	0,01	4,26	0,00

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Analiza współczynników ϕ^2 wskazuje, że model przyjmujący za zmienną objaśniającą miernik kompleksowy jest pod tym względem nieco gorszy od modelu z cząstkowym miernikiem odnoszącym się do rynku pracy. Co prawda w pierwszym i ostatnim roku wartość współczynnika jest niższa, ale w pozostałych latach ta tendencja nie jest już zachowana. W celu zachowania przejrzystości wykresów na kolejnym rysunku 11 przedstawiono porównanie wyłącznie dla analizowanych modeli.

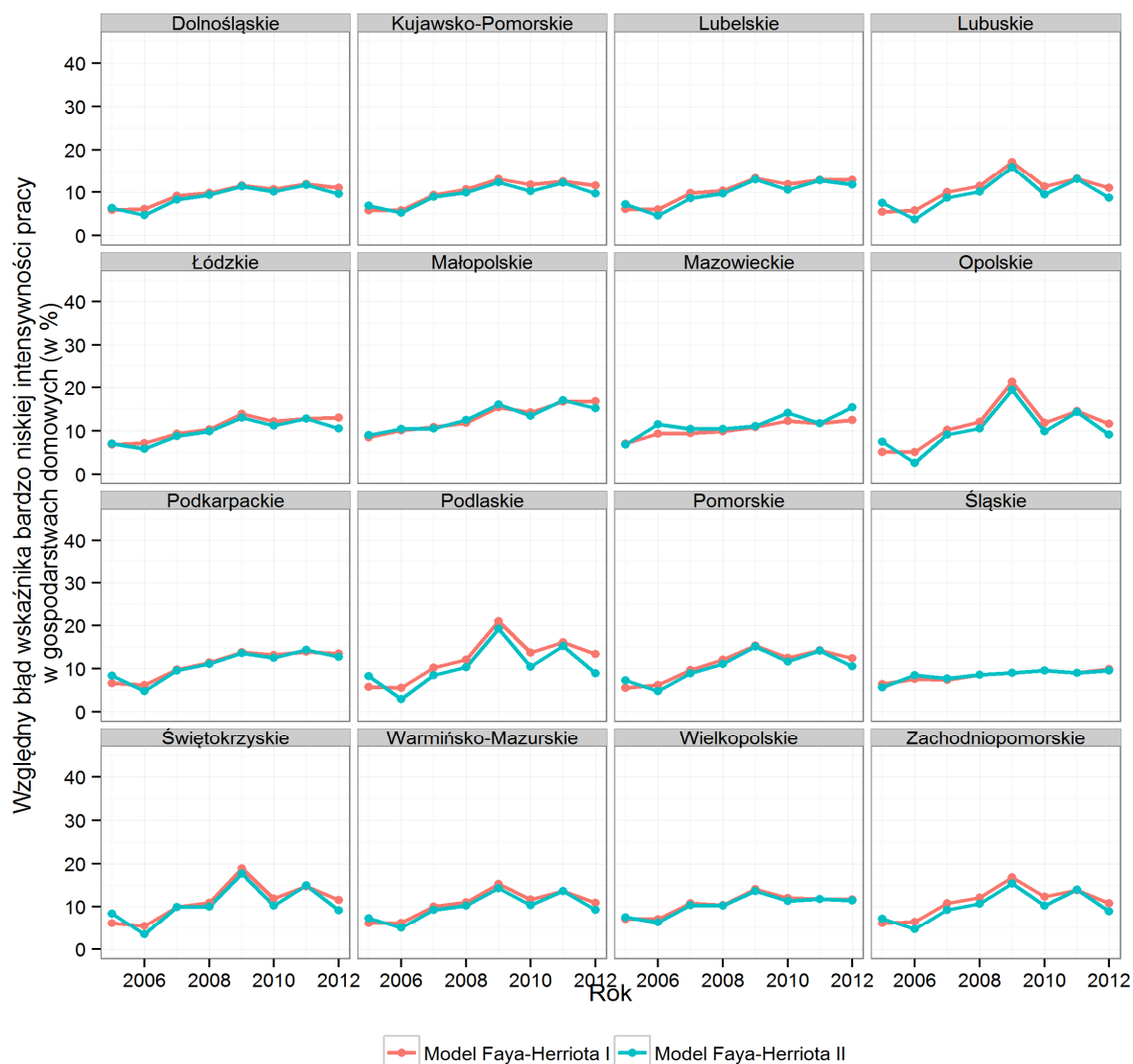
Na rysunku 11 widać, że oszacowania uzyskane z modelu, w którym zmienną objaśniającą był cząstkowy miernik rynku pracy (Model Faya-Herriota I) są bardzo zbliżone do szacunków otrzymanych na podstawie modelu z miernikiem kompleksowym (Model Faya-Herriota II). Na kolejnym rysunku (12) zaprezentowano względne błędy oszacowań.

Rysunek 11. Oszacowania na podstawie dwóch wariantów modelu Faya-Herriota wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych w latach 2005-2012 w przekroju województw



Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Rysunek 12. Względne błędy oszacowań na podstawie dwóch wariantów modelu Faya-Herriota wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych w latach 2005–2012 w przekroju województw



Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Względne błędy oszacowań dla obu modeli są do siebie bardzo zbliżone. W niektórych województwach, takich jak lubuskie, opolskie, podlaskie czy zachodniopomorskie widać wyraźnie nieznaczną przewagę lepiej dopasowanego modelu z miernikiem rynku pracy jako zmienną objaśniającą (Model Faya-Herriota I) w porównaniu z modelem gdzie rolę zmiennej objaśniającej pełnił miernik kompleksowy (Model Faya-Herriota II).

3.5. Estymacja wskaźnika pogłębionej deprywacji materialnej

W tej części opracowania przedstawione zostały wyniki estymacji wskaźnika pogłębionej deprywacji materialnej na poziomie województw w latach 2005–2012. Dyskusji poddana zostanie również precyzja uzyskanych szacunków. Na potrzeby oszacowania tego wskaźnika, w pierwszej kolejności wykorzystano estymator bezpośredni oraz bazujący na klasycznym modelu Faya-Herriota. Zrezygnowano w procesie estymacji wskaźnika pogłębionej deprywacji z estymatorów złożonych. Było to konsekwencją braku odpowiedniej zmiennej, która mogłaby zostać wykorzystana jako zmienna objaśniająca w estymatorze syntetycznym, który jest jednym z elementów składowych estymatora złożonego. Trudność ta wynikała w znacznej mierze ze złożoności wskaźnika pogłębionej deprywacji, którego konstrukcja jest uzależniona od wartości dziewięciu cech mających deklaratywny charakter.

Ze względu na uzyskanie niezbyt zadowalających wyników, w dalszej części opracowania podjęto próbę zastosowania dynamicznych modeli klasy SMO wykorzystujących dane panelowe w estymacji wskaźnika pogłębionej deprywacji. Wszystkie rozważane estymatory zostały opisane od strony teoretycznej w punkcie 1 niniejszej pracy badawczej.

3.5.1. Estymacja bezpośrednia wskaźnika pogłębionej deprywacji materialnej

Pierwszym etapem przeprowadzonych prac było uzyskanie ocen wskaźnika pogłębionej deprywacji materialnej z wykorzystaniem estymatora bezpośredniego. Z racji mnogości analizowanych domen w raporcie opisane zostały jedynie wyniki dla wartości wskaźnika ogółem dla wszystkich województw w latach 2005–2012.

Na rysunku 13 przedstawiono oszacowania wskaźnika pogłębionej deprywacji materialnej wraz z 95% przedziałem ufności w przekroju województw dla lat 2005–2012.

Jak pokazują zaprezentowane na tym wykresie wyniki, we wszystkich województwach wartość wskaźnika pogłębionej deprywacji materialnej w 2012 roku charakteryzowała się niższym poziomem aniżeli w roku 2005. Ponadto można zauważyć, że w województwach charakteryzujących się dużą liczebnością próby (na przykład mazowieckie czy śląskie), błędy standardowe oszacowań są znacznie mniejsze. Z kolei w takich województwach, jak przykładowo lubuskie czy opolskie, przedział ufności jest stosunkowo duży. Uzyskane wnioski i konkluzje są zatem w dużej mierze zbieżne z tymi dla oszacowań bezpośrednich wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych. W tabeli 8 przedstawiono statystyki opisowe względnych błędów szacunku dla poszczególnych lat wyznaczone dla wszystkich województw.

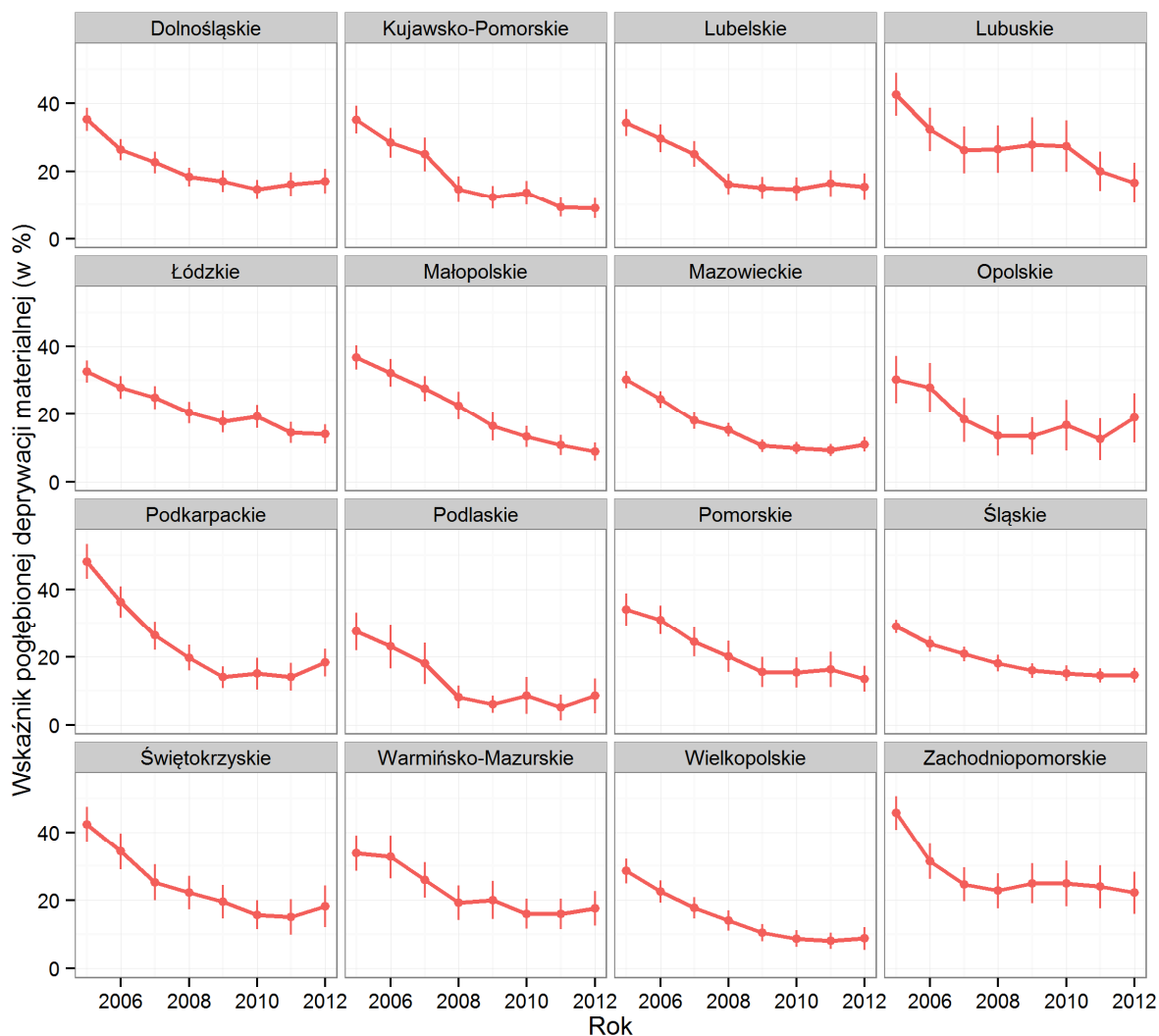
Tabela 8. Statystyki opisowe względnych błędów oszacowań wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej

Rok	Minimum	Kwartył 1	Mediana	Średnia	Kwartył 3	Maksimum
2005	3,74	5,09	5,85	6,45	7,21	11,72
2006	4,90	6,31	7,23	8,03	8,80	14,41
2007	5,32	7,21	9,01	9,85	10,39	18,37
2008	6,72	9,07	10,92	11,69	13,46	22,38
2009	7,07	10,84	12,62	13,01	14,34	21,32
2010	7,85	11,49	13,76	14,35	14,35	32,41
2011	7,24	11,77	14,44	15,59	15,62	37,63
2012	7,45	11,25	14,50	15,22	17,46	30,54

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Również i tutaj wyraźna jest tendencja do zwiększania się błędów standardowych oszacowań w kolejnych latach przeprowadzanego badania. W roku 2005 maksymalny względny błąd szacunku wynosił niecałe 12%, podczas gdy w roku 2012 już ponad 30%. W analizowanym przedziale czasowym można zauważyć, że począwszy od roku 2008 mediana względnego błędu szacunku wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej przekracza 10% co oznacza, że co najmniej 8 z 16 województw charakteryzuje się oszacowaniami, których błąd przekracza, sugerowany przez Główny Urząd Statystyczny, bezpieczny poziom 10%. Niekorzystną tendencję związaną ze wzrostem błędów szacunków w estymacji bezpośredniej wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej można zaobserwować również analizując wartości średnie wyznaczonych błędów. Z roku na rok w latach 2005–2012 średni poziom względnych błędów szacunków wzrastał od 6,45% w 2005 roku do ponad 15% w 2012 roku. Również i w tym przypadku ze względu na wytyczne sformułowane przez Główny Urząd Statystyczny związane z progiem akceptowalności szacunków, nie można uznać uzyskanych rezultatów estymacji bezpośredniej wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej za zadowalające. Z tego punktu widzenia należało zatem skorzystać z metod jakie oferuje statystyka małych obszarów. W pierwszej kolejności zdecydowano się skorzystać z estymatora bazującego na klasycznym modelu Faya-Herriota. Zrezygnowano z estymacji złożonej z powodów, o których wspomniano wcześniej. Opis uzyskanych wyników przedstawiony został w kolejnym punkcie niniejszego opracowania.

Rysunek 13. Oszacowania bezpośrednie wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej w latach 2005–2012 w przekroju województw



Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

3.5.2. Estymacja pośrednia wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej – model Faya-Herriota

W celu redukcji błędu oszacowania wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej do akceptowalnego poziomu wykorzystano metody statystyki małych obszarów, w szczególności model Faya-Herriota wraz z jego różnymi rozszerzeniami odnoszącymi się do wziętych pod uwagę zmiennych objaśniających.

Analizę wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej, który jest ściśle powiązany z deklaracjami osób w gospodarstwach domowych w kontekście subiektywnego odczucia braku możliwości zaspokajania potrzeb ze względów finansowych, należy rozpatrywać w kategoriach zjawiska wielowymiarowego. W tym celu, w budowanym modelu Faya-Herriota, w charakterze zmiennych objaśniających należałoby uwzględnić większą liczbę zmiennych aniżeli jedną. Z tego względu w pierwszej kolejności zastosowano model Faya-Herriota uwzględniając jako zmienną objaśniającą miernik cząstkowy związany z warunkami życia gospodarstw domowych. Następnie zbudowano model, w którym jako zmienną objaśniającą wzięto pod uwagę miernik kompleksowy. Konstrukcja tych mierników została szerzej opisana w punkcie 2.

W tabeli 9 przedstawiono parametry modelu Faya-Herriota dla lat 2005–2012, w którym jako zmienną objaśniającą wykorzystano cząstkowy miernik warunków życia.

Tabela 9. Parametry modelu Faya-Herriota (zmienna objaśniająca – cząstkowy miernik warunków życia)

Wyszczególnienie	Wsp. β	Błąd std.	Stat. t	Wartość p
Rok 2005	$\phi^2=2,38\%$			
Wyraz wolny	0,35	0,02	15,60	0,00
Mier_war	0,00	0,07	0,02	0,99
Rok 2006	$\phi^2=9,50\%$			
Wyraz wolny	0,29	0,02	14,30	0,00
Mier_war	-0,02	0,06	-0,37	0,71
Rok 2007	$\phi^2=19,10\%$			
Wyraz wolny	0,22	0,01	14,20	0,00
Mier_war	0,04	0,05	0,80	0,42
Rok 2008	$\phi^2=8,81\%$			
Wyraz wolny	0,18	0,02	7,95	0,00
Mier_war	-0,01	0,08	-0,12	0,90
Rok 2009	$\phi^2=9,38\%$			
Wyraz wolny	0,13	0,02	5,04	0,00
Mier_war	0,10	0,90	1,11	0,27
Rok 2010	$\phi^2=14,09\%$			
Wyraz wolny	0,12	0,02	5,64	0,00
Mier_war	0,12	0,10	1,26	0,21
Rok 2011	$\phi^2=6,34\%$			
Wyraz wolny	0,10	0,02	4,69	0,00
Mier_war	0,12	0,08	1,50	0,13
Rok 2012	$\phi^2=10,35\%$			
Wyraz wolny	0,12	0,02	5,16	0,00
Mier_war	0,08	0,10	0,80	0,42

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Z kolei w tabeli 10 zawarto informacje na temat oszacowanych parametrów modelu Faya-Herriota, w którym jako zmienną objaśniającą przyjęto wartość syntetycznego miernika kompleksowego. W tabeli tej przedstawiono również wartości współczynników ϕ^2 określających stopień niedopasowania wyników z modelu do danych empirycznych.

Tabela 10. Parametry modelu Faya-Herriota (zmienna objaśniająca – miernik kompleksowy)

Wyszczególnienie	Wsp. β	Błąd std.	Stat. t	Wartość p
Rok 2005	$\phi^2=2,46\%$			
Wyraz wolny	0,34	0,02	14,01	0,00
Miernik	0,04	0,06	0,61	0,54
Rok 2006	$\phi^2=9,28\%$			
Wyraz wolny	0,28	0,02	14,40	0,00
Miernik	0,00	0,04	0,11	0,91
Rok 2007	$\phi^2=20,21\%$			
Wyraz wolny	0,21	0,01	14,05	0,00
Miernik	0,05	0,04	1,28	0,20
Rok 2008	$\phi^2=8,21\%$			
Wyraz wolny	0,17	0,02	5,84	0,00
Miernik	0,02	0,06	0,44	0,66
Rok 2009	$\phi^2=9,16\%$			
Wyraz wolny	0,12	0,02	5,84	0,00
Miernik	0,12	0,06	1,87	0,06
Rok 2010	$\phi^2=12,50\%$			
Wyraz wolny	0,12	0,02	6,21	0,00
Mier_rynp	0,10	0,06	1,82	0,07
Rok 2011	$\phi^2=6,20\%$			
Wyraz wolny	0,10	0,02	4,42	0,00
Miernik	0,11	0,06	1,97	0,05
Rok 2012	$\phi^2=9,40\%$			
Wyraz wolny	0,12	0,02	6,23	0,00
Miernik	0,08	0,05	1,49	0,14

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Oszacowane modele dla lat 2005–2012 cechowały się różnym stopniem dopasowania do innych empirycznych w kolejnych latach. Dotyczy to zarówno modelu Faya-Herriota, w którym zmienną objaśniającą był cząstkowy miernik warunków życia (model Faya-Herriota I) jak i modelu, w którym zmienną objaśniającą był miernik kompleksowy (model Faya-Herriota II).

W odniesieniu do modelu Faya-Herriota, w którym zmienną objaśniającą był cząstkowy miernik warunków życia, można zaobserwować, że w roku 2005 niewyjaśniona przez model wariancja stanowiła zaledwie 2,38% całkowitej zmienności wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej. Niestety w kolejnych latach wartości współczynnika ϕ^2 rosną. Najmniejszym stopniem dopasowania cechował się model dla roku 2007 — niewyjaśniona przez model wariancja była równa 19,10%.

W odniesieniu do modelu Faya-Herriota, w którym zmienną objaśniającą był miernik kompleksowy, można zaobserwować, że w roku 2005 niewyjaśniona przez model wariancja stanowiła zaledwie 2,46% całkowitej zmienności wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej. Niestety, i w przypadku tego modelu, w kolejnych latach wartości współczynnika ϕ^2 rosną. Najmniejszym stopniem dopasowania cechował się również model dla roku 2007 — niewyjaśniona przez model wariancja była równa 20,21%.

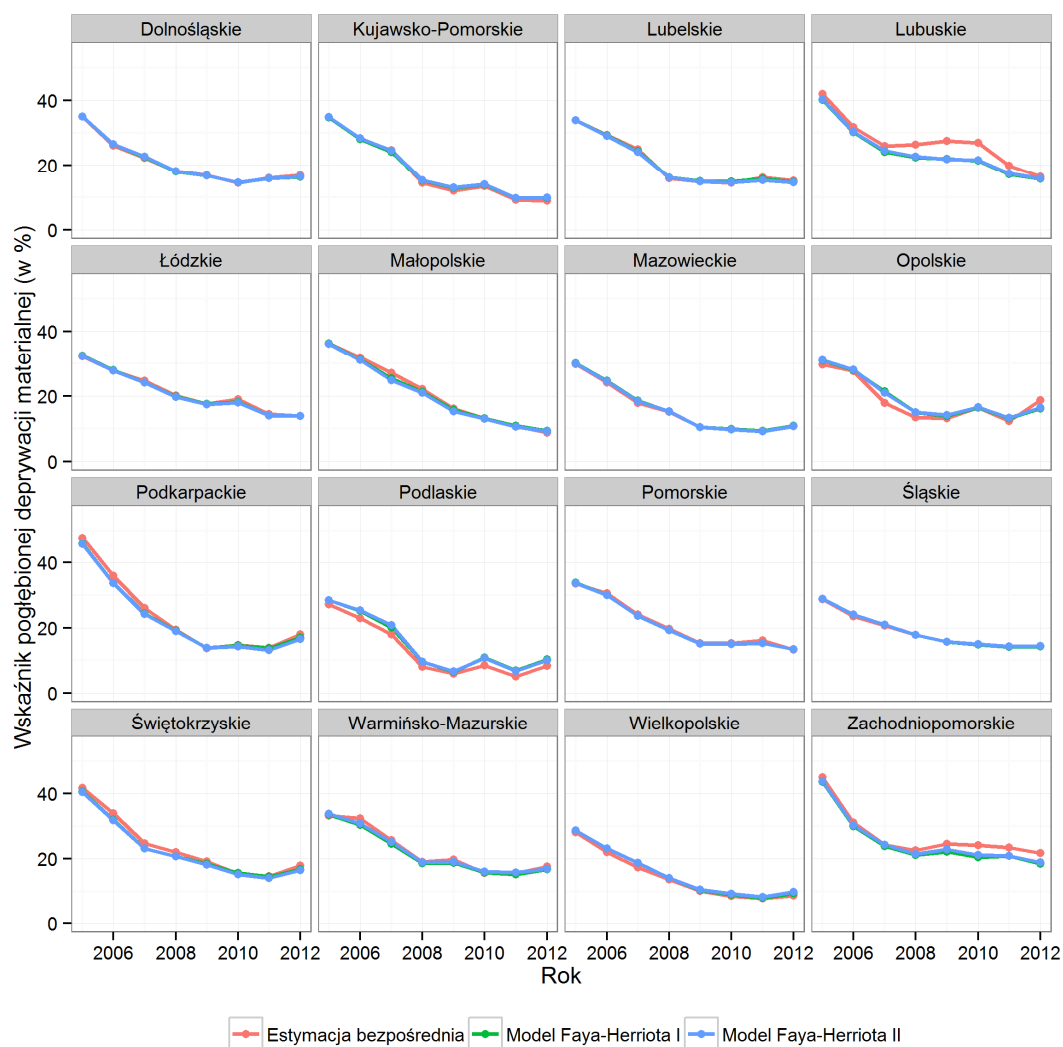
Mimo, że wartości współczynników ϕ^2 są zróżnicowane w całym analizowanym okresie w odniesieniu do obydwu modeli Faya-Herriota należy stwierdzić, że przyjmują one na ogół bardzo małe wartości. Świadczy to zatem o dobrym dopasowaniu rozważanych modeli.

Niestety, mimo dobrego dopasowania nie można uznać zbudowanych modeli za zadowalające. Wynika to z dwóch zasadniczych przyczyn. Po pierwsze, niekorzystną własnością modelu Faya-Herriota I jest różny znak przy zmiennej objaśniającej w analizowanych latach. Przykładowo, w roku 2006 wartość tego parametru była ujemna, a w roku 2007 była już dodatnia. Świadczy to o niestabilności modelu, który przyjmuje różne wartości w czasie w odniesieniu do parametru stojącego przy zmiennej objaśniającej (cząstkowy miernik warunków życia).

Drugą istotną niedogodność stanowi fakt, że w odniesieniu do obydwu modeli współczynniki β w niektórych latach nie są istotne w sensie statystycznym.

Celem uzupełnienia statystycznej oceny zbudowanych modeli, uzyskane oszacowania zestawiono na rysunku 14.

Rysunek 14. Oszacowania bezpośrednie oraz z modeli Faya-Herriota wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej w latach 2005–2012 w przekroju województw



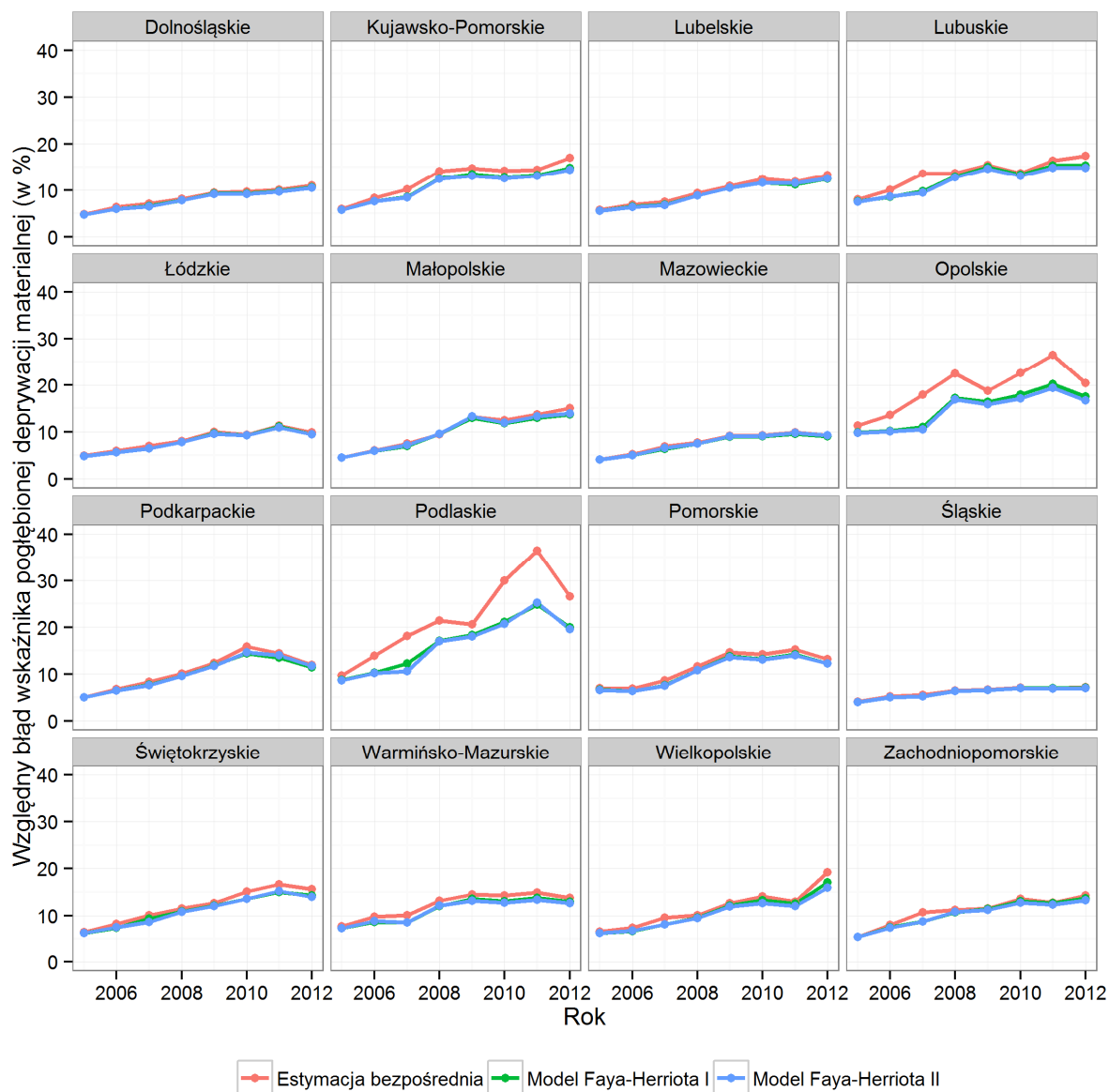
Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Oszacowania punktowe uzyskane z wykorzystaniem modelu Faya-Herriota I i II są bardzo bliskie wartościom oszacowanym z wykorzystaniem estymatora bezpośredniego. Pewien wyjątek stanowi województwo lubuskie, dla którego oceny estymatora bezpośredniego były na ogół wyższe od ocen otrzymanych dla obydwu modeli Faya-Herriota. Począwszy od 2008 roku również w województwie zachodniopomorskim można było zaobserwować wyższe wartości szacunków bezpośrednich w porównaniu z podejściem modelowym.

Pomimo faktu, że otrzymane oszacowania z wykorzystaniem podejścia bazującego na modelu Faya-Herriota (w obydwu wariantach) były zbliżone z ocenami estymatora bezpośredniego, cechują się one na ogół znacznie mniejszym błędem. Dotyczy to przede wszystkim województwa opolskiego oraz podlaskiego a także w pewnym stopniu województwa kujawsko-pomorskiego. Również w województwie lubuskim w latach 2006, 2007 oraz 2012 można było zaobserwować wyższą precyzję oszacowań dla podejścia modelowego w porównaniu z estymacją bezpośrednią. Zysk na precyzji był jednak szczególnie zauważalny w województwach opolskim i podlaskim co wyraźnie przedstawia rysunek 15.

Mimo zysku na precyzji jaki odnotowujemy porównując estymatory klasy SMO z estymatorem bezpośrednim należy traktować uzyskane wyniki z dużą ostrożnością. Należy mieć bowiem na uwadze, że mimo dobrego dopasowania modeli, występuje ich niestabilność oraz obserwowalny jest brak istotności parametrów w niektórych latach. Z tego powodu, zarówno w odniesieniu do wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej i bardzo niskiej intensywności pracy zastosowano dynamiczne modele klasy SMO wykorzystujące koncepcję „pożyczania mocy w czasie i przestrzeni”. Otrzymane rezultaty dla modeli dynamicznych przedstawione zostały w dalszej części niniejszego raportu.

Rysunek 15. Względne błędy oszacowań bezpośrednich oraz z modeli Faya-Herriota wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej w latach 2005–2012 w przekroju województw



Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

3.6. Estymacja pośrednia wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych – ujęcie dynamiczne

Ze względu na fakt, że klasyczne estymatory statystyki małych obszarów uwzględniające: estymator Horvitz-Thompsona (estymacja bezpośrednia) oraz estymator złożony i bazujący na klasycznym modelu Faya-Herriota (estymacja pośrednia), stanowią w wielu przypadkach punkt wyjścia w pracach badawczych, poniżej przedstawione zostaną wyniki oszacowania wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych z wykorzystaniem bardziej zaawansowanych modeli klasy SMO. Zostały one opisane od strony teoretycznej w części 1 niniejszego raportu. Na potrzeby konstrukcji oszacowań punktowych tego wskaźnika w przekroju województw w latach 2005–2012 wraz z oceną precyzji wybrano następujące estymatory dynamiczne „pożyczające moc w czasie i/lub przestrzeni”:

- wielowymiarowy dynamiczny model Rao i Yu (oznaczony dalej: dynamiczny R-Y),
- wielowymiarowy model dynamiczny Fay, Planty i Diallo (oznaczany dalej: wielowymiarowy FPD),
- przestrzenny model Marhuenda, Molina i Moralez (oznaczany dalej: przestrzenny MMM),
- czasowo-przestrzenny model Marhuenda, Molina i Moralez (oznaczany dalej: czasowo-przestrzenny MMM).

Celem porównań oszacowań i błędów szacunków dołączono również w tabelach i wykresach informacje o estymatorze bezpośrednim w charakterze estymatora referencyjnego (oznaczony jako HT). W pierwszej kolejności dokonano oszacowania wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych w przekroju województw na przestrzeni lat 2005–2012. W sposób syntetyczny wyniki oszacowań przedstawione zostały w tabeli 11. Zostały one policzone dla wszystkich województw i analizowanych lat łącznie.

Tabela 11. Statystyki opisowe oszacowań wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych w przekroju województw w latach 2005–2012 z wykorzystaniem dynamicznych modeli klasy SMO

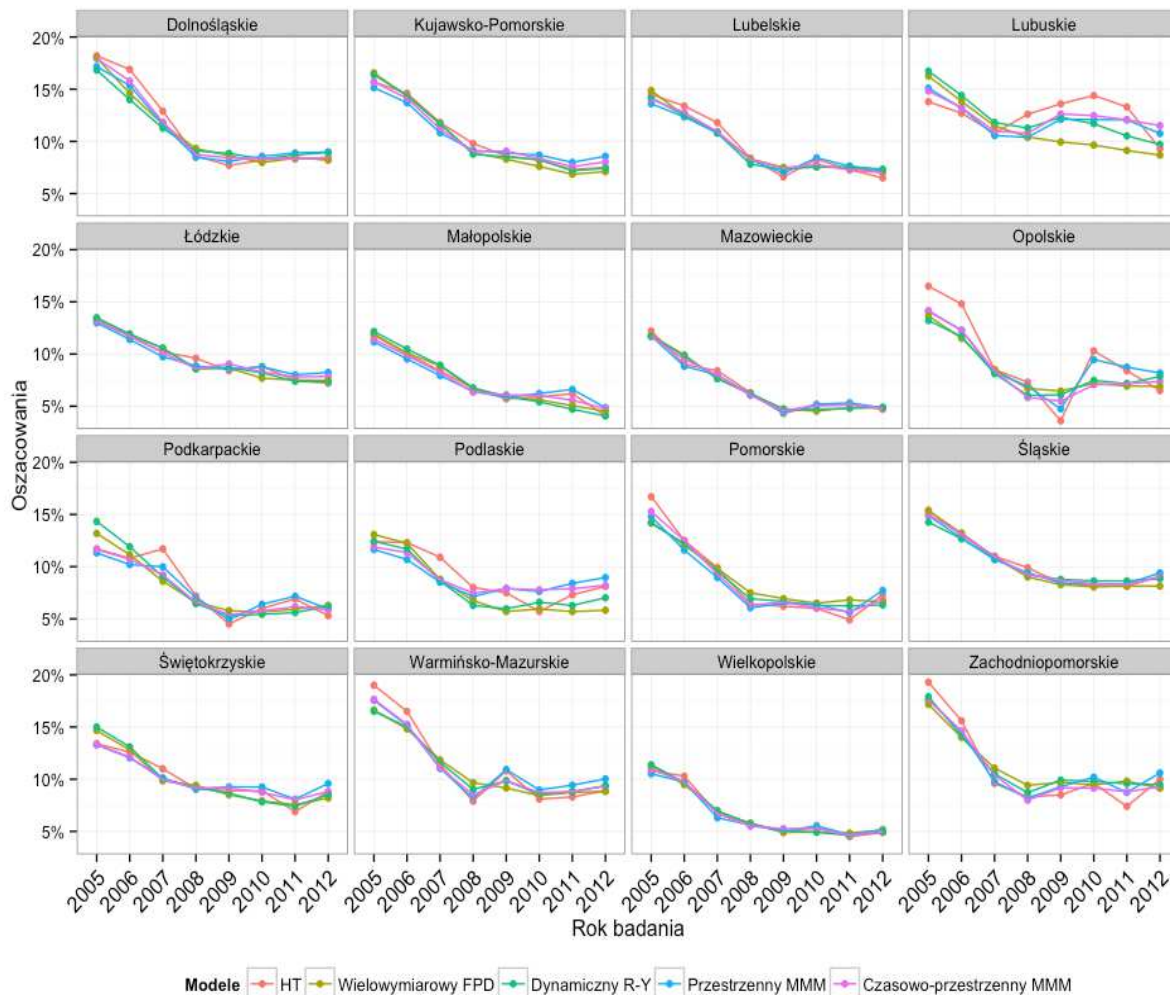
Model	Minimum	Kwartył 1	Mediana	Średnia	Kwartył 3	Maksimum
Bezpośredni HT	3,60	7,27	8,60	9,51	11,73	19,30
Wielowymiarowy FPD	4,51	6,91	8,61	9,21	11,18	18,02
Dynamiczny R-Y	4,07	7,01	8,77	9,30	11,63	17,92
Przestrzenny MMM	4,38	7,70	8,93	9,38	10,58	17,61
Czasowo-przestrzenny MMM	4,58	7,34	8,74	9,33	11,24	17,95

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Dane zawarte w tabeli 11 wskazują, że mediana oszacowań wszystkich rozważanych w tej części opracowania estymatorów waha się w przedziale od 8,6% do 8,93%. Najniższą zaobserwowaną wartością była ocena wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy dla estymatora bezpośredniego. Również w przypadku tego estymatora zaobserwowano najwyższą ocenę analizowanego wskaźnika. Biorąc za punkt odniesienia oszacowania estymatora bezpośredniego można zauważyć, że oceny uzyskane z wykorzystaniem dynamicznych modeli klasy SMO różnią się od nich o jakieś 1–2%.

Uzupełnieniem informacji zawartych w tabeli 11 jest rysunek 16, na którym przedstawiono oszacowania wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w latach 2005–2012 w przekroju województw z wykorzystaniem dynamicznych modeli klasy SMO.

Rysunek 16. Oszacowania wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w latach 2005–2012 w przekroju województw z wykorzystaniem dynamicznych modeli klasy SMO



Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Analiza wyników przedstawionych na wykresach (rysunek 16) pozwala zauważyć, że w Polsce w przekroju województw na przestrzeni lat 2005–2012 wskaźnik bardzo niskiej intensywności pracy wykazywał tendencję malejącą. Co więcej, oceny uzyskane z wykorzystaniem dynamicznych modeli klasy SMO są na ogół zbliżone z oszacowaniami bezpośrednimi. Pewien wyjątek stanowi województwo lubuskie. W latach 2008–2010 odnotowano tam wzrost wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy. Oceny uzyskane dla estymatora bezpośredniego były również w tych latach wyższe od szacunków dla wszystkich rozważanych modeli dynamicznych.

Analiza względnych błędów szacunków (CV) dostarcza szeregu interesujących spostrzeżeń. W tabeli 12 zawarto zbiorcze informacje w postaci najważniejszych statystyk opisowych dla względnych błędów szacunku wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy. Zostały one policzone dla wszystkich analizowanych lat i województw łącznie.

Table 12. Statystyki opisowe względnych błędów szacunku (CV) wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w przekroju województw w latach 2005–2012 z wykorzystaniem dynamicznych modeli klasy SMO

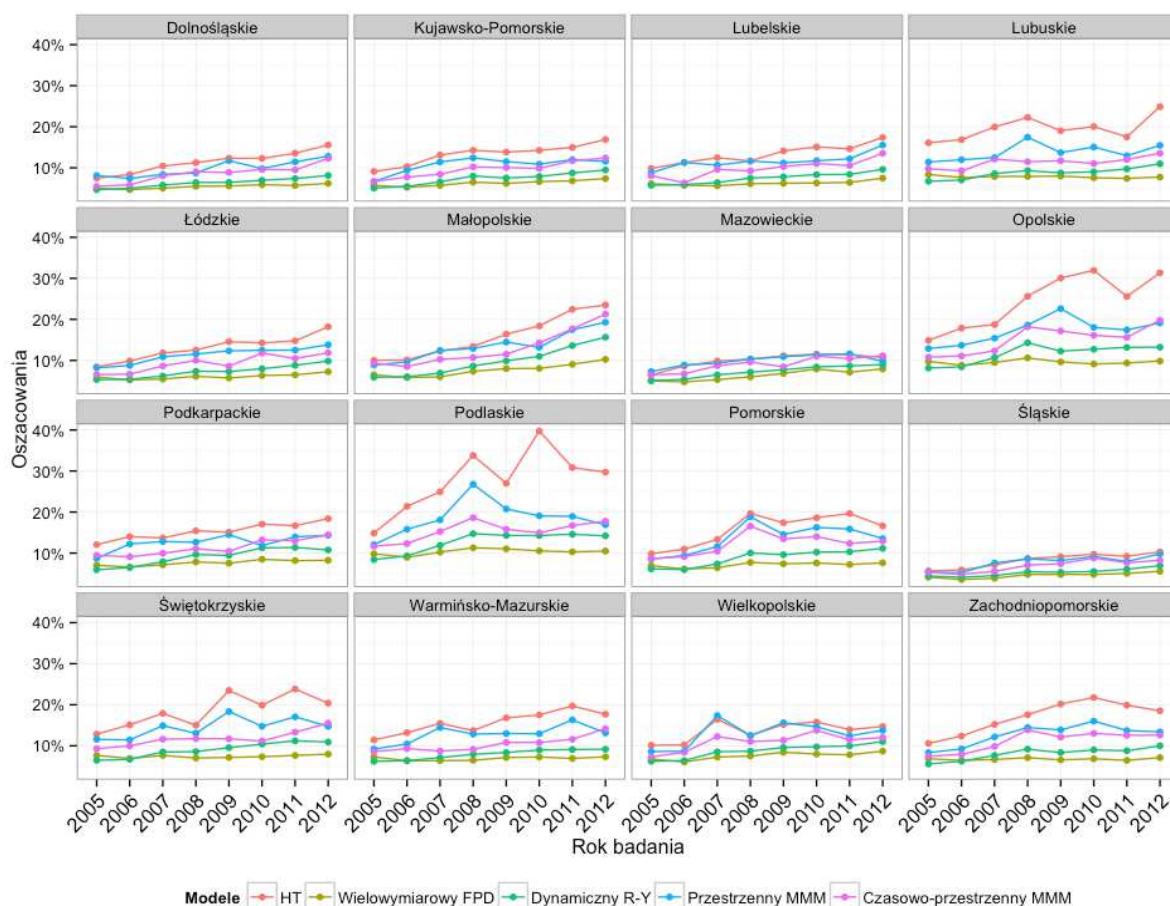
Model	Minimum	Kwartył 1	Mediana	Średnia	Kwartył 3	Maksimum
Bezpośredni HT	5,67	11,43	17,87	15,81	18,45	39,75
Wielowymiarowy FPD	3,58	6,12	7,08	7,11	7,88	11,30
Dynamiczny R-Y	4,12	6,44	8,38	8,47	9,72	15,67
Przestrzenny MMM	5,24	10,20	12,42	12,71	14,55	26,77
Czasowo-przestrzenny MMM	4,83	8,84	10,78	11,00	12,35	21,28

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Można zauważyć, że najwyższe względne błędy szacunku są przypisane do estymatora bezpośredniego. Najniższe względne błędy szacunku wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy otrzymujemy z kolei w przypadku wielowymiarowego dynamicznego modelu Faya-Planty-Diallo, dla którego uzyskano najmniejszą średnią wartość CV liczoną dla wszystkich województw i lat. Warto również zauważyć, że każdy z wziętych pod uwagę dynamicznych modeli klasy SMO charakteryzował się mniejszymi względnymi błędami szacunków wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w porównaniu z CV estymatora bezpośredniego. Zastosowanie dynamicznych modeli klasy SMO przyczyniło się zatem do poprawy precyzji w stosunku do estymacji bezpośredniej. Szczególnie jest to widoczne dla wielowymiarowego dynamicznego modelu Faya-Planty-Diallo, dla którego wszystkie statystyki opisowe CV przyjmują najniższe wartości co świadczy o najwyższej precyzji oszacowań.

Uzupełnieniem informacji na temat względnych błędów szacunku wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy jest rysunek 17 obrazujący zmiany CV w przekroju województw w latach 2005-2012 dla wszystkich rozważanych modeli dynamicznych.

Rysunek 17. Względne błędy szacunku wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w latach 2005–2012 w przekroju województw dla dynamicznych modeli klasy SMO



Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Analiza wykresów (rysunek 17) pozwala wyciągnąć dwa zasadnicze wnioski. Po pierwsze względne błędy szacunku dla wszystkich rozpatrywanych dynamicznych modeli klasy SMO we wszystkich województwach przyjmują niższe wartości w porównaniu z CV estymatora bezpośredniego. Jest to szczególnie widoczne w województwie opolskim i podlaskim. Jest to również zauważalne w województwie zachodniopomorskim i świętokrzyskim. Po drugie, względne błędy szacunków wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych wykazują tendencję rosnącą wraz z upływem lat. Znaczny wzrost wartości CV jest szczególnie zauważalny w odniesieniu do estymatora bezpośredniego. W przypadku województwa podlaskiego czy opolskiego względny błąd szacunku wynosił maksymalnie odpowiednio 40% i 33%. Bardzo niskie CV otrzymano z kolei w województwie mazowieckim i śląskim. Jest to konsekwencją stosunkowo dużych prób w badaniu EU-SILC w tych województwach.

3.7. Estymacja pośrednia wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej – ujęcie dynamiczne

W poniższym punkcie opracowania przedstawione zostały wyniki oszacowania wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej z wykorzystaniem dynamicznych modeli klasy SMO. Podobnie jak w przypadku wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy wzięto pod uwagę cztery dynamiczne modele klasy SMO. Wyniki otrzymane dla tych estymatorów porównane zostały z tymi, które otrzymano dla estymatora bezpośredniego.

W pierwszej kolejności dokonano oszacowania wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej w przekroju województw na przestrzeni lat 2005–2012. W sposób syntetyczny wyniki oszacowań przedstawione zostały w tabeli 13 w postaci najważniejszych statystyk opisowych. Zostały one policzone dla wszystkich województw i analizowanych lat łącznie.

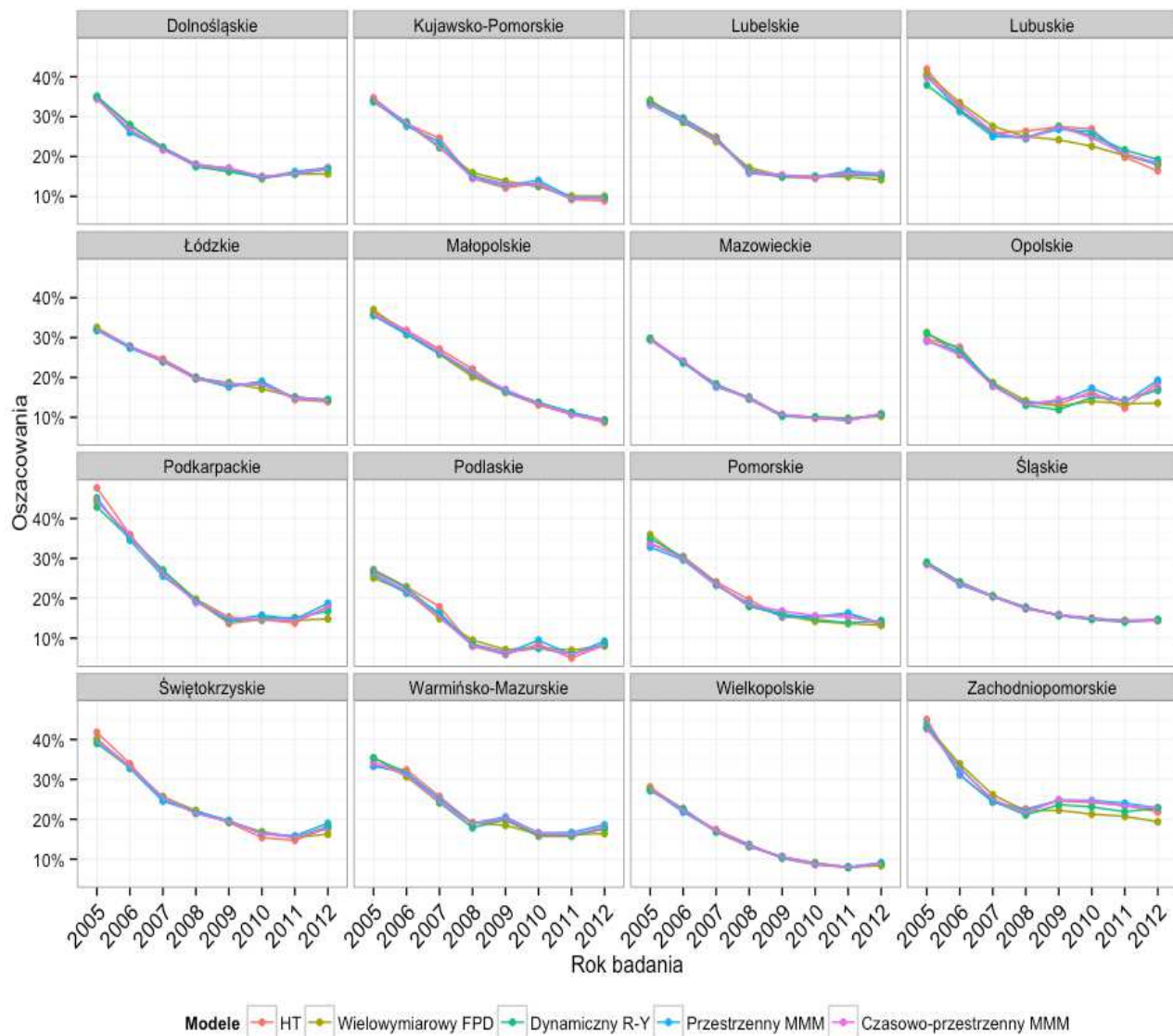
Tabela 13. Statystyki opisowe oszacowań wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej w przekroju województw w latach 2005–2012 z wykorzystaniem dynamicznych modeli klasy SMO

Model	Minimum	Kwartył 1	Mediana	Średnia	Kwartył 3	Maksimum
Bezpośredni HT	5,00	14,47	18,05	20,45	26,02	47,70
Wielowymiarowy FPD	7,01	14,46	18,08	20,17	25,22	44,39
Dynamiczny R-Y	6,09	14,69	18,14	20,30	25,54	42,95
Przestrzenny MMM	5,86	14,73	18,77	20,39	25,23	45,19
Czasowo-przestrzenny MMM	5,92	14,78	18,09	20,34	25,52	44,40

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Dane zawarte w tabeli 13 wskazują, że mediana oszacowań wszystkich rozważanych w tej części opracowania estymatorów waha się w przedziale od 18,05% do 18,77%. Najniższą zaobserwowaną wartością była ocena wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej dla estymatora bezpośredniego. Również w przypadku tego estymatora zaobserwowano najwyższą ocenę analizowanego wskaźnika. Biorąc za punkt odniesienia oszacowania estymatora bezpośredniego można zauważyć, że oceny uzyskane z wykorzystaniem dynamicznych modeli klasy SMO różnią się od nich o jakieś 1–3%.

Rysunek 18. Oszacowania wskaźnika pogłębionej deprivacji w latach 2005–2012 w przekroju województw z wykorzystaniem dynamicznych modeli klasy SMO



Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Analiza wyników przedstawionych na wykresach (rysunek 18) pozwala zauważyć, że w Polsce w przekroju województw na przestrzeni lat 2005–2012 wskaźnik pogłębionej deprivacji materialnej wykazywał tendencję malejącą. Co więcej, oceny uzyskane z wykorzystaniem dynamicznych modeli klasy SMO są na ogół zbieżne z oszacowaniami bezpośrednimi.

Podobnie jak w przypadku wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy, analiza względnych błędów szacunków (CV) dostarcza szeregu interesujących spostrzeżeń. W tabeli 14 zawarto zbiorcze informacje w postaci najważniejszych statystyk opisowych dla względnych błędów szacunku wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej. Zostały one policzone dla wszystkich analizowanych lat i województw łącznie. Można zauważyć, że najwyższe względne błędy szacunku są przypisane do estymatora bezpośredniego. Najniższe względne błędy szacunku wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej otrzymujemy z kolei w przypadku wielowymiarowego dynamicznego modelu Faya-Planty-Diallo, dla którego uzyskano najmniejszą średnią wartość CV liczoną dla wszystkich województw i lat. Warto również zauważyć, że każdy z wziętych pod uwagę dynamicznych modeli klasy SMO charakteryzował się mniejszymi względnymi błędami szacunków wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej w porównaniu z CV estymatora bezpośredniego. Zastosowanie dynamicznych modeli klasy SMO przyczyniło się zatem do poprawy precyzji w stosunku do estymacji bezpośredniej. Szczególnie jest to widoczne dla wielowymiarowego dynamicznego modelu Faya-Planty-Diallo, dla którego najważniejsze statystyki opisowe CV (średnia oraz kwartyle) przyjmują najniższe wartości, co świadczy o najwyższej precyzji oszacowań.

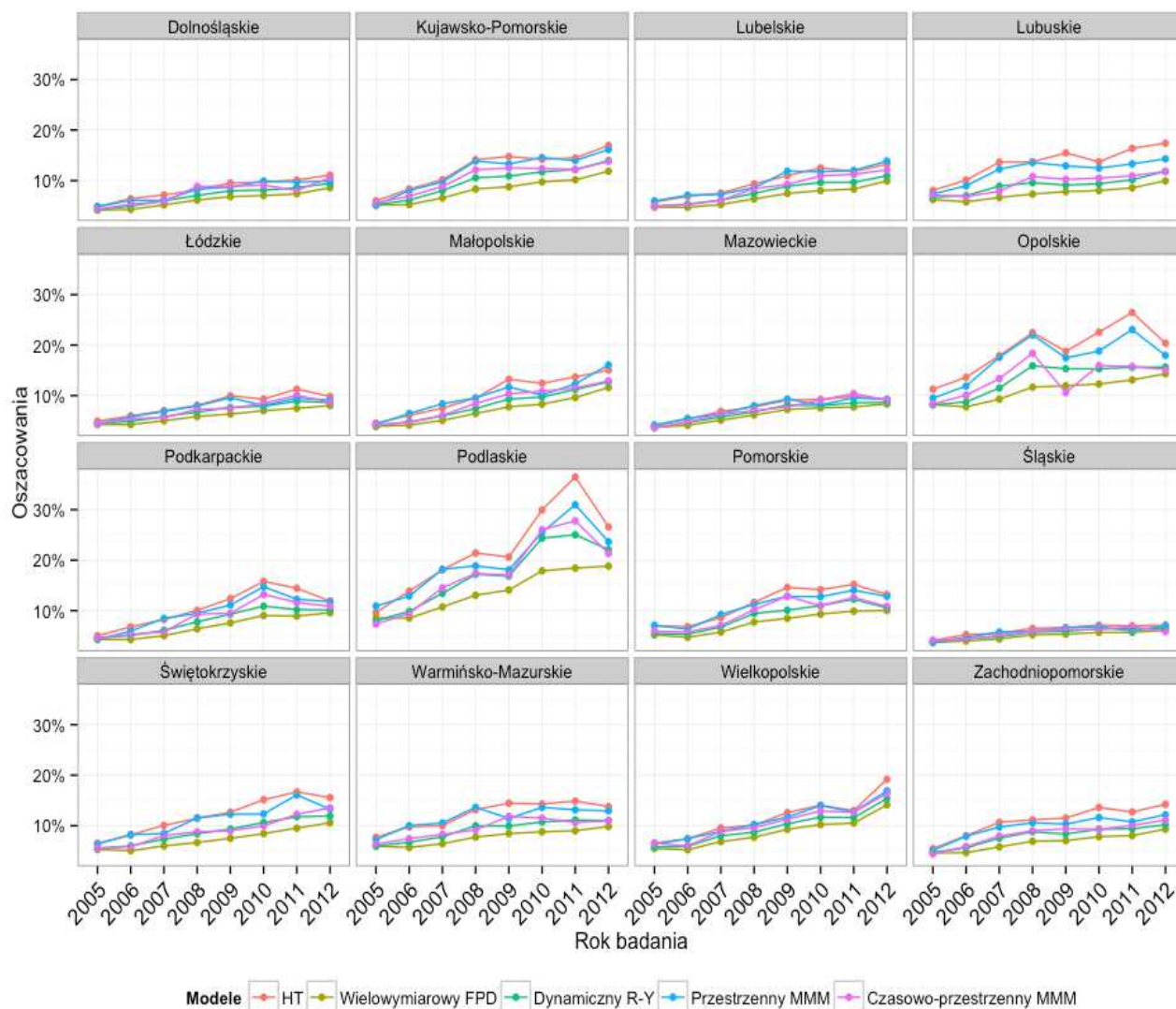
Tabela 14. Statystyki opisowe względnych błędów szacunku (CV) wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej w przekroju województw w latach 2005–2012 z wykorzystaniem dynamicznych modeli klasy SMO

Model	Minimum	Kwartył 1	Mediana	Średnia	Kwartył 3	Maksimum
Bezpośredni HT	4,08	7,65	10,82	11,65	14,17	36,46
Wielowymiarowy FPD	3,70	5,47	7,47	7,70	9,01	18,82
Dynamiczny R-Y	3,72	6,10	8,61	9,00	10,57	25,03
Przestrzenny MMM	3,79	7,41	10,07	10,85	12,93	30,98
Czasowo-przestrzenny MMM	3,64	6,29	9,10	9,48	11,24	27,78

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Uzupełnieniem informacji na temat względnych błędów szacunku wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej jest rysunek 19 obrazujący zmiany CV w przekroju województw w latach 2005-2012 dla wszystkich rozważanych modeli dynamicznych.

Rysunek 19. Względne błędy szacunku wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej w latach 2005–2012 w przekroju województw dla dynamicznych modeli klasy SMO



Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Analiza wykresu (rysunek 19) pozwala wyciągnąć dwa zasadnicze wnioski, podobnie jak to miało miejsce w przypadku CV estymatorów wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy. Po pierwsze względne błędy szacunku dla wszystkich rozpatrywanych dynamicznych modeli klasy SMO we wszystkich województwach przyjmują niższe wartości w porównaniu z CV estymatora bezpośredniego. Jest to szczególnie widoczne w województwie opolskim i podlaskim. Po drugie,

względne błędy szacunków wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej wykazują tendencję rosnącą wraz z upływem lat. Znaczny wzrost wartości CV jest szczególnie zauważalny w odniesieniu do estymatora bezpośredniego. W przypadku województwa podlaskiego czy opolskiego względny błąd szacunku wynosił maksymalnie odpowiednio 37% i 26%. Bardzo niskie CV otrzymano z kolei w województwie mazowieckim i śląskim. Jest to konsekwencją stosunkowo dużych prób w badaniu EU-SILC w tych województwach. W przekroju województw i badanych lat najniższym CV odznaczał się wielowymiarowy model dynamiczny Faya-Planty-Diallo.

Pośród wszystkich rozważanych modeli dynamicznych właśnie ten estymator należy uznać za najlepszy. Świadczą o tym najniższe wartości względnych błędów szacunku zarówno w odniesieniu do wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych jak i wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej.

3.8. Estymacja parametrów dynamicznych modeli klasy SMO

Uzupełnieniem rozważań opisanych powyżej będzie skrótowne przedstawienie oszacowanych parametrów dynamicznych modeli, które wzięto pod uwagę w procesie estymacji wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy i wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej. Prezentowane powyżej rozważania dotyczące ocen punktowych obydwu wskaźników i ich względnych błędów szacunku w przekroju województw i analizowanych lat 2005–2012 uzyskano z wykorzystaniem modeli przedstawionych w tym podrozdziale.

Na potrzeby estymacji parametrów dynamicznych modeli klasy SMO wykorzystano w charakterze zmiennych pomocniczych:

- stopę bezrobocia rejestrowanego,
- udział osób w wieku produkcyjnym w ogóle ludności,
- kompleksowy miernik syntetyczny.

Poniżej zaprezentowano parametry wszystkich rozważanych modeli, w odniesieniu do obydwu szacowanych wskaźników. W przypadku niektórych modeli (na przykład w odniesieniu do wielowymiarowego modelu dynamicznego Faya-Planty-Diallo) parametry modeli przedstawiano wyłącznie ze względu na fakt, że estymacji podlegał wektor parametrów a nie pojedynczy parametr. Oszacowania parametrów uzyskano w programie R z wykorzystaniem pakietu sae2.

Wielowymiarowy dynamiczny model Faya, Planty i Diallo (dla obydwu wskaźników)

	beta	std.error	tvalue	pvalue
Wyraz wolny - LWI	0.470278753	0.2161810569	2.175393	2.960068e-02
bezr_stopa_rej - LWI	0.002182923	0.0005473557	3.988124	6.659773e-05
lud_prod_udz - LWI	-0.722773876	0.3353386290	-2.155355	3.113404e-02
MIER - LWI	0.049872755	0.0131191426	3.801525	1.438079e-04
Wyraz wolny - SMD	0.751725973	0.5444407418	1.380731	1.673618e-01
bezr_stopa_rej - SMD	0.004433733	0.0012682669	3.495899	4.724670e-04
lud_prod_udz - SMD	-1.166019606	0.8424497546	-1.384082	1.663333e-01
MIER - SMD	0.062737137	0.0313571742	2.000727	4.542185e-02

	estimate	std.error
sig2_u1	2.903409e-05	1.339821e-05
sig2_u2	2.994099e-04	8.465040e-05
sig2_v1	6.624368e-03	2.394312e-03
sig2_v2	5.875648e-02	2.095755e-02
rho	7.905218e-01	1.312164e-02
rho_u	9.632579e-01	2.053430e-02

	loglike	restrictedloglike
	613.7868	595.0576

Dynamiczny model Rao-Yu (dla obydwu wskaźników)

	beta	std.error	tvalue	pvalue
(Intercept).1	0.470278753	0.2161810569	2.175393	2.960068e-02
bezr_stopa_rej.1	0.002182923	0.0005473557	3.988124	6.659773e-05
lud_prod_udz.1	-0.722773876	0.3353386290	-2.155355	3.113404e-02
MIER.1	0.049872755	0.0131191426	3.801525	1.438079e-04
(Intercept).2	0.751725973	0.5444407418	1.380731	1.673618e-01
bezr_stopa_rej.2	0.004433733	0.0012682669	3.495899	4.724670e-04
lud_prod_udz.2	-1.166019606	0.8424497546	-1.384082	1.663333e-01
MIER.2	0.062737137	0.0313571742	2.000727	4.542185e-02

	estimate	std.error
sig2_u1	2.903409e-05	1.339821e-05
sig2_u2	2.994099e-04	8.465040e-05
sig2_v1	6.624368e-03	2.394312e-03
sig2_v2	5.875648e-02	2.095755e-02
rho	7.905218e-01	1.312164e-02
rho_u	9.632579e-01	2.053430e-02

	loglike	restrictedloglike
	613.7868	595.0576

Przestrzenny model Marhuenda-Molina-Moralez

Bez autokorelacji w czasie – wskaźnik bardzo niskiej intensywności pracy

	beta	std.error	tvalue	pvalue
Xdt (Intercept)	0.318470254	0.2746917639	1.159373	2.463041e-01
Xdtbezr_stopa_rej	0.006271724	0.0008306351	7.550516	4.335355e-14
Xdtlud_prod_udz	-0.499043881	0.4260074630	-1.171444	2.414204e-01
XdtMIER	0.022448182	0.0204170956	1.099480	2.715589e-01

	estimate	std.error
sigma21	0.0002338014	1.248524e-04
rho1	0.5063613852	4.923009e-01
sigma22	0.0003756109	7.461951e-05

	loglike	AIC	BIC
	286.4587	-558.9174	-538.9532

Bez autokorelacji w czasie – wskaźnik pogłębionej deprivacji materialnej

	beta	std.error	tvalue	pvalue
Xdt (Intercept)	0.002815138	0.049437609	0.05694325	9.545904e-01
Xdtbezr_stopa_rej	0.014159662	0.001747255	8.10394763	5.320402e-16

	estimate	std.error
sigma21	0.0005291207	0.0004828151
rho1	0.8593105165	0.3225359276
sigma22	0.0039330746	0.0005880670

	loglike	AIC	BIC
	159.0472	-308.0944	-293.8342

Z autokorelacją w przestrzeni oraz w czasie – wskaźnik bardzo niskiej intensywności pracy

	beta	std.error	tvalue	pvalue
Xdt (Intercept)	0.005607515	0.015340520	0.3655362	7.147112e-01
Xdtbezr_stopa_rej	0.005603636	0.000771581	7.2625377	3.798946e-13
XdtMIER	0.027542268	0.020558261	1.3397178	1.803371e-01

	estimate	std.error
sigma21	0.0000000000	9.086881e-05
rho1	0.4607323890	1.338537e-07
sigma22	0.0001777433	3.782821e-05
rho2	0.9282998355	3.416153e-07

loglike	AIC	BIC
316.4884	-618.9768	-599.0125

Z autokorelacją w przestrzeni oraz w czasie – wskaźnik pogłębionej deprivacji materialnej

	beta	std.error	tvalue	pvalue
Xdt (Intercept)	0.02286865	0.031413541	0.7279871	4.666215e-01
Xdtbezr_stopa_rej	0.01303966	0.001670081	7.8078007	5.819450e-15

	estimate	std.error
sigma21	0.0000000000	6.806118e-05
rho1	0.998139904	9.401616e-04
sigma22	0.001256022	2.414991e-04
rho2	0.900196000	3.397516e-02

loglike	AIC	BIC
217.6461	-423.2923	-406.1801

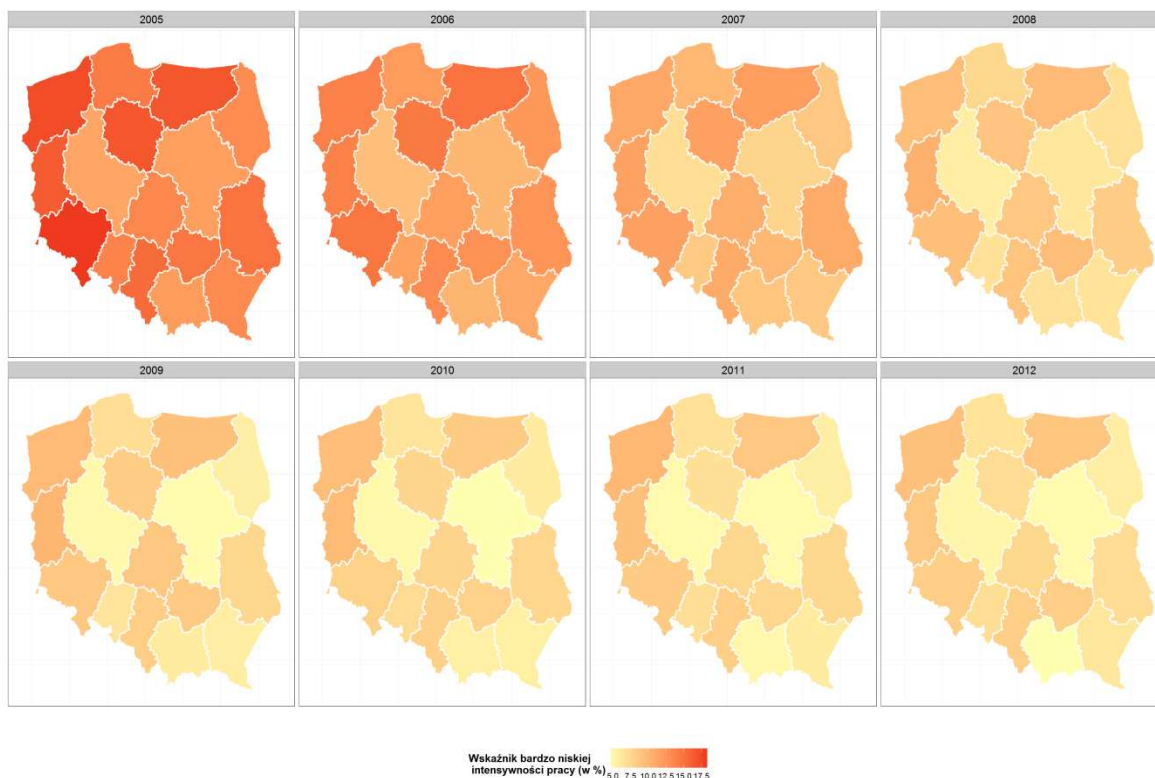
Wszystkie z finalnych modeli, które wykorzystano w procesie estymacji wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy oraz wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej charakteryzują się bardzo dobrymi własnościami statystycznymi. Świadczą o tym nie tylko poprawne znaki przy odpowiednich zmiennych wziętych do konstrukcji poszczególnych modeli w charakterze zmiennych pomocniczych ale również fakt, że większość zmiennych było istotnych w sensie statystycznym.

Ze względu na fakt, że spośród wszystkich rozpatrywanych w pracy estymatorów klasy SMO, najlepszymi własnościami charakteryzował się wielowymiarowy dynamiczny model Faya, Planty i Diallo (dla obydwu wskaźników), w dalszej części opracowania przedstawione zostały w postaci tabel i kartogramów oszacowania punktowe rozważanych wskaźników w przekroju województw i analizowanych lat dla tego estymatora wraz z precyzją.

3.9. Estymacja wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy i pogłębionej deprivacji materialnej – podsumowanie

W tym podrozdziale zaprezentowano mapy tematyczne przedstawiające przestrzenny rozkład wartości wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych (rysunek 20) oraz wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej (rysunek 21) w latach 2005–2012. Ze względu na fakt, że rekomendowanym estymatorem był wielowymiarowy dynamiczny model Faya, Planty i Diallo (model FPD) mapy tematyczne oraz odpowiednie tabele przedstawiają przestrzenne zróżnicowanie oszacowanych wskaźników i ich wartości wraz z CV. Mapa tematyczna (rysunek 20) przedstawia oszacowania punktowe wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych w przekroju województw w latach 2005–2012. Z kolei mapa tematyczna (rysunek 21) przedstawia oszacowania punktowe wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej w przekroju województw w latach 2005–2012.

Rysunek 20. Oszacowania wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych w latach 2005–2012 w przekroju województw (model FPD)



Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Tabela 15. Oszacowania wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych (w %) w przekroju województw w latach 2005–2012 (model FPD)

Województwo	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Dolnośląskie	18,02	14,61	11,63	9,32	8,63	7,98	8,40	8,26
Kujawsko-Pomorskie	16,57	14,34	11,65	8,91	8,30	7,60	6,85	7,10
Lubelskie	14,88	12,49	10,88	8,31	7,51	7,57	7,46	7,07
Lubuskie	16,26	13,83	11,48	10,43	9,95	9,65	9,13	8,68
Łódzkie	13,43	11,79	10,58	8,58	8,66	7,68	7,50	7,47
Małopolskie	11,92	10,10	8,86	6,67	5,92	5,61	5,06	4,51
Mazowieckie	11,79	9,91	7,66	6,20	4,74	4,52	4,86	4,84
Opolskie	13,65	11,52	8,49	6,70	6,46	7,19	6,93	6,91
Podkarpackie	13,18	11,14	8,60	6,60	5,78	5,65	5,92	6,29
Podlaskie	13,08	12,23	8,78	6,75	5,70	5,94	5,69	5,82
Pomorskie	14,26	12,05	9,83	7,49	6,94	6,50	6,81	6,64
Śląskie	15,33	13,21	10,89	9,01	8,27	8,05	8,14	8,14
Świętokrzyskie	14,67	12,81	9,85	9,42	8,52	7,92	7,57	8,20
Warmińsko-Mazurskie	16,64	14,82	11,85	9,67	9,16	8,43	8,74	8,83
Wielkopolskie	11,27	9,48	6,91	5,76	4,91	4,94	4,85	5,13
Zachodniopomorskie	17,17	14,00	11,07	9,42	9,70	9,46	9,82	9,13

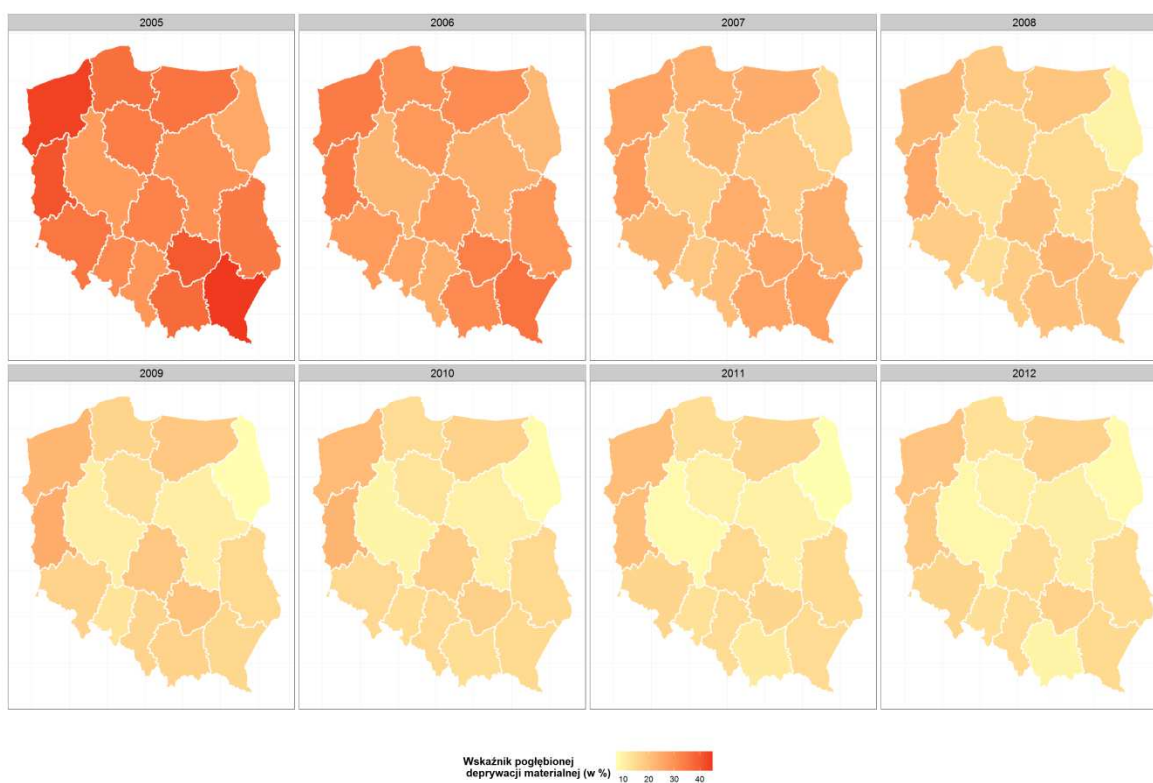
Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Tabela 16. Względne błędy oszacowań wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych (w %) w przekroju województw w latach 2005–2012 (model FPD)

Województwo	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Dolnośląskie	4,98	4,70	5,04	5,49	5,57	5,88	5,70	6,21
Kujawsko-Pomorskie	5,70	5,25	5,72	6,50	6,19	6,64	6,82	7,38
Lubelskie	6,13	5,76	5,61	6,12	6,23	6,31	6,43	7,47
Lubuskie	8,36	7,63	7,87	7,90	7,98	7,59	7,42	7,75
Łódzkie	5,95	5,28	5,47	6,14	5,74	6,34	6,49	7,25
Małopolskie	6,51	5,84	6,01	7,36	8,00	8,07	9,05	10,25
Mazowieckie	5,03	4,77	5,33	6,00	6,85	7,91	7,14	7,93
Opolskie	9,77	8,83	9,49	10,62	9,65	9,13	9,38	9,87
Podkarpackie	7,05	6,61	7,14	7,85	7,54	8,49	8,17	8,25
Podlaskie	9,83	8,97	10,24	11,30	11,04	10,55	10,30	10,51
Pomorskie	6,94	6,11	6,44	7,73	7,40	7,60	7,22	7,64
Śląskie	4,14	3,58	3,87	4,80	4,81	4,80	5,07	5,57
Świętokrzyskie	7,67	6,91	7,65	7,01	7,17	7,33	7,64	7,96
Warmińsko-Mazurskie	7,27	6,36	6,36	6,46	7,13	7,27	6,92	7,32
Wielkopolskie	6,77	6,06	7,25	7,50	8,43	7,98	7,81	8,69
Zachodniopomorskie	6,86	6,42	6,66	7,11	6,56	6,83	6,44	7,12

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Rysunek 21. Oszacowania wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej w latach 2005–2012 w przekroju województw (model FPD)



Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Tabela 17. Oszacowania wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej (w %) w przekroju województw w latach 2005–2012 (model FPD)

Województwo	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Dolnośląskie	34,93	27,80	22,11	17,65	16,26	14,94	15,58	15,62
Kujawsko-Pomorskie	33,76	28,20	22,19	15,95	13,82	12,46	10,09	10,04
Lubelskie	34,13	28,58	23,74	17,21	15,12	14,99	14,89	14,14
Lubuskie	40,67	33,48	27,58	24,97	24,16	22,58	20,25	18,11
Łódzkie	32,52	27,70	23,99	19,79	18,66	17,10	15,11	14,19
Małopolskie	36,98	30,85	25,80	20,13	16,39	13,67	11,19	9,21
Mazowieckie	29,71	23,76	18,31	14,55	10,58	10,02	9,75	10,25
Opolskie	31,23	25,72	18,68	14,13	12,78	14,01	13,39	13,56
Podkarpackie	44,39	35,53	26,99	19,81	15,26	14,56	14,47	14,83

Tabela 17. Oszacowania wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej (w %) w przekroju województw w latach 2005–2012 (model FPD) (dok.)

Województwo	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Podlaskie	25,09	21,70	14,90	9,53	7,14	7,63	7,01	8,05
Pomorskie	35,96	29,78	23,64	18,05	15,84	14,24	13,67	13,25
Śląskie	28,77	24,06	20,43	17,50	15,83	14,91	14,42	14,48
Świętokrzyskie	40,06	33,19	25,61	22,19	19,27	16,87	15,51	16,23
Warmińsko-Mazurskie	35,35	30,65	24,16	19,10	18,46	16,25	16,15	16,39
Wielkopolskie	27,74	22,61	16,81	13,25	10,51	9,07	7,99	8,37
Zachodniopomorskie	43,32	33,89	26,14	22,06	22,25	21,27	20,72	19,38

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Tabela 18. Względne błędy oszacowań wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej (w %) w przekroju województw w latach 2005–2012 (model FPD)

Województwo	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Dolnośląskie	4,16	4,29	5,19	6,13	6,82	7,03	7,37	8,58
Kujawsko-Pomorskie	5,14	5,24	6,56	8,33	8,77	9,75	10,16	11,85
Lubelskie	4,74	4,70	5,26	6,37	7,45	8,02	8,31	9,92
Lubuskie	6,24	5,78	6,65	7,34	7,82	8,01	8,56	9,94
Łódzkie	4,27	4,26	5,02	5,87	6,36	7,02	7,48	8,02
Małopolskie	3,88	4,16	5,07	6,47	7,77	8,30	9,62	11,61
Mazowieckie	3,70	4,12	5,13	6,16	7,25	7,56	7,75	8,35
Opolskie	8,21	7,76	9,30	11,69	11,95	12,30	13,11	14,32
Podkarpackie	4,29	4,28	5,06	6,40	7,57	9,04	8,93	9,58
Podlaskie	8,54	8,53	10,73	13,05	14,08	17,89	18,42	18,82
Pomorskie	5,20	4,74	5,75	7,74	8,48	9,32	9,90	10,02
Śląskie	3,70	3,99	4,39	5,22	5,36	5,69	5,69	6,16
Świętokrzyskie	5,29	5,05	5,99	6,67	7,50	8,43	9,52	10,58
Warmińsko-Mazurskie	5,95	5,69	6,43	7,74	8,44	8,79	9,00	9,83
Wielkopolskie	5,50	5,24	6,85	7,70	9,27	10,22	10,51	14,13
Zachodniopomorskie	4,59	4,65	5,80	6,91	7,05	7,83	8,06	9,29

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

3.10. Estymacja wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy dla zmodyfikowanego schematu losowania próby

W kolejnym etapie prac zastosowano klasyczny model Faya-Herriota ze zmodyfikowanymi wariancjami oszacowań bezpośrednich wynikającymi ze zmienionego schematu losowania próby. Wybór takiego estymatora podyktowany był faktem, że badania nad wpływem realokacji próby prowadzone były tylko dla 2012 roku. W związku z powyższym nie było możliwe zastosowanie dynamicznych modeli klasy SMO, w których informacja o wariancjach estymatora bezpośredniego pożądana byłaby dla wszystkich lat. W tabeli 19 przedstawiono parametry modelu z kompleksowym miernikiem syntetycznym jako zmienną objaśniającą dla roku 2012.

Tabela 19. Parametry modelu Faya-Herriota – zmodyfikowane wariancje oszacowań bezpośrednich (wskaźnik bardzo niskiej intensywności pracy)

Wyszczególnienie	Wsp. β	Błąd std.	Stat. t	Wartość p
Schemat oryginalny	$\phi^2=29,90\%$			
Wyraz wolny	0,05	0,00	10,94	0,00
Miernik	0,06	0,01	4,26	0,00
Schemat zmodyfikowany	$\phi^2=15,88\%$			
Wyraz wolny	0,05	0,01	9,49	0,00
Miernik	0,07	0,01	4,38	0,00

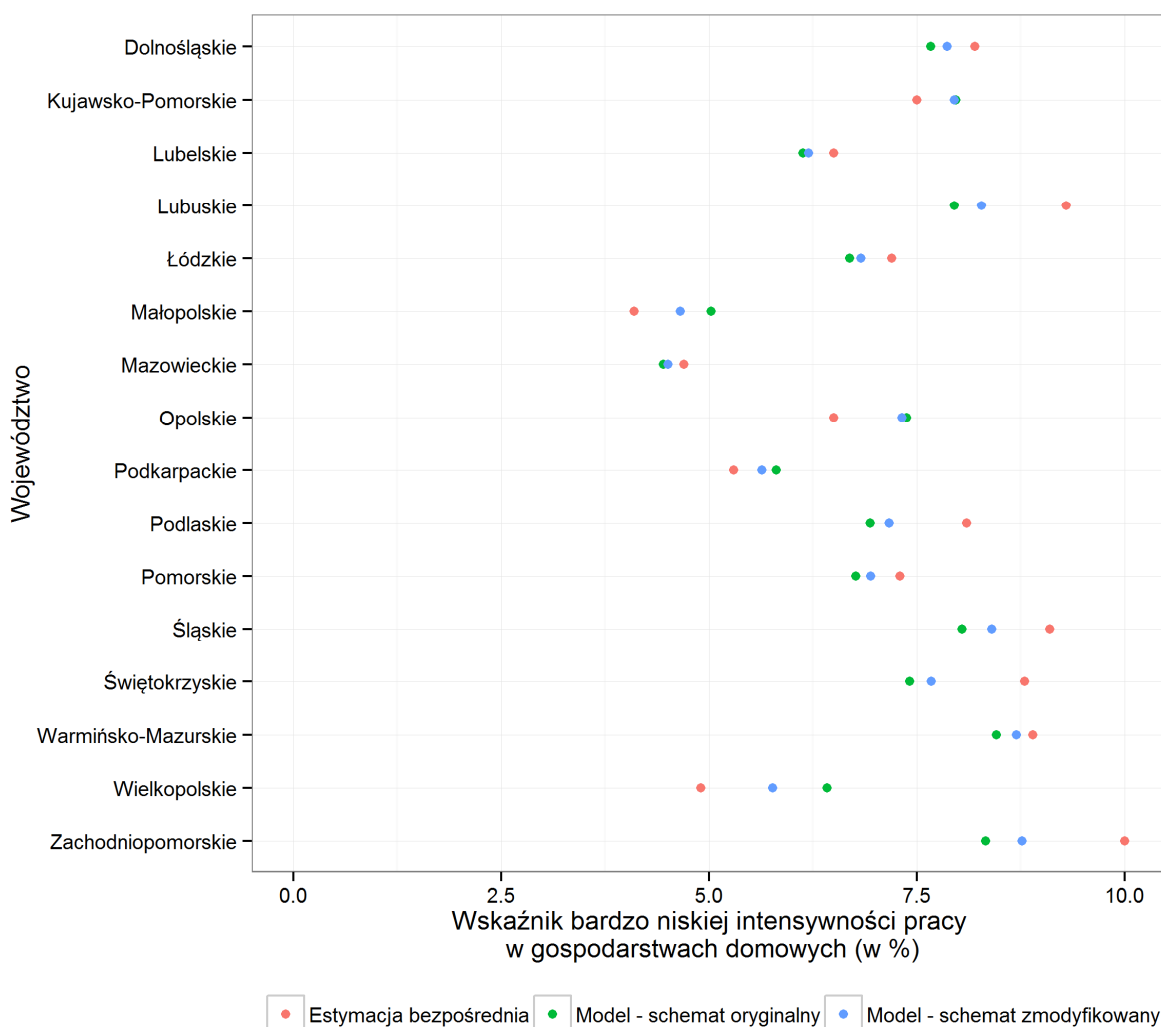
Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Wyraźnie widać, że wprowadzenie do modelu zmodyfikowanej wariancji znacznie poprawiło jakość dopasowania — współczynnik niewyjaśnionej wariancji spadł o 14 p.proc. Nie wpłynęło to w żadnym stopniu na istotność oraz znak zmiennej objaśniającej. Na rysunku 22 przedstawiono oszacowania uzyskane dla poszczególnych województw z wykorzystaniem estymatora bezpośredniego oraz modelu Faya-Herriota z dwoma wariantami wariancji. Wariant pierwszy odnosił się do modelu Faya-Herriota w oryginalnej wersji tj. dotyczącej stosowanego obecnie schematu losowania próby. Wariant drugi odnosił się do zmodyfikowanego schematu losowania próby i zawierał w związku z tym zmienione wariancje, dostosowane do realokacji próby. W obydwu wariantach jako zmienną objaśniającą wykorzystano kompleksowy miernik, opisany wcześniej w niniejszym opracowaniu.

Zastosowanie zmodyfikowanej przez schemat losowania próby wariancji estymatora bezpośredniego spowodowało nieznaczną zmianę w uzyskanych oszacowaniach. W jedenastu województwach odnotowano wyższe wartości wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy

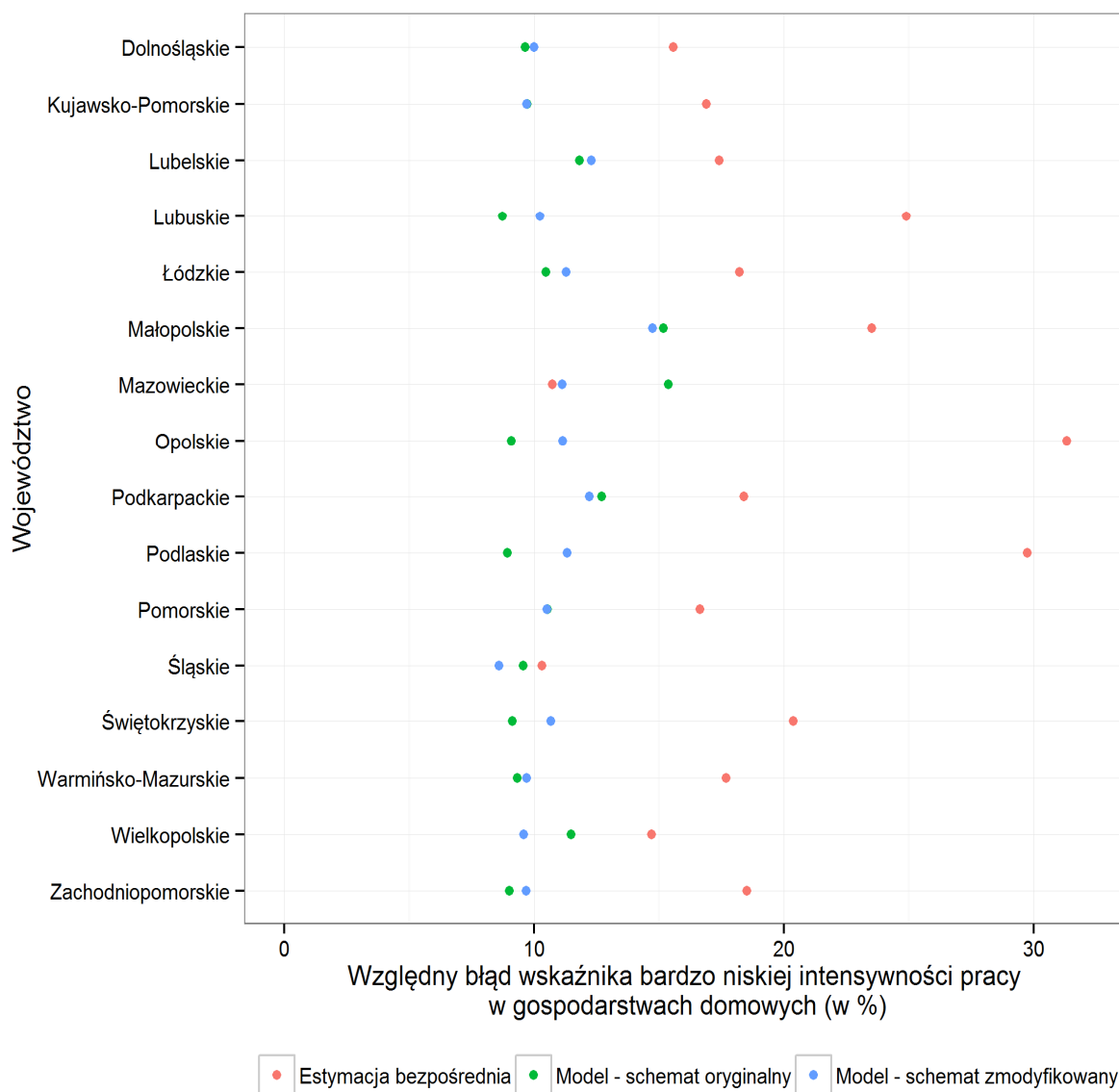
w gospodarstwach domowych z wykorzystaniem drugiego wariantu modelu w porównaniu z zastosowaniem w modelu oryginalnych wariacji. Co ciekawe, oszacowania na podstawie modelu wykorzystującego zmodyfikowany schemat losowania są zawsze „pomiędzy” wartościami wskaźnika uzyskanymi w sposób bezpośredni i na podstawie modelu Faya-Herriota w wariacie pierwszym. Rysunek 23 przedstawia natomiast względne błędy oszacowań z wykorzystaniem wszystkich uwzględnionych tutaj metod estymacji.

Rysunek 22. Oszacowania bezpośrednie oraz z modeli Faya-Herriota wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych w roku 2012 w przekroju województw dla oryginalnego i zmodyfikowanego schematu losowania próby



Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Rysunek 23. Względne błędy oszacowań bezpośrednich oraz z modeli Faya-Herriota wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych w roku 2012 w przekroju województw dla oryginalnego i zmodyfikowanego schematu losowania próby



Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Analiza rysunku 23 wskazuje na poprawę precyzji oszacowań przy zmodyfikowanym schemacie losowania w porównaniu do schematu oryginalnego w przypadku 5 województw: małopolskiego, mazowieckiego, podkarpackiego, śląskiego oraz wielkopolskiego. Cechą wspólną tych jednostek jest duża liczebność próby i w tych przypadkach zmiana schematu losowania wpłynęła na wartości względnych błędów oszacowań wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych.

3.11. Estymacja wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej dla zmodyfikowanego schematu losowania próby

Przeprowadzono także aplikację wpływu zmodyfikowanych wariancji w modelu dla wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej. W tym celu wykorzystano model Faya-Herriota z miernikiem kompleksowym jako zmienną objaśniającą. W tabeli przedstawiono parametry tego modelu dla oryginalnego i zmodyfikowanego schematu losowania próby.

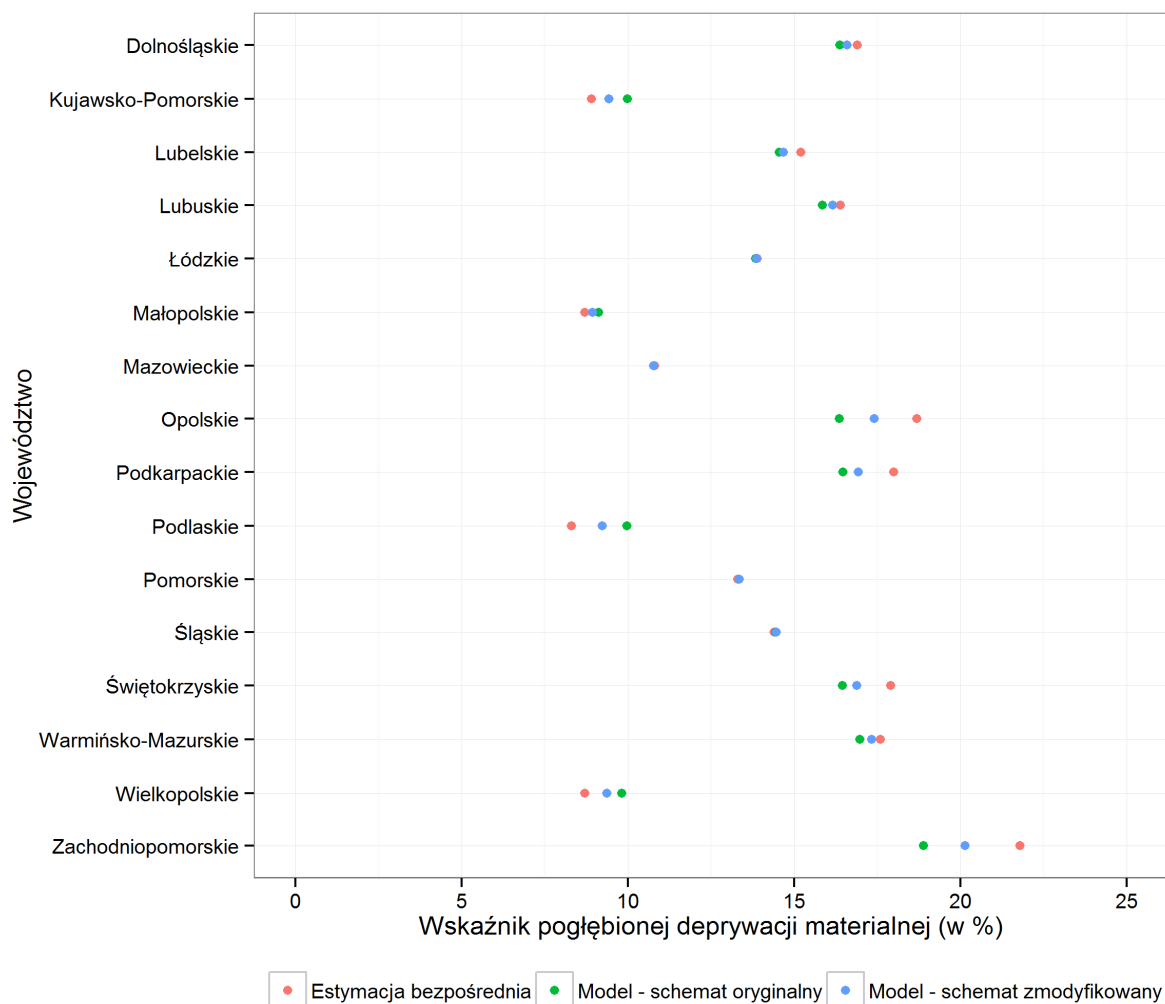
Tabela 20. Parametry modelu Faya-Herriota – zmodyfikowane wariancje oszacowań bezpośrednich (wskaźnik pogłębionej deprivacji materialnej)

Wyszczególnienie	Wsp. β	Błąd std.	Stat. t	Wartość p
Schemat oryginalny	$\phi^2=9,40\%$			
Wyraz wolny	0,11	0,02	6,23	0,00
Miernik	0,08	0,05	1,49	0,14
Schemat zmodyfikowany	$\phi^2=3,25\%$			
Wyraz wolny	0,11	0,02	5,89	0,00
Miernik	0,08	0,05	1,57	0,12

Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Zastosowanie zmodyfikowanych wariancji poprawiło dopasowanie wartości empirycznych do modelowych, współczynnik indeterminacji ϕ^2 wynosi 3,25% w porównaniu do $\phi^2 = 9,40\%$. Zmianie nie uległ znak oraz współczynnik β przy zmiennej objaśniającej. Można jedynie zwrócić uwagę na nieznaczną poprawę istotności tej cechy w modelu. Uzyskane na podstawie tych modeli oszacowania zaprezentowano na rysunku 24.

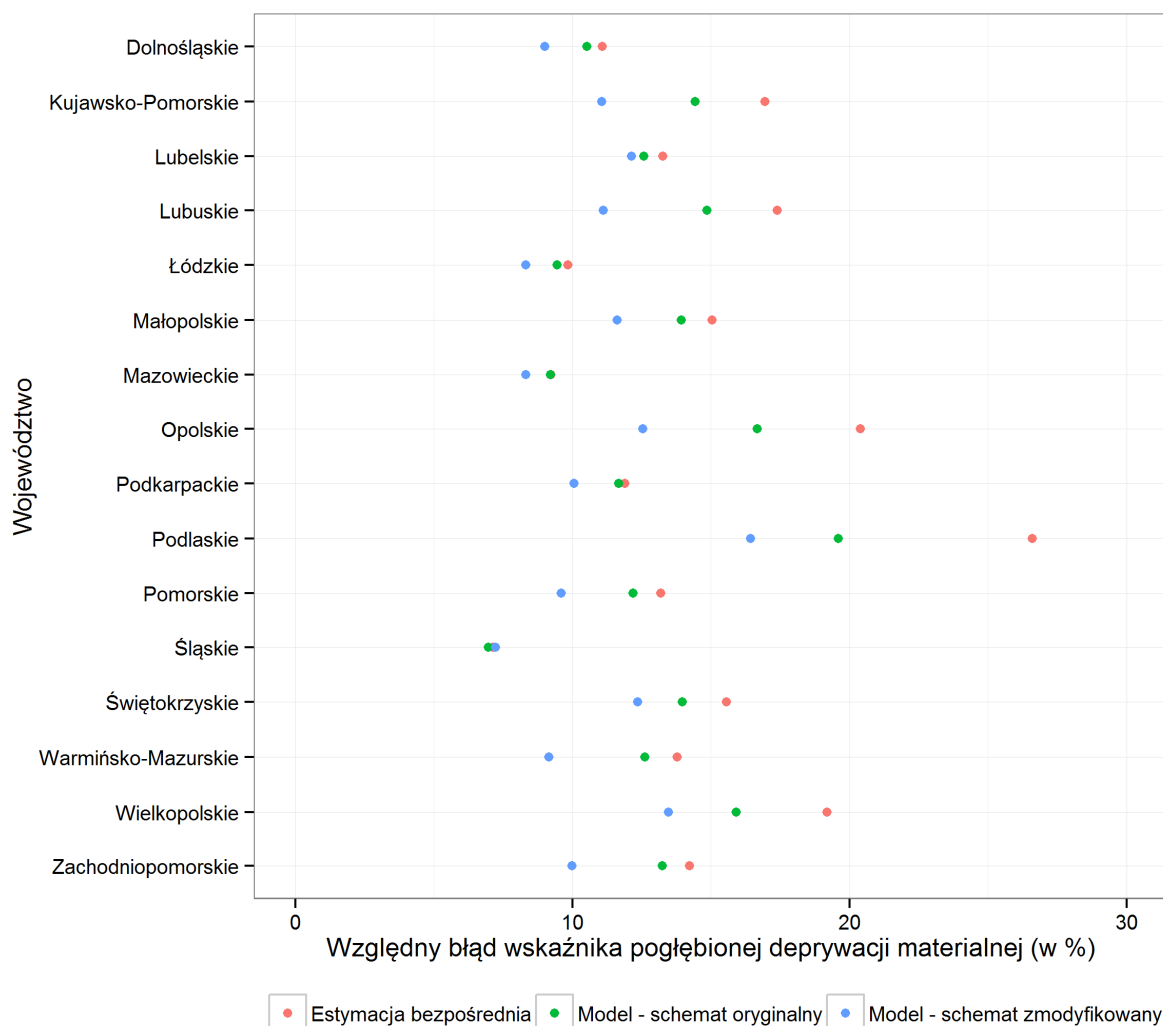
Rysunek 24. Oszacowania bezpośrednie oraz z modeli Faya-Herriota wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej w roku 2012 w przekroju województw dla oryginalnego i zmodyfikowanego schematu losowania próby



Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

W przypadku wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej w czterech województwach oszacowania właściwie się od siebie nie różniły (województwo łódzkie, mazowieckie, pomorskie, śląskie). W ośmiu jednostkach terytorialnych wartości wskaźnika wynikające z oryginalnego schematu losowania są niższe niż te otrzymane z wykorzystaniem pozostałych estymatorów. Na rysunku 25 przedstawiono względne błędy szacunku dla wszystkich rozważanych estymatorów (bezpośredni i Faya-Herriota dla oryginalnego i zmodyfikowanego schematu losowania próby).

Rysunek 25. Względne błędy oszacowań bezpośrednich oraz z modeli Faya-Herriota wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej w roku 2012 w przekroju województw dla oryginalnego i zmodyfikowanego schematu losowania próby



Źródło: „Na podstawie wyników otrzymanych symulacyjnie dla potrzeb analitycznych w związku z realizacją projektu, nie będących oficjalnymi danymi GUS”

Analiza wartości względnych błędów oszacowań wskazuje, że w przypadku zastosowania zmodyfikowanego schematu losowania precyzja szacunków wskaźnika pogłębionej deprivacji materialnej jest wyraźnie lepsza niż w przypadku schematu oryginalnego. Wyjątkiem w tej kwestii jest województwo śląskie, które cechowało się największą liczbą reprezentantów spośród wszystkich jednostek — w tym przypadku estymacja bezpośrednia charakteryzowała się już odpowiednią precyzją.

Zastosowanie zmodyfikowanego schematu losowania wpłynęło na wielkość otrzymanych wariancji oszacowań bezpośrednich. Te wartości pełnią kluczową rolę w estymacji modelu Faya-Herriota. Przeprowadzony eksperyment wskazuje, że w przypadku dobrze dopasowanego modelu (mała niewyjaśniona zmienność oszacowań bezpośrednich) zastosowany schemat losowania ma duże znaczenie dla precyzji końcowych szacunków. Natomiast „gorszy” model skutkuje zmniejszeniem względnych błędów oszacowań wskaźników jedynie w przypadku odpowiednio dużej próby.

Wnioski:

Przeprowadzony proces analityczny wykazuje, że podstawowym warunkiem stosowania estymacji SMO jest dysponowanie stosownymi dodatkowymi informacjami, które umożliwiają budowę modeli o pożądanym własnościach, za pomocą których szacuje się odpowiednie wskaźniki. Wiele w tym kontekście zależy od jakości tzw. infrastruktury statystycznej, czyli od dostępu do szerokiego spektrum dodatkowych źródeł danych, w tym przede wszystkim rejestrów administracyjnych. W przypadku niniejszej pracy badawczej poświęconej wybranym wskaźnikom strategii Europa 2020 chodzi tutaj szczególnie o informacje z zakresu pomocy społecznej czy też dochodów ludności, które nie są dostępne dla wszystkich lat i przekrojów rozpatrywanych w pracy badawczej. Przy czym istotne znaczenie, w kontekście stosowania modeli na poziomie obszarów ma fakt, że niekoniecznie muszą być to dane jednostkowe, ale także mogą to być dane zagregowane w przekrojach, w ramach których chcemy dokonywać szacunków pośrednich. Elementem infrastruktury statystycznej jest także dostępność do wcześniejszych edycji tych samych badań opartych na tych samych podstawach metodologicznych, co umożliwia zastosowanie estymatorów pożyczających moc w czasie (time series estimators).

Jak pokazują wyniki przeprowadzonych prac badawczych posiadanie wysokich jakościowo informacji w postaci zmiennych pomocniczych gromadzonych dzięki wielu badaniom prowadzonym przez statystykę publiczną, może w istotny sposób przyczynić się do uzyskania akceptowalnych szacunków na coraz niższym poziomie agregacji przestrzennej. Statystyka małych obszarów dysponuje szerokim wachlarzem metod, których ostateczny dobór jest zależny od występujących uwarunkowań, potrzeb i celów dla których są prowadzone szacunki. W prezentowanej pracy badawczej, podobnie jak się to czyni w wielu tego rodzaju pracach prowadzonych na całym świecie, jako punkt odniesienia (tzw. benchmark) zastosowano estymator bezpośredni. Dodatkowo zastosowano także estymatory pośrednie wspomagane modelem - syntetyczne i złożone. Ich wybór wynika przede wszystkim z przyjęcia dosyć naturalnego, chociaż nie zawsze słusznego założenia, że mały obszar jest podobny do obszaru większego ze względu na zmienną estymowaną i zmienne pomocnicze. Obok założeń dotyczących natury strukturalnej badanych zjawisk, poszukuje się także tzw. „złotego środka” między udziałem elementu bezpośredniego (informacji pochodzącej jedynie z próby, zależnej między innymi od zastosowanego schematu losowania) i syntetycznego (wiedzy teoretycznej mającej swoje oparcie w zastosowanym modelu), w tworzeniu finalnych oszacowań, zaś ostateczna konstrukcja estymatora złożonego zależy od podziału wagi określającej udział tych dwóch jego składowych. W zależności od przyjętego sposobu rozdziału wagi pomiędzy estymatory, preferowany jest większy wpływ estymatora bezpośredniego na oszacowanie estymatora złożonego i na odwrót.

Etap konstrukcji modelu jest szczególnie wrażliwą częścią procesu stosowania metodologii estymacji pośredniej. Istotne są tutaj zarówno wiedza ekspercka w zakresie modelowanych zjawisk, jak i strictly statystyczne aspekty, takie jak stopień skorelowania między zmiennymi objaśniającymi i tychże zmiennych ze zmienną objaśnianą, parametry jakości stosowanych modeli regresyjnych (współczynnik determinacji, istotność współczynników regresji wyrażona wynikami testu t, istotność reszt wyjaśnionych modelem – test F, statystyka Durbina – Watsona, itp.). Dodatkowym wyzwaniem dla zespołu badawczego było znalezienie zmiennych zależnych, które będą objaśniały te dwa wskaźniki strategii Europa 2020 w sposób w miarę prosty, a przy tym jak najbardziej kompleksowy, o stabilnych w czasie współczynnikach korelacji ze zmiennymi objaśnianymi. Dlatego też zdecydowano się między innymi na poszukiwanie rozwiązań na gruncie metod taksonomicznych – poprzez konstrukcję odpowiednich zmiennych syntetycznych, które mogłyby zostać włączone do modelu. Takie nowatorskie podejście do modelu Faya–Herriota jest z pewnością bardziej skomplikowane obliczeniowo, ale i zdecydowanie bardziej wszechstronne. Jego niewątpliwą zaletą jest pogłębiona analiza powiązań pomiędzy czynnikami wpływającymi na kształtowanie się szacowanego wskaźnika w porównaniu z estymatorami wspieranymi modelem.

Dodatkowo ze względu na dostępność danych z poprzednich edycji badania zastosowano estymatory pożyczające moc w czasie oraz w czasie i przestrzeni. Wykorzystują one podczas procesu estymacji omawianych wskaźników komponent czasu, a w przypadku estymatorów czasowo-przestrzennych dodatkowo wykorzystują także relacje przestrzenne (bliskość, sąsiedztwo domen).

Na podstawie przeprowadzonych prac nasuwają się następujące wnioski:

- Oszacowania złożone charakteryzują się mniejszą zmiennością i eliminują wpływ wahań przypadkowych wynikający z doboru próby w porównaniu do estymatora bezpośredniego;
- Formuła estymatora złożonego, który jest średnią ważoną oszacowania bezpośredniego oraz syntetycznego ilorazowego, umożliwia uwzględnienie wyłącznie jednej zmiennej pomocniczej. Jednak dla lepszego dopasowania modelu zaleca się w zjawiskach wielowymiarowych korzystanie z większej liczby zmiennych pomocniczych. Należy przy tym zauważyć, że przeprowadzone badanie potwierdziło rekomendacje dotyczące doboru wagi – gammy, aby wyznaczać ją w zależności od relacji błędu średniokwadratowego estymatora bezpośredniego i syntetycznego. Pozwoliło to zapewnić stabilność tego parametru w czasie i ustalić go na takim poziomie, który generalnie wskazywał na przypisanie w estymacji większego znaczenia składnikowi opartemu na modelu;

- Dopasowanie modelu złożonego z syntetycznym miernikiem cząstkowym tzw. „rynku pracy” jako zmienną objaśniającą wskazywało na zróżnicowaną istotność dopasowania modelu w czasie. Natomiast użycie miernika kompleksowego jeszcze bardziej pogłębiło to zjawisko. Należy jednak podkreślić, że zaproponowane podejście, chociaż nie mogło być dostatecznie dopracowane, bowiem jest oryginalnym rozwiązaniem nie mającym odpowiednika w światowej literaturze i w związku z tym wymaga dalszych badań, zawiera spory potencjał badawczy i jeszcze dobitniej podkreśla związki estymacji pośredniej i taksonomii;
- Z punktu widzenia efektywnego stosowania metodologii statystyki małych obszarów istotny jest dostęp do rejestrów administracyjnych, które nie posiadają błędów losowych i mogą służyć jako zmienne objaśniające w estymowanych modelach. Przykładem może tu być projekt SAIPE realizowany z powodzeniem od lat w USA, który do konstrukcji modeli pośrednich korzysta między innymi z danych pochodzących z rejestru podatkowego do estymacji wskaźników ubóstwa. Należy wyrazić w tym miejscu postulat szerszego dostępu do danych jednostkowych zawartych w rejestrach podatkowych i związanych z pomocą społeczną.
- Wskaźnik deprywacji materialnej ze względu na swoją złożoną konstrukcję (deklaracyjny charakter wskaźnika w oparciu subiektywne odczucia braku możliwości zaspokojenia co najmniej 4 z 9 potrzeb wskazanych arbitralnie z ustalonej listy w badaniu) jest trudny do modelowania ze względu na problem z doбором odpowiednich zmiennych objaśniających, silnie skorelowanych z tak określonym wskaźnikiem. W opinii zespołu badawczego adekwatność zdefiniowanych we wskaźniku potrzeb wymaga pogłębionej analizy, której efektem byłaby aktualizacja i redukcja zaproponowanej listy. Jednak tego rodzaju analiza wykracza poza ramy niniejszej pracy badawczej;
- Statystyka małych obszarów może być istotnym narzędziem służącym do otrzymania odpowiedniej jakości oszacowań dla agregacji przestrzennych, reprezentowanych w próbach stosowanych w badaniach reprezentacyjnych, dla których estymator bezpośredni generuje oszacowania o nieakceptowalnym błędzie szacunku;
- Wybrany model, jako pewien obraz i przybliżenie nieznannej rzeczywistości wyrażony w postaci matematycznej, zawiera z natury rzeczy pewne arbitralne wybory, które mogą stanowić pole do dyskusji nad jego sensownością i merytorycznym uzasadnieniem. Dotyczy to nie tylko postaci samego modelu, sposobu szacowania jego parametrów, ale przede wszystkim sposobu doboru zmiennych objaśniających. Bez względu na zastosowane metody doboru zmiennych (kryteria statystyczne, kryteria merytoryczne lub ich kombinacja) oraz specyfikację modelu zawsze istnieje pewne zagrożenie,

co do uzyskanych wyników w kontekście wielkości obciążenia czy precyzji. Należy jednak podkreślić, że problem ten nie dotyczy jedynie szacunków uzyskanych na podstawie podejścia modelowego, ale również wyników uzyskiwanych z wykorzystaniem podejścia bazującego na schemacie losowania próby z wykorzystaniem wag (wątpliwości związane ze sposobem niwelowania w procesie estymacji wpływu braków odpowiedzi, czy też obserwacji nietypowych – imputacja czy ważenie, a jeśli na przykład imputacja to jaka metoda, sposób losowania jednostek – podejście jednostopniowe czy dwustopniowe, sposób konstrukcji warstw itd.);

- Uzyskanie akceptowalnych szacunków z wykorzystaniem metod jakie oferuje statystyka małych obszarów wymagać powinno ścisłej współpracy z ekspertami z danej dziedziny badań. Dotyczy zarówno kwestii doboru odpowiednich zmiennych pomocniczych opisujących analizowane zjawisko jak i merytorycznej oceny uzyskanych wyników;

- Ze względu na uzyskanie zadowalających wyników szacunków wskaźnika bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych, zasadne wydaje się zarekomendowanie cyklicznego naliczania tego wskaźnika na poziomie województw w ramach prac eksperymentalnych bazując na estymatorze złożonym z wagą, która zdefiniowana jest jako udział błędu średniokwadratowego estymatora syntetycznego w sumie błędów średniokwadratowych estymatora bezpośredniego i syntetycznego lub wielowymiarowym dynamicznym modelu Faya, Plant, Diallo;

- Nie jest merytorycznie uzasadnione szacowanie wskaźników bardzo niskiej intensywności pracy w gospodarstwach domowych i pogłębionej deprivacji materialnej na poziomie województw w dodatkowo określonych przekrojach ze względu na wysokie błędy szacunku i brak odpowiednich zmiennych pomocniczych dla tak zdefiniowanych domen.

Literatura II:

- [1] Fay R.E., Herriot R.A. (1979), *Estimates of income for small places: An application of James-Stein procedures to census data*, Journal of the American Statistical Association 74.
- [2] Fay R.E., Diallo M.S. (2012), *Small Area Estimation Alternatives for the National Crime Victimization Survey*, Section on Survey Research Methods – JSM 2012.
- [3] Fay R.E., Planty M., Diallo M.S. (2013), *Small Area Estimation Alternatives for the National Crime Victimization Survey*, JSM 2013 - Survey Research Methods Section.
- [4] GUS (2013), *Ludność. Stan i struktura demograficzno-społeczna. Narodowy Spis Powszechny Ludności i Mieszkań 2011*, Zakład Wydawnictw Statystycznych, Warszawa, ss. 49–50.
- [5] Malina A., Zeliaś A. (1998), *On Building Taxonomic Measures on Living Conditions*, Statistics in Transition, vol 3., 523–544.
- [6] Marhuenda Y., Molina I., Morales D. (2013), *Small area estimation with spatio-temporal Fay–Herriot models*, Computational Statistics & Data Analysis, vol. 58, issue C, 308–325.
- [7] Młodak A. (2005), *Ocena zmienności cech statystycznych w modelu taksonomicznym*, Wiadomości Statystyczne, nr. 9, 5–18.
- [8] Młodak A. (2006), *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*, Centrum Doradztwa i Informacji DIFIN, Warszawa.
- [9] Młodak A. (2009), *Historia problemu Webera*, Matematyka Stosowana, nr. 10/5, 3–21.
- [10] Neter J., Wasserman W. and Kutner M.H. (1985), *Applied Linear Statistical Models: Regression, Analysis of Variance, and Experimental Designs*, Homewood, IL: Richard D. Irwin, Inc., nr 469.
- [11] Pfeiffermann D. (2013), *New Important Developments in Small Area Estimation*, Statistical Science, Vol. 28(1), pp. 40–68.
- [12] Prasad N.G.N. i Rao J.N.K. (1990), *The Estimation of the Mean Squared Error of Small-Area Estimators*, Journal of the American Statistical Association, Vol. 85, No. 409, ss. 163-171.
- [13] Rao J.N.K., Yu M. (1994), *Small Area Estimation by Combining Time Series and Cross-Sectional Data*, The Canadian Journal of Statistics, Vol. 22, No. 4, Special Issue on the Analysis of Health and Environmental Data, 511–528.
- [14] Rao J.N.K. (2003), *Small Area Estimation*, John Wiley & Sons.
- [15] Rousseeuw P. J., Leroy A. M. (2005), *Robust regression and outlier detection*, John Wiley & Sons.

- [16] Śmiłowska T. (1997), *Statystyczna analiza poziomu życia ludności Polski w ujęciu przestrzennym*, Studia i Prace. Z Prac Zakładu Badań Statystyczno — Ekonomicznych Głównego Urzędu Statystycznego i Polskiej Akademii Nauk, vol. 247.
- [17] Vandev D. L (2002), *Computing of Trimmed L_1 -Median*, Laboratory of Computer Stochastics, Institute of Mathematics, Bulgarian Academy of Sciences, Bulgaria, <http://www.fmi.uni-sofia.bg/fmi/statist/Personal/Vandev/papers/aspap.pdf>.
- [18] Zeliaś A. (2002), *Some Notes on the Selection of Normalization of Diagnostic Variables*, vol 5., nr. 5, 787–802.

Podsumowanie:

Diagnoza precyzji wskaźników dla lat 2005 – 2012 przy dotychczasowej wielkości próby badania:

1. W ramach czterech analizowanych wskaźników najwyższym błędem standardowym charakteryzował się wskaźnik AROPE. Oznacza to, iż uzyskanie odpowiedniej precyzji dla tego wskaźnika daje niemal pewność zakładanej precyzji w przypadku pozostałych.
2. Zróżnicowanie pomiędzy województwami wynikało z dotychczasowej proporcjonalnej alokacji prób między nimi, co powodowało następującą zależność: im mniejsze województwo, tym mniejsza liczebność próby i większy błąd standardowy.
3. Przy założeniu $SE \leq 1,25$ na początku realizacji badania w 2005 r. tylko dwa największe województwa osiągały precyzję wskaźnika AROPE na tym poziomie (mazowieckie – 1,24 p.proc., śląskie – 1,15 p.proc.). W 2012 r. precyzje wszystkich województw nie spełniały tego warunku.
4. Przy założeniu $SE \geq 1,5$ warunek ten przez wszystkie analizowane lata spełniały tylko dwa największe województwa.
5. Uwzględnianie dodatkowych podziałów w ramach województw powoduje istotne pogorszenie precyzji wyników np. w 90% procentach przypadków błąd jest w zakresie [1,1 – 10,0] ze średnią 4,1; natomiast gdy rozważamy wskaźniki wyłącznie na poziomie województw uzyskujemy w 90% przypadków błąd w przedziale [0,9 – 3,5] ze średnią 2,0; oznacza to że uzyskanie zadanego poziomu precyzji przy szczegółowych grupowaniach wymagałoby istotnego zwiększenia liczebności próby.
6. W analizowanych przekrojach najtrudniej uzyskać zadawalającą precyzję dla następujących kategorii: „rodzic z przynajmniej jednym dzieckiem na utrzymaniu”, „bezrobotni”, „wieś”, „przedział wiekowy 18 - 24 lata”, „obszar pośredni” w klasyfikacji DEGURBA, gdyż są one najmniej liczne.

Warianty alokacji i zwiększenia próby przy dwustopniowym schemacie losowania:

1. Liczebność próby wylosowanej dla wariantów, w których uwzględniono identyczną liczebność próby w każdym województwie a zarazem założono, iż wartość błędu standardowego nie powinna przekraczać 1,25 bądź 1,5 p.proc. musiałyby wzrosnąć w zależności od wariantu z 18 000 (obecnie losowanych) do 50 000 (A2a) bądź nawet do 93 000 gospodarstw domowych (B1). W dodatku największe obciążenie wzrostem kosztów realizacji badania (ze względu na zwiększenie liczby etatów ankieterów) ponosiłyby najmniejsze województwa.
2. Wpływ na tak duży wzrost próby wylosowanej do badania ma nie tylko mocno zaostrzony warunek dot. precyzji (w dodatku jednakowy dla wszystkich województw – niezależnie od wielkości) ale również ze względu na coraz wyższy wskaźnik braku realizacji ankiet (na poziomie gospodarstwa domowego), którego tendencja wzrostowa została uwzględniona w tworzeniu wszystkich analizowanych wariantów.
3. Założona precyzja $SE \leq 1,25$ p.proc. jest zbyt rygorystyczna by móc osiągnąć ją tylko za pomocą zmian w alokacji i wielkości próby.
4. Konieczne jest uzależnienie precyzji od wielkości województwa (nowa rekomendacja Eurostatu na to pozwala).
5. Wariant C jest bardziej uniwersalny gdyż zapewnia kompromis między osiągnięciem odpowiedniej precyzji zarówno dla województw jak i na Polskę.
6. Wariant D jest lepszym rozwiązaniem z punktu widzenia celu projektu gdyż koncentruje się na precyzji wskaźników dla województw.
7. Dwa ostatnie warianty (C i D) mimo, iż różnią się założeniami co do reguł alokacji, wymagają podobnej liczby zarówno wylosowanych jak i zbadanych gospodarstw domowych.

Alternatywny jednostopniowy schemat losowania

1. Precyzja uogólnień w zastosowanych symulacjach na ogół nie poprawiła się w sposób znaczący. Różnice te są tak małe, że mogą mieć charakter przypadkowy.
2. Brak zakładanego zysku na precyzji wynika z faktu, że losowanie jednostopniowe mieszkań jest wciąż losowaniem zespołowym a nie prostym (mieszkania/gospodarstwa stanowią zespoły osób, zaś zróżnicowanie badanych cech między gospodarstwami domowymi, może być większe niż zróżnicowanie średnich między dotychczasowymi jednostkami losowania).

Szacunek kosztów zwiększenia próby:

1. Koszty związane ze wzrostem liczebności próby wylosowanej dla wariantów, w których założono, iż wartość błędu standardowego nie powinna przekraczać 1,25 bądź 1,5 p.proc. stanowią barierę zaporową dla ich wdrożenia.
2. Przy założeniu, iż badanie EU-SILC realizowane będzie w terenie przez 2 miesiące należałoby zaangażować do niego ponad 50 % obecnej sieci ankieterskiej w Polsce, co zważywszy na ilość badań w ramach PBSSP realizowanych w tym czasie przez tę sieć byłoby niemożliwe.
3. Największe obciążenie wzrostem kosztów realizacji badania (ze względu na zwiększenie liczby etatów ankieterów) ponosiłyby najmniejsze województwa – przy dwumiesięcznej realizacji badania w terenie i warunku $SE \leq 1,25$ p.proc. województwo lubuskie oraz świętokrzyskie musiałyby zaangażować tylko do tego badania 88 % swojej sieci ankieterskiej. Natomiast przy mniej restrykcyjnym poziomie precyzji ($SE \leq 1,5$ p.proc.) ok. 60 % sieci ankieterskiej przez 2 miesiące realizowałaby tylko badanie EU-SILC w tych województwach.
4. W wariantach C i D już tylko ok. 20 % sieci realizowałaby w Polsce w trakcie dwóch miesięcy badanie w terenie. To daje realne możliwości wprowadzenia tych wariantów w życie.
5. Jednak w przypadku wariantu D, który zakłada niemal równe liczebności dla wszystkich województw sytuacja dla województw mniejszych jest znacznie bardziej niekorzystna niż w wariantach C (np. województwo lubuskie w wariantach C i D musiałyby zaangażować 33% sieci, natomiast w wariantach C tylko 24 %).
6. Koszty związane z upominkami dla gospodarstw domowych biorących udział w badaniu uzależnione są od wielkości próby do zrealizowania. Dlatego, im wariant bardziej wymagający pod tym względem tym koszty zakupu upominków większe.
7. Najbardziej optymalne pod tym względem są więc warianty C i D.

Rekomendacje:

Alokacja i zwiększenie wielkości próby (wariant C)

Mając na uwadze zarówno cel projektu, czyli uzyskanie możliwości prezentacji wskaźników pomiaru realizacji celu ubóstwa wyznaczonego w Strategii Europa 2020 na poziomie terytorialnym NTS 2 (województwa) jak i ograniczone możliwości finansowe, po przeprowadzeniu wielu analiz różnych podejść do powyższego zagadnienia uznano, iż najlepszym rozwiązaniem na chwilę obecną jest zastosowanie wariantu C alokacji i zwiększenia próby badania.

Zakładając średnie wynagrodzenia ankietera brutto 2300 zł i koszt prezentu 25 zł dla obu okresów odniesienia, to koszt badania przy wariacie C zwiększy się o ok. 50 %:

Wyszczególnienie	2014 r.	wariant C w 2018 r.
Koszt badania ogółem	876 275	1 330 075
Koszty osobowe	551 775	837 525
Koszty rzeczowe	324 500	492 550

Rozwiązanie takie pociąga za sobą zwiększenie kosztów realizacji badania, należy jednak rozważyć uniwersalność tego podejścia, szczególnie w kontekście osiągniętych korzyści, tj. możliwości uzyskania danych o dobrej jakości.

Badanie EU-SILC, to ogromna ilość danych zbieranych co roku w zakresie kilkunastu tematów związanych z warunkami życia Polaków, takich jak: dochody, aktywność ekonomiczna, migracje, opieka nad dziećmi, zdrowie, warunki mieszkaniowe (w tym ponoszone koszty związane z mieszkaniem), samoocena sytuacji finansowej gospodarstw domowych, deprywacja materialna, dobrobyt. Oprócz tych tematów badanych każdego roku dołączane są również inne zagadnienia w postaci modułów: deprywacja dzieci, zdrowie dzieci, międzypokoleniowe dziedziczenie ubóstwa, dostęp do usług, planowane: zadłużenie, konsumpcja, zamożność; wykluczenie mieszkaniowe, itd.

Dzięki zwiększeniu próby uzyskana zostanie możliwość dokonywania szerszych analiz poszczególnych zjawisk według różnorodnych przekrojów (np. dla gospodarstw domowych rodziców z co najmniej jednym dzieckiem na utrzymaniu, dla osób w wieku 18-24 lata, bezrobotnych kobiet i in.). Np. aby dokonać analizy deprywacji materialnej gospodarstw domowych należy rozpatrzyć jaki procent osób mieszkających w gospodarstwach domowych zagrożony jest tym zjawiskiem. W tym celu używany jest tzw. typ gospodarstwa domowego – jednak przy obecnej liczebności próby zrealizowanej, kategoria

„samotnego rodzica z przynajmniej jednym dzieckiem na utrzymaniu” nawet na poziomie kraju jest nieliczna, a to rzutuje na jakość wyników i utrudnia dokonanie analiz, ponieważ jedna z kategorii nie jest wiarygodna.

Obecnie zespół zajmujący się opracowaniem wyników badania ma poczucie braku wykorzystania potencjału zawartego w gromadzonych danych z tak szerokiego zakresu tematycznego. Przy obecnej wielkości próby uzyskanie założonej precyzji **nawet dla podziału według regionów statystycznych jest niemożliwe**. Dwa regiony spełniają warunek $SE \leq 1,25$ p.proc., tj. największe: centralny (1,14 p.proc.) i południowy (1,24 p.proc.), a warunek $SE \leq 1,5$ p.proc. oprócz wcześniej wymienionych, jeszcze wschodni (1,47 p.proc.) i północny (1,40 p.proc.).

Należy nadmienić, że w pierwszym roku realizacji badana EU-SILC w Polsce, próba liczyła 24 tysiące gospodarstw domowych i zakładała prezentację podstawowych wyników na poziomie województw (na potrzeby krajowe, gdyż Eurostat nie wymagał wyników na jakimkolwiek poziomie regionalnym).

Niestety zjawisko wycierania się prób, obecnie dotyka to badanie w stopniu znacznie większym niż 10 lat temu gdyż wskaźnik braku realizacji wywiadu bardzo się zwiększył w ciągu kilku ostatnich lat. O ile w pierwszych latach realizacji badania liczebność próby po 4 latach osiągała ok. 50 % pierwotnie wylosowanej, tak w ostatnich latach taki wynik uzyskiwano już po pierwszym roku realizacji.

Rok rozpoczęcia realizacji podpróby	Wskaźnik braku realizacji wywiadów na poziomie gospodarstwa domowego				Liczba gospodarstw domowych w I roku	Liczba gospodarstw domowych po ostatnim roku realizacji podpróby	% pozostałych gospodarstw domowych w stosunku do wylosowanych
	I raz realizowana podpróba	II raz realizowana podpróba	III raz realizowana podpróba	IV raz realizowana podpróba			
	%						
2006 - 5 pr	34	12	10	8	6232	3256	52
2007 - 6 pr	38	11	3	7	6196	3037	49
2008 - 7 pr	39	13	9	8	6219	2975	48
2009 - 8 pr	43	11	9	8	6125	2817	46
2010 - 1 pr	41	9	9	8	6148	2914	47
2011 - 2 pr	40	12	13	7	6141	2820	46
2012 - 3 pr	44	14	10	8	7112	2988	42
2013 - 4 pr	51	12	9	8	7449	2691	36
2014 - 5 pr	49	12	9	8	7269	2724	37

Szare pola tabeli wypełnione są szacunkowymi wartościami gdyż próby te nie wyszły jeszcze z próby badania (podpróba, która weszła do badania w 2012 r. czwarty raz realizowana jest w 2015 r., natomiast wchodząc do badania w 2014 r. ostatni raz w badaniu będzie w roku 2017).

Ponieważ jest to zjawisko bardzo złożone i nie podlega analizie niniejszego projektu nie zostanie (zostało) szeroko omówione, należy jednak wspomnieć, że jest to jeden z poważnych problemów statystyki, który ma istotny wpływ na analizowane zjawisko precyzji wskaźników.

Biorąc pod uwagę wszystkie powyższe czynniki konieczne jest zwiększenie próby do badania EU-SILC by możliwe było publikowanie i analizowanie danych nie tylko na poziomie kraju, ale również według podstawowych przekrojów w tym w układzie terytorialnym (NTS 1 i NTS 2).

Jednostopniowy schemat losowania:

Analiza ocen precyzji dla jednostopniowego schematu losowania prowadzi do wniosku o braku racjonalności jego zastosowania, w związku z czym schemat ten nie jest rekomendowany.

Harmonogram wprowadzania rekomendacji:

1. W roku 2015 powinien zostać uwzględniony pierwszy etap wariantu C. Oznacza, to że nowa podpróbka do badania na rok 2016 powinna zostać wylosowana według następującego schematu:

Województwo		Liczebność nowej podpróbki
02	dolnośląskie	540
04	kujawsko-pomorskie	471
06	lubelskie	377
08	lubuskie	283
10	łódzkie	480
12	małopolskie	545
14	mazowieckie	771
16	opolskie	306
18	podkarpackie	339
20	podlaskie	315
22	pomorskie	439
24	śląskie	681
26	świętokrzyskie	280
28	warmińsko-mazurskie	360
30	wielkopolskie	580
32	zachodniopomorskie	457
Polska		7224

2. W 2016 r. nowa podpróbka na rok 2017 powinna zostać wylosowana wg schematu:

Województwo		Liczebność nowej podpróbki
02	dolnośląskie	949
04	kujawsko-pomorskie	648
06	lubelskie	602
08	lubuskie	359
10	łódzkie	877
12	małopolskie	1022
14	mazowieckie	1797
16	opolskie	402
18	podkarpackie	436
20	podlaskie	424
22	pomorskie	740
24	śląskie	1393
26	świętokrzyskie	392
28	warmińsko-mazurskie	549
30	wielkopolskie	1044
32	zachodniopomorskie	656
Polska		12290

3. W 2017 r. nowa podpróbka na rok 2018 powinna zostać wylosowana wg schematu:

Województwo		Liczebność nowej podpróbki
02	dolnośląskie	1059
04	kujawsko-pomorskie	753
06	lubelskie	638
08	lubuskie	379
10	łódzkie	931
12	małopolskie	1114
14	mazowieckie	2205
16	opolskie	404
18	podkarpackie	471
20	podlaskie	439
22	pomorskie	818
24	śląskie	1434
26	świętokrzyskie	416
28	warmińsko-mazurskie	684
30	wielkopolskie	1186
32	zachodniopomorskie	754
Polska		13685

4. W 2018 r. nowa podpróbka na rok 2019 powinna zostać wylosowana wg schematu:

Województwo		Liczebność nowej podpróbki
02	dolnośląskie	1155
04	kujawsko-pomorskie	948
06	lubelskie	684
08	lubuskie	648
10	łódzkie	940
12	małopolskie	1195
14	mazowieckie	2009
16	opolskie	689
18	podkarpackie	536
20	podlaskie	668
22	pomorskie	1011
24	śląskie	1140
26	świętokrzyskie	626
28	warmińsko-mazurskie	1058
30	wielkopolskie	1290
32	zachodniopomorskie	1091
Polska		15688

Stosując powyższy harmonogram w 2019 r. przy założeniu, iż próba nie będzie ścierać się szybciej niż zostało to założone przy opracowaniu wariantu C, wskaźniki do pomiaru ubóstwa zawarte w Strategii Europa 2020 na poziomie NTS 2 (województwo) osiągną precyzję umożliwiającą ich publikację, a tym samym wiarygodne analizowanie pomiaru ubóstwa na tym poziomie terytorialnym.

2015 r. - należy podjąć odpowiednie działania sprzyjające zmniejszaniu wskaźnika borku realizacji badania. Ponieważ dotyczy, to nie tylko badania EU-SILC lecz wszystkich badań reprezentacyjnych realizowanych przez statystykę publiczną nie można w tym projekcie podać gotowych do wprowadzenia rozwiązań, natomiast należy wskazać konieczność podjęcia rozmów na ten temat.

2015 r. – dalsza praca nad zastosowaniem metody statystyki małych obszarów do dezagregacji wskaźników Strategii Europa 2020 dotyczących ubóstwa na poziomie NTS 2.

2020 r. – rozpoznanie możliwości zastosowania tej metody do dezagregacji wskaźników ubóstwa na niższych poziomach terytorialnych.

ZAŁĄCZNIKI:

Integralną częścią raportu jest baza danych (pliki w formacie xls na płycie CD), zawierająca:

1. **SILC_wskaźniki_Europa2020_2005_2012** - Wartości wskaźników wraz z precyzją (za lata 2005-2012), stan przed wprowadzeniem modyfikacji w metodyce badania;
2. **SILC_SE_zmiany** - Zestawienie zawierające informacje o przewidywanej precyzji wskaźników po zwiększeniu i zmianie alokacji próby;
3. **SILC_jednostopniowy_schemat**, arkusz **Jednostopn1** - Oszacowania precyzji estymacji wskaźników przy zachowaniu wielkości próby oraz zastosowaniu jednostopniowego schematu losowania;
4. **SILC_jednostopniowy_schemat**, arkusz **Jednostopn2** - Oszacowania precyzji estymacji wskaźników przy zmianie wielkości próby oraz zastosowaniu jednostopniowego schematu losowania;
5. **SILC_wskaźniki_SMO_2005_2012** - wartości wskaźników niskiej intensywności pracy i deprivacji materialnej dla województw, wyliczone w oparciu o eksperymentalny model metody SMO (skonstruowany na potrzeby pracy badawczej); oszacowania błędów standardowych wyliczonych wskaźników;

Oraz inne pliki w formacie xls, zawierające obliczenia stanowiące uzupełnienie powyższych baz danych:

1. **SILC_symulacje_2015_2020_raport_końcowy** - Symulacja wariantów nowej alokacji próby przy dwustopniowym schemacie losowania;
2. **SILC_szacunek_kosztów_raport_końcowy** - Szacunki zwiększenia kosztów badania związanych ze zwiększeniem próby;
3. **SILC_jednostopniowy_tab** - Porównanie precyzji estymacji rozważanych wskaźników dla wariantów symulacyjnych z dotychczasową liczebnością próby, przy jednostopniowym schemacie losowania; Porównanie rozkładu oszacowań współczynnika zmienności estymatorów rozważanych wskaźników z dotychczasową liczebnością próby w przekrojach wielowymiarowych, przy jednostopniowym schemacie losowania.