



NARODOWY  
BANK POLSKI

Materiały i Studia nr 348

---

# Pomiar aktywności zawodowej wobec pandemii i zmian metodologicznych

Katarzyna Saczuk, Olga Zajkowska





**Materiały i Studia nr 348**

---

# **Pomiar aktywności zawodowej wobec pandemii i zmian metodologicznych**

**Katarzyna Saczuk, Olga Zajkowska**

Katarzyna Saczuk – Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Uniwersytet Warszawski  
i Narodowy Bank Polski

Olga Zajkowska – Uniwersytet Warszawski i Narodowy Bank Polski; olga.zajkowska@nbp.pl

Raport przedstawia stanowisko jego autorek i nie powinien być interpretowany jako stanowisko Narodowego Banku Polskiego. Autorki dziękują: Agnieszce Zgierskiej, Małgorzacie Długołęckiej, Aleksandrze Majchrowskiej, Soni Buchholtz, Adrianowi Domitrzowi, Robertowi Wszyńskiemu, uczestnikom konferencji WIEM 2022 i SEAM 2022 oraz anonimowemu recenzentowi za cenne uwagi i komentarze.

Wydął:

Narodowy Bank Polski  
Departament Edukacji i Wydawnictw  
ul. Świętokrzyska 11/21  
00-919 Warszawa  
nbp.pl

ISSN 2084-6258

© Copyright Narodowy Bank Polski 2024

---

# Spis treści

Streszczenie	4
Wprowadzenie	5
Część I Badanie aktywności zawodowej	7
Pomiar aktywności zawodowej w Polsce	7
Kontekst międzynarodowy	10
Zmiany w BAEL spowodowane pandemią i harmonizacją badań społecznych w 2021 r.	16
Część II Realizacja BAEL	22
Braki odpowiedzi	22
Selekcja do badania	37
Struktura demograficzna prób elementarnych	41
Wywiady w zastępstwie – porównanie prób	44
Część III Wyniki BAEL	47
Wywiady w zastępstwie – czynniki i scenariusze kontrfaktyczne	47
Metoda rekrutacji	52
Efekt zmiany populacji	58
Efekt zmian definicji	58
Efekt kwestionariusza w rolnictwie indywidualnym	60
Wnioski	64
Bibliografia	67
Aneks	70

## Streszczenie

W latach 2020-2021 do Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL) wprowadzono wiele zmian metodologicznych, powodujących zaburzenia w analizie danych i wnioskowaniu: pandemia Covid-19 wymusiła zmianę sposobu zbierania danych, a od początku 2021 r. wprowadzono planowane zmiany związane z harmonizacją badań społecznych w UE (zmiany zakresu podmiotowego i przedmiotowego badania). Celem niniejszego opracowania jest zbadanie wpływu zmian metodologii na pomiar aktywności zawodowej w Polsce.

W oparciu o analizę danych kwartalnych BAEL w okresie I kw. 2019 r. – IV kw. 2021 r. wykazano, że zmiana rekrutacji i sposobu badania na telefoniczny oraz zmiana schematu rotacji istotnie wpłynęła na selekcję do badania, wypadanie z próby, skłonność do uczestnictwa w badaniu osobiście i przez to również na strukturę próby, a problemy selekcji do badania nie są w pełni kompensowane w procesie uogólniania wyników z próby na populację generalną. Traktując zmianę metody badawczej jako naturalny eksperyment, pokazano, że sposób rekrutacji do badania wpływa na podstawowe wyniki badania. W okresie III kw. 2020 r. – III kw. 2021 r. wprowadzone do BAEL zmiany łącznie podnosiły oszacowania współczynnika aktywności zawodowej o ok. 0,6 pkt. proc., wskaźnika zatrudnienia o ok. 0,1 pkt. proc., a stopy bezrobocia o ok. 0,9 pkt. proc. w stosunku do pomiarów sprzed pandemii. Gdyby dodatkowo uwzględnić efekt niespójnej klasyfikacji części osób jako pracujących w rolnictwie indywidualnym, przeszacowanie współczynnika aktywności zawodowej według nowej metodologii wyniosłoby ok. 0,9 pkt. proc.

JEL: C81, C83, J21.

Słowa kluczowe: aktywność zawodowa, BAEL, badania ankietowe, zmiany metodologiczne, wykruszanie się panelu, braki odpowiedzi, panele rotacyjne, błędy pomiaru, LFS

## Wprowadzenie

Podjęcie decyzji w oparciu o wiedzę wydaje się być dzisiaj standardem zarówno w ocenie bieżącej sytuacji gospodarczej jak i przy formułowaniu założeń i kształtu polityki społecznej. Punktem wyjścia zarówno w bieżących prognozach krótkookresowych jak i analizach strukturalnych oraz badaniach naukowych mających tę wiedzę dostarczać jest adekwatne źródło danych. W tym kontekście warunkiem koniecznym wykorzystania danych jest ich porównywalność w czasie oraz znajomość własności i ograniczeń wykorzystywanych danych i wskaźników.

Podstawowym źródłem danych o aktywności zawodowej rezydentów w Polsce jest Badanie Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL) - jedno z niewielu, w przeciwieństwie do danych administracyjnych, dostępne badaczom i analitykom na poziomie danych jednostkowych. Jednocześnie jest to badanie w wielu obszarach najbardziej wyczerpujące i kompletne zarówno pod kątem pokrycia populacji, dostępnych przekrojów demograficzno-społecznych, konstrukcji wskaźników diagnostycznych kondycji polskiego rynku pracy, jak i zagadnień związanych z badaniami w zakresie rynku pracy. Jest więc podstawowym źródłem danych w badaniach dotyczących Polski. BAEL, podobnie jak jego odpowiedniki w innych krajach - LFS (Labour Force Surveys), umożliwia m.in. bieżącą ocenę stopnia wykorzystania zasobów pracy, a zarazem pozwala na szerszą charakterystykę poszczególnych grup ludności wyróżnionych ze względu na ich status na rynku pracy, z uwzględnieniem cech demograficznych, społeczno-ekonomicznych i zawodowych, a także ocenę tempa i kierunku zmian tych wielkości. Umożliwia to analizy przekrojowe i modelowanie statystyczne procesów na rynku pracy, a przez to formułowanie opartych na wiedzy rozwiązań polityki społecznej i gospodarczej. BAEL jest też, w przeciwieństwie do danych administracyjnych, odpowiednim źródłem danych do porównań międzynarodowych.

Celem niniejszego opracowania jest zbadanie wpływu zmian metodologii i organizacji badania BAEL na pomiar aktywności zawodowej w Polsce w latach 2020-2021. W jego ramach dyskutowane są rodzaje błędów obciążających wyniki BAEL oraz ich zmiany jako konsekwencja wprowadzonych modyfikacji metodologicznych; podjęto również próbę ich ilościowej oceny. Może to być punktem wyjścia do analiz procesów na rynku pracy w czasie

---

i po pandemii bardziej porównywalnych w czasie i minimalizujących potencjalne obciążenia związane z badaniem.

Ogół dostępnej literatury przedmiotu skupia się na błędach pomiaru dochodów i transferów finansowych gospodarstw domowych (wyjątkiem jest Ahn i Hamilton (2022)). Dostępne oszacowania często nie uwzględniają spójnego, łącznego oszacowania różnych źródeł błędów oraz faktu, że raportowanie dochodów przez respondentów w ankietach jest warunkowe względem raportowania aktywności zawodowej. W naszej pracy koncentrujemy się na podstawowych miarach aktywności zawodowej. Przedstawiamy najbardziej kompleksowe według wiedzy autorek badanie ujmujące wielowymiarowość zmian, które miały miejsce w BAEL. Dokumentujemy zmiany jakie miały miejsce w realizacji badania w latach 2020-2021 oraz wskazujemy potencjalne źródła błędów pomiaru. Wskazujemy ich efekty osobno i łącznie. Według naszej wiedzy niniejsza praca jest jednym z niewielu opracowań poświęconych jakości BAEL po wprowadzeniu zmian w badaniu w 2021 r.

Dalsza część pracy składa się z 3 części. W części I przedstawiono kwestie pomiaru aktywności zawodowej i ich specyfikę wynikającą z cech badań ankietowych. Uwzględniono przy tym badania aktywności zawodowej w innych krajach oraz starannie zestawiono zmiany wprowadzone do badania w Polsce po wybuchu pandemii. W II części szczegółowo omówiono realizację badania BAEL ze szczególnym uwzględnieniem okresu od wybuchu pandemii. W części III poddano analizie wyniki badania, zwłaszcza ich ciągłość. Przedstawiono przy tym wybrane skutki zmian metodologii i realizacji badania dyskutowanych w części I i II oraz podjęto próbę ich ilościowej oceny. Na koniec podsumowano wyniki i wnioski ze wszystkich trzech części.

## Część I Badanie aktywności zawodowej

### Pomiar aktywności zawodowej w Polsce

Aktywność zawodowa w Polsce mierzona jest od maja 1992 roku<sup>1</sup> w Badaniu Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL). Było to pierwsze badanie z obszaru statystyki pracy wdrożone po transformacji systemowej, która wymusiła istotne zmiany w funkcjonowaniu statystyki publicznej i wygenerowała potrzebę stworzenia kompleksowego, zintegrowanego systemu informacji o rynku (Witkowski, 1995). Wymagało to ustalenia spójnych definicji i opracowania koncepcyjnego, wdrożenia, a w kolejnych latach usprawniania szeregu badań mierzących różne, często nowe, wymiary rynku pracy.

BAEL jest badaniem, które dostarcza informacji o stronie podażowej rynku pracy, pierwotnie realizowanym zgodnie z wytycznymi Międzynarodowej Organizacji Pracy (ILO) oraz konsultowane Eurostatem, jednak uwzględniało krajową specyfikę polskiego rynku pracy (Szarkowski i Witkowski, 1994). O ile w początkowym okresie było ono ściśle związane z potrzebami diagnostyki nowych zjawisk w okresie transformacji ustrojowej, to wraz ze wstąpieniem Polski do Unii Europejskiej dane z tego badania stały się podstawą do opracowania kluczowych wskaźników wykorzystywanych w różnych strategiach, zarówno na poziomie międzynarodowym, jak i krajowym (GUS, 2021). Pomimo to, w Polsce niewiele jest prac poświęconych opisowi celów, uwarunkowań i zmian wprowadzonych do badania BAEL (wyjątki stanowią Witkowski, 1995 i 2017 oraz Zgierska, 2017). Relatywnie niewiele jest również prac metodologicznych omawiających właściwości i jakość wyników badania (Szarkowski, 1994, Szarkowski i Witkowski, 1994, Popiński, 2006, Zgierska, 2017, Pastore i Socha, 2006, Saczuk, 2014, Hardy, 2015, Wilak, 2015<sup>2</sup>). Badacze rynku pracy często przyjmują

---

<sup>1</sup> Rozpoczęcie badania poprzedzone było badaniem pilotażowym w lipcu 1991 r. i badaniem eksperymentalnym w listopadzie 1991 r. Pełną historię wdrażania BAEL w Polsce można znaleźć z pracy Szarkowskiego i Witkowskiego (1994).

<sup>2</sup> Zgierska (2017) dokonuje przeglądu zmian metodologicznych, Pastore i Socha (2006) badają wpływ systematycznego wypadania z próby na obciążenie przepływów w BAEL, Saczuk (2014) symulując proces ważenia danych indywidualnych dostarcza szeregi danych historycznych dla lat 1995-2010 po zmianie populacji w badaniu w 2013 r. Hardy (2015) bada wpływ wydłużenia kwestionariusza na uważność respondentów i precyzję ich odpowiedzi. Wilak (2015) podejmuje temat autokorelacji błędów losowych jednak w oderwaniu od zmian metodologicznych w badaniu. Szarkowski i Witkowski (1994), Witkowski (1995) oraz Witkowski (2017) koncentrują się na problemach i rozwiązaniach związanych z wdrożeniem badania w pierwszych latach jego realizacji.

---

wyniki badania BAEL jako dane nie podnosząc kwestii ich jakości i porównywalności między kolejnymi falami badania, pomijając implikacje wyżej wymienionych prac metodologicznych. Najczęściej nie mają oni możliwości gruntownej korekty danych BAEL umożliwiających zapewnienie pełnej porównywalności wyników.

Problem jakości i porównywalności wyników badania BAEL w czasie pojawiał się wielokrotnie wcześniej, m.in. przy zmianach klasyfikacji pełnego i niepełnego czasu pracy oraz bezrobotnych (od I kw. 2001), włączeniu do badania cudzoziemców (I kw. 2004 r.), uwzględnianiu w badaniu dokładnej daty urodzin (II kw. 2006 r.), zmianie konstrukcji wag (I kw. 2016 r.), czy przy zmianach klasyfikacji zawodów i PKD. W 1999 r. w związku z przejściem na badanie metodą ciągłą, z ruchomym tygodniem badania, nastąpiła przerwa w realizacji badania (badanie nie było realizowane w II i III kw.). Duże zmiany wyników miały też miejsce przy okazji uwzględniania wyników spisów powszechnych (NSP2012 i NSP2021), kiedy konieczne były korekty wyników wstecz<sup>3</sup>.

Problem ten nabrał szczególnego znaczenia w latach 2020-2021, kiedy w badaniu BAEL wdrożono wiele zmian metodologicznych. Pandemia Covid-19 wpłynęła istotnie na sposób zbierania danych o aktywności zawodowej – od II kw. 2020 BAEL realizowany jest jako badanie telefoniczne (CATI)<sup>4</sup>. Kolejne zmiany były jeszcze bardziej radykalne - zmiany wprowadzone w BAEL od 2021 dotyczyły przede wszystkim zakresu podmiotowego badania oraz definicji i sposobu wyodrębniania poszczególnych populacji osób na rynku pracy (pracujących, bezrobotnych oraz biernych zawodowo). Zmodyfikowany został również zakres przedmiotowy badania (GUS, 2021). Konieczne wydaje się zatem zbadanie w jaki sposób wprowadzone zmiany wpływają na pomiar aktywności zawodowej.

Kwestie zmian metodologicznych oraz ich konsekwencji dla wyników badania BAEL wpisują się również w toczącą się w literaturze dyskusję o pogarszającej się jakości danych ankietowych, głównie realizowanych poprzez gospodarstwa domowe. Badania ankietowe są

---

<sup>3</sup> Przy okazji NSP2012 GUS opublikował dane skorygowane wstecz od I kw. 2010 r. Spójne dane dla okresu I kw. 1995 - IV kw. 2010 r. zostały udostępnione w opracowaniu Saczuk (2014). Dane uwzględniające wyniki NSP2021, zgodnie z zapowiedziami, będą publikowane od IV kw. 2023 r. (z korektą wstecz od 1 kw. 2019 r.).

<sup>4</sup> 21 marca 2020 r. GUS ogłosił przejście na badania telefoniczne we wszystkich realizowanych badaniach ankietowych, które zgodnie z zeszytem metodologicznym BAEL realizowane były od 16 marca 2020 r.

relatywnie drogie, czasochłonne i nieodporne na błędy przetwarzania danych. Są ponadto wrażliwe na odmowy udziału (*ang. unit nonresponses*), odmowy odpowiedzi na poszczególne pytania (*ang. item nonresponses*)<sup>5</sup>, wiarygodność, błędy pomiaru (*ang. measurement errors*), obciążenia wyników powstające w procesie udzielania odpowiedzi przez respondentów i inne błędy (Meyer, Mok, Sullivan, 2015). Zmniejszająca się więc przewaga komparatywna badań ankietowych wobec rozwijających się alternatywnych źródeł pozyskiwania danych takich jak dane administracyjne i big data.

Badania ankietowe (nie tylko w ekonomii) były odpowiedzią na braki danych w nieco innej niż obecna rzeczywistości technologicznej. Wychodziły naprzeciw brakom informacyjnym spowodowanym trudnością w regularnym i relatywnie częstym gromadzeniu i przetwarzaniu danych o pełnej populacji. Miały też wyraźne przewagi względem danych rejestrowych i sprawozdawczych, takie jak możliwość zadawania (dodatkowych) pytań z różnych obszarów również nieobjętych rejestrami, doprecyzowania informacji, pytań o preferencje czy plany. Ponadto, pozwalały one również na badanie populacji, których nie da się objąć obowiązkową sprawozdawczością.

Dane ankietowe mogą być zbierane z większą częstotliwością niż dane rejestrowe, a kwestionariusze mogą być elastyczniej uzupełniane o dodatkowe pytania i moduły lub korygowane według zmieniających się potrzeb. Łatwiejszy jest też dostęp do zanonimizowanych danych ankietowych – w przeciwieństwie do rejestrów często obłożonych ograniczeniami związanymi z bezpieczeństwem i anonimowością danych.

Wraz z rozwojem technologii, w tym Internetu, telefonii komórkowej czy mediów społecznościowych, zbieranie danych o wysokiej częstotliwości na całej lub wybranej części populacji stało się relatywnie tanie i szybkie. Nadal jednak bez zadania określonych pytań respondentom niemożliwe jest badanie niektórych zjawisk. Wydaje się, że zagadnienia objęte badaniem BAEL do takich należą.

Dyskusja szeroko rozumianych błędów w badaniach ankietowych jest szeroko omawiana w literaturze przedmiotu. Meyer and Mittag (2021) dokonują empirycznej oceny różnego rodzaju błędów w ramach paradygmatu całkowitego błędu pomiaru (*ang. total error survey*).

---

<sup>5</sup> Przy czym warto zaznaczyć, że odmowy odpowiedzi na poszczególne pytania w BAELu dotyczą prawie wyłącznie wynagrodzeń.

---

Natomiast Groves i Lyberg (2010) wskazują, że próba wylistowania wszystkich możliwych źródeł błędów pomiaru w badaniach ankietowych, zgodnie z tym paradygmatem, jest skazana na niepowodzenie, a listy takie będą zawsze niepełne. Dzieje się tak, ponieważ pojawiają się nowe źródła błędów związane z innowacjami technologicznymi i metodologicznymi, strategiami realizacji badania (np. wdrożeniem mieszanych metod zbierania danych) warunkowanymi zmieniającym się otoczeniem (pojawieniem się nowych technologii, rosnącą niechęcią respondentów do udziału w nadmiarowej ilości badań etc.). Różne rodzaje błędów mogą mieć odmienną skalę oddziaływania w zależności od zdefiniowanej próby, celu badania, różnic w tłumaczeniu kwestionariusza i innych czynników. Na pomiar, i w konsekwencji błędy pomiaru, może mieć wpływ również sposób sformułowania, ilość i kolejność pytań, dobór (i współwystępowanie) określonych tematów, kognitywne procesy formułowania odpowiedzi czy zmęczenie respondenta<sup>6</sup>. Oddzielnym nurtem w literaturze przedmiotu jest dyskusja wywiadów realizowanych w zastępstwie i ich wpływu na jakość wyników (m.in. Mellow, Sider, 1983; Bound, Krueger, 1991; Todorov, 2003; Lee, Lee, 2012).

## Kontekst międzynarodowy

Statystyka publiczna podlega ciągłym modyfikacjom ze względu na potrzebę większej porównywalności zarówno w czasie i w przestrzeni. Również mierzone zjawiska ulegają (r)ewolucji i wymagają aktualizacji w zakresie definicji i metod zbierania danych. Dostosowania w krajowych badaniach aktywności zawodowej (w różnym wymiarze) wymagane były m.in. przy przejściu z badania kwartalnego na badanie ciągłe (w różnych latach), rewizjach na okoliczność spisów powszechnych w 2001 i 2011 roku (nie dla wszystkich krajów) oraz przy wdrażaniu i modyfikacji klasyfikacji NACE (2008), ISCO (1992 i 2011) lub ISCED (1998, 2014 i 2016). Różne kraje miały różną skalę dostosowań i w różnym stopniu zaburzona została porównywalność szeregów czasowych<sup>7</sup>. Dla krajów Europy Środkowej

---

<sup>6</sup> Zmienność typów i efektów błędów w badaniach ankietowych opartych na próbach losowych sprawia, że ich kompletność, typologia i nazewnictwo nie są spójne w literaturze przedmiotu.

<sup>7</sup> Nieciągłość szeregów LSF w różnych krajach oraz inne kwestie związane z harmonizacją metodologii krajowych badań oraz porównywalnością wyników opisane są szczegółowo w materiale Eurostatu: [https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=EU\\_labour\\_force\\_survey\\_%E2%80%93\\_data\\_and\\_publication#Structure\\_of\\_EU-LFS\\_dissemination](https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=EU_labour_force_survey_%E2%80%93_data_and_publication#Structure_of_EU-LFS_dissemination); zestawienie podstawowych informacji

i Wschodniej (CEE) dużą zmianę metodologiczną oznaczało wejście do UE związane z zobowiązaniem do dostosowania krajowych badań aktywności zawodowej zgodnie z wytycznymi Eurostatu. Dla Polski zmiana BAEL z badania kwartalnego (realizacja w środkowym miesiącu kwartału) na kwartalne ciągłe (realizacja rozłożona równomiernie na wszystkie tygodnie kwartału) miała miejsce IV kw. 1999 r.<sup>8</sup> W 2021 roku wszystkie kraje były zmuszone dostosować się do IESS (Integrated European Social Statistics nazywanym również Integrated European Social Statistics Framework Regulation (IESS FR)) oraz są zobowiązane do przeliczenia wstecz szeregów głównych wskaźników w okresie I kw. 2009 r. do IV kw. 2020 r. w oparciu o nowe definicje (nową metodologię).

Pomimo harmonizacji realizacja badań, LFS do 2020 r. różni się między krajami (por. Eurostat, 2020). Oznacza to odmienną skalę dostosowań wdrożonych w 2021 roku. Różna jest też skala trudności związana z przeliczeniem szeregów wstecz. Najważniejsze różnice w metodologii i realizacji krajowych ankiet LSF zostały przedstawione w tabelach 1 i 2 oraz na wykresach 1. i 2.<sup>9</sup> Kraje istotnie różnią się schematami rotacji oraz schematami ważenia obserwacji (uogólniania wyników z próby na populację generalną). Odmienne są też odsetki wywiadów zbieranych różnymi metodami CAPI – CATI – PAPI – CAWI (wykres 1.<sup>10</sup>).

---

o krajowych badaniach LFS można znaleźć w Eurostat (2020). Zestawienie informacji o zmianach w polskim LFS (BAEL) można znaleźć w opracowaniu Zgierskiej (2017) – zebrane są tam wszystkie zmiany historycznie na przestrzeni 25 lat BAEL, czyli do 2017, tj. do czasu powstania artykułu. Ważne zmiany wprowadzone do badania później, to zmiany spowodowane wybuchem pandemii i harmonizacją badań społecznych w 2021 r., które zostały opisane w sekcji poniżej.

<sup>8</sup> Ze względu na przejście na formułę ciągłą, badanie BAEL nie było realizowane w II i III kw. 1999 r. Dodatkowe trudności stanowiły reforma administracyjna, ograniczenie środków finansowych na badanie BAEL i w konsekwencji zmianę źródła finansowania z Krajowego Urzędu Pracy na GUS.

<sup>9</sup> Wszystkie istotne różnice zostały bardzo szczegółowo opisane w publikacji „Labour Force Survey in the EU, EFTA and candidate countries – Main characteristics of national surveys, 2020, 2022 edition” Luxembourg: Publications Office of the European Union, 2022.

<sup>10</sup> Dane dotyczące realizacji badań LFS w różnych krajach w 2020 roku znacznie różnią się od danych za poprzednie lata ze względu na wprowadzone w trakcie 2020 roku dostosowania związane z wybuchem pandemii Covid-19; prawdopodobnie różnią się też istotnie od danych za lata 2021 i następne. W tabeli przedstawiono uśrednione dane dla całego roku; nie pozwalają one w pełni ocenić zmiany wprowadzonej do badania od II kw. 2020 r. Dla porównania, w aneksie zamieszczono zestawienie danych dotyczących metod realizacji badań LFS w krajach europejskich w 2020 i 2019 r.

**Tabela 1. Informacja o sposobie realizacji badań LFS w krajach europejskich, 2020.**

	Badanie obowiązkowe	Schemat rotacji próby	Metoda realizacji badania					
			CAPI	CATI	PAPI	CAWI	Inne	
			[%]	[%]	[%]	[%]	[%]	
Austria	tak	5	18.5	81.5	0.0	0.0	0.0	
Belgia	tak	2-(2)-2	7.7	52.9	0.0	39.4	0.0	
Bułgaria	nie	2-(2)-2	0.0	0.0	88.9	0.0	11.1	
Chorwacja	nie	2-(2)-2	28.1	71.9	0.0	0.0	0.0	
Cypr	tak	6	90.3	9.7	0.0	0.0	0.0	
Czarnogóra	nie	2-(2)-2	0.0	0.0	100	0.0	0.0	
Czechy	nie	5	8.0	25.0	40.0	0.0	27.0	
Dania	nie	2-(2)-2	0.0	49.8	0.0	50.2	0.0	
Estonia	nie	2-(2)-2	18.0	82.0	0.0	0.0	0.0	
Finlandia	nie	3-(1)-2	0.2	99.8	0.0	0.0	0.0	
Francja	tak	6	19.0	81.0	0.0	0.0	0.0	
Grecja	tak	6	2.9	0.0	97.1	0.0	0.0	
Hiszpania	tak	6	27.9	71.4	0.0	0.8	0.0	
Holandia	nie	5	4.0	69.0	0.0	27.0	0.0	
Irlandia	nie	5	50.1	38.7	0.0	0.0	11.2	
Islandia	nie	3-(2)-2	0.0	100	0.0	0.0	0.0	
Litwa	nie	2-(2)-2			n/a			
Luksemburg	tak	5	0.0	30.7	0.0	69.3	0.0	
Łotwa	nie	2-(2)-2	10.6	84.0	0.0	5.4	0.0	
Macedonia Północna	nie	2-(2)-2	36.0	64.0	0.0	0.0	0.0	
Malta	tak	2-(2)-2	0.0	92.0	8.0	0.0	0.0	
Niemcy	tak	2-(2)-2	1.7	22.8	34.2	40.3	0.0	
Norwegia	tak	8	0.0	100	0.0	0.0	0.0	
Polska	nie	2-(2)-2	23.1	74.5	2.5	0.0	0.0	
Portugalia	tak	6	7.3	92.7	0.0	0.0	0.0	
Rumunia	nie	2-(2)-2	66.0	0.0	34.0	0.0	0.0	
Serbia	nie	2-(2)-2	34.8	65.2	0.0	0.0	0.0	
Słowacja	tak	5	0.0	66.2	19.0	0.0	0.0	
Słowenia	nie	3-(1)-2	15.0	85.0	0.0	0.0	0.0	
Szwajcaria	nie	2-(2)-2	0.0	100	0.0	0.0	0.0	
Szwecja	nie	8	0.0	100	0.0	0.0	0.0	
Turcja	tak	2-(2)-2	34.0	66.0	0.0	0.0	0.0	
Węgry	nie	6	33.6	66.4	0.0	0.0	0.0	
Włochy	tak	2-(2)-2	metoda dominująca z powodu COVID-19					

Źródło: Eurostat (2022a)

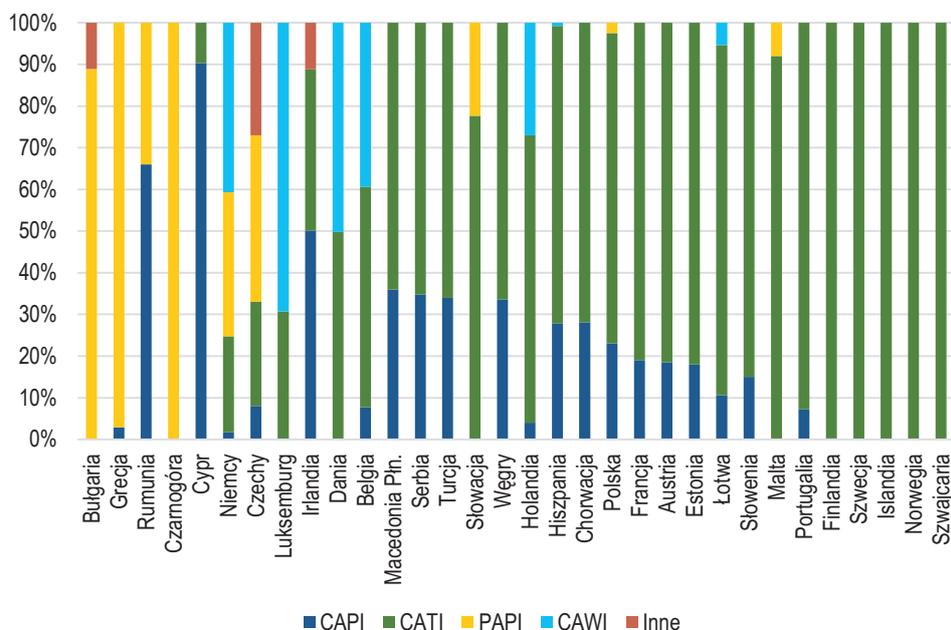
Tabela 2. Informacja o realizacji badań LFS w krajach europejskich, 2020

	Populacja objęta badaniem	Odsetek populacji objęty badaniem	Zrealizowana wielkość próby		Odsetek odpowiedzi (response rate)	Odsetek odpowiedzi w zastępstwie osób w wieku 15-74 lata	Odsetek odmów w brakach odpowiedzi
	[lata]	[%]	[gospodarstwa domowe]	osoby	[%]	[%]	[%]
Austria	15+	0,60	20 400	33 600	94,60	22,30	33,50
Belgia	15-76	0,14	15 700	28 800	81,40	27,60	17,70
Bułgaria	15+	0,65	13 100	22 300	72,60	27,00	14,50
Chorwacja	15+	0,51	3 600	6 800	57,00	51,20	56,00
Cypr	15+	1,40	3 700	7 300	94,00	39,50	35,00
Czarnogóra	15+	1,54	2 100	4 500	77,80	43,30	30,20
Czechy	15+	0,60	23 000	36 800	73,80	42,10	62,50
Dania	15-74	0,77	-	18 124	54,00	6,90	12,00
Estonia	15-74	0,73	3 300	5 900	71,80	23,40	49,60
Finlandia	15-74	0,90	-	21 469	59,30	3,90	49,00
Francja	15+	0,20	44 100	70 000	72,80	27,10	14,00
Grecja	15+	0,79	23 100	35 900	64,50	39,30	28,20
Hiszpania	16+	0,39	60 800	112 600	84,70	50,00	26,70
Holandia	15+	0,50	40 600	78 600	47,50	43,50	70,90
Irlandia	15+	0,70	12 598	22 400	49,00	47,10	24,30
Islandia	16-74	1,95	-	3 200	61,90	0,12	21,80
Litwa	15+	1,00	6 100	10 400	77,50	32,00	31,20
Luksemburg	15+	1,60	5 200	6 400	62,90	26,50	5,90
Łotwa	15-74	0,89	4 300	6 800	58,40	40,20	21,80
Macedonia Północna	15-79	0,90	4 000	9 400	83,90	55,30	38,90
Malta	15+	1,54	2 100	4 300	65,40	44,70	7,80
Niemcy	15+	0,15	42 300	63 300	53,20	21,00	0,00
Norwegia	15-74	0,60	13 800	20 500	85,30	11,80	0,00
Polska	15+	0,40	29 600	55 200	66,10	40,10	42,60
Portugalia	15+	0,60	12 300	22 900	61,70	50,30	7,50
Rumunia	15+	0,38	22 400	43 500	84,70	19,60	20,80
Serbia	15+	0,80	11 100	21 700	70,50	48,90	19,20
Słowacja	15+	0,60	8 500	16 700	79,90	52,10	74,50
Słowenia	15+	1,00	5 700	11 500	57,80	54,20	17,30
Szwajcaria	15-89	0,51	-	28 148	78,80	2,10	12,70
Szwecja	15-74	0,70	-	26 700	51,00	2,00	32,70
Turcja	15+	0,22	47 900	112 100	94,50	12,10	0,60
Węgry	15-74	0,92	21 800	37 500	64,70	41,60	23,40
Włochy	16+	0,27	61 800	98 200	79,80	32,90	21,60

Źródło: Eurostat (2022a)

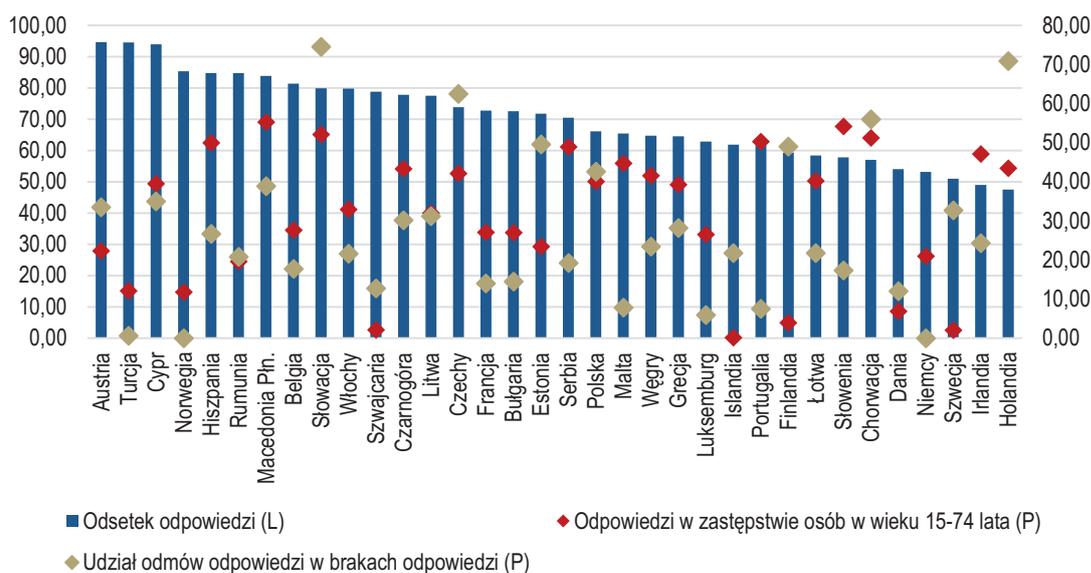
Większość krajów nie wyróżnia warstw losowania pozwalających na odcięcie grupy 90+. Istotna część tzw. „starej Unii” pytania o aktywność zawodową i zatrudnienie kieruje tylko do osób w wieku 15-74 lata.

Wykres 1. Sposób realizacji LFS w krajach europejskich, 2020.



Źródło: Eurostat (2022a)

Wykres 2. Odsetki odpowiedzi, odpowiedzi w zastępstwie oraz udział odmów w brakach odpowiedzi w krajach europejskich, 2020.



Źródło: Eurostat (2022a)

Wdrożenie regulacji (EU) 2019/1700 I (IESS) 2019/2240 obowiązujących od 1 stycznia 2021 roku (w miejsce obowiązującego rozporządzenia Rady (WE) nr 577/98 z dnia 9 marca 1998 r. w sprawie organizacji badania prób losowych dotyczącego siły roboczej we Wspólnocie (wraz z późniejszymi zmianami) miało na celu stworzenie spójnej ramy (ang. *framework*) umożliwiającej zbieranie danych o wyższej jakości i porównywalności międzynarodowej w obszarze statystyki społecznej (ang. *social statistics*).

Uspójniono m.in.:

- Populację odniesienia - ograniczono ją do osób w wieku 15-89 lat
- Klasyfikację nieobecności w pracy, w szczególności osób na urloпах rodzicielskich (jeśli otrzymują dochód lub świadczenia związane z pracą lub jeśli przewiduje się, że ich absencja potrwa 3 miesiące lub krócej, są zaliczane do zatrudnionych) oraz pracowników sezonowych (którzy poza sezonem klasyfikowani są jako zatrudnieni, jeśli poza sezonem nadal regularnie wykonują zadania i obowiązki na rzecz swojego pracodawcy). Zatem osoby czasowo nieobecne w pracy w tygodniu referencyjnym, ale relatywnie silnie przywiązane ze swoim miejscem nadal są uznawane za zatrudnione
- osoby prowadzące działalność rolniczą i rybacką wyłącznie lub głównie na własny użytek - nie są już klasyfikowane jako zatrudnione
- osoby poszukujące pracy - inaczej jest zbierana informacja na temat metod poszukiwania pracy, a w konsekwencji zmienił się sposób weryfikacji, czy poszukiwanie pracy było aktywne
- pomiar liczby godzin efektywnie przepracowywanych w kwartale
- schemat rotacji, losowania i wymaganą precyzję oszacowań najważniejszych wskaźników
- procedurę uogólniania wyników z próby na populację generalną (ważenia) i wymóg równomiernego rozłożenia próby kwartalnej między tygodnie kwartału
- zasady korygowania, imputacji i korzystania z danych administracyjnych i innych źródeł.

---

W zależności od założeń dotyczących realizacji badań LFS w poszczególnych krajach, wprowadzone wytyczne w różnym stopniu wpłynęły na sposób realizacji badań<sup>11</sup>.

Poza wdrażanymi regulacjami w 2020 roku kraje realizujące LFS zmuszone były dostosować się do sytuacji epidemicznej. Ponadto w większości krajów szeregi będą przeważane z uwzględnieniem spisów powszechnych realizowanych w 2021 roku, co dodatkowo wpłynie na wyniki badań.

### Zmiany w BAEL spowodowane pandemią i harmonizacją badań społecznych w 2021 r.

Wybuch pandemii Covid-19 w Polsce zbiegł się z relatywnie dobrą, choć pogarszającą się sytuacją na rynku pracy. Stabilny popyt na pracę i historycznie niski poziom bezrobocia stanowiły pozytywne tło dla relatywnie niskiej aktywności zawodowej z kurczącymi się z powodu starzenia populacji zasobami pracy. W czasie pandemii zaburzenia funkcjonowania różnych działów gospodarki związane zarówno z potrzebami sanitarnymi, jak i rządową próbą ochrony zatrudnienia<sup>12</sup>, istotnie zakłóciły procesy na rynku pracy i sprawiły, że podstawowe wskaźniki rynku pracy, jak np. stopa bezrobocia, przestały pełnić swoje funkcje informacyjne. Bezprecedensowe zamrożenie działalności gospodarczej lockdownami przy ochronie zatrudnienia, rozpowszechnienie pracy zdalnej, wprowadzenie nauki zdalnej ograniczającej możliwości pracy części rodziców, zwiększenie zakresu niepłatnej pracy domowej z powodu zamrożenia części usług oraz zmiany aktywności zawodowej i społecznej osób wywołane strachem przed zakażeniem stanowiły splot czynników o trudnych do przewidzenia skutkach. Z czasem pojawiły się procesy dostosowawcze oraz przyspieszył obserwowany już wcześniej ubytek populacji. Dynamicznym bezprecedensowym zmianom na rynku pracy towarzyszyły bezprecedensowe zmiany w poziomach podstawowych

---

<sup>11</sup> Dokumentacja zmian dostępna jest na:

[https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=EU\\_Labour\\_Force\\_Survey\\_-\\_new\\_methodology\\_from\\_2021\\_onwards](https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=EU_Labour_Force_Survey_-_new_methodology_from_2021_onwards); szczegółowa lista zmian w poszczególnych krajach opisano na:

[https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=EU\\_labour\\_force\\_survey\\_-\\_documentation&stable=0&redirect=no#Coding\\_lists.2C\\_explanatory\\_notes\\_and\\_classifications\\_used\\_over\\_time](https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=EU_labour_force_survey_-_documentation&stable=0&redirect=no#Coding_lists.2C_explanatory_notes_and_classifications_used_over_time) oraz

[https://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/EN/employ\\_esms.htm](https://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/EN/employ_esms.htm)

<sup>12</sup> Por. Ustawa z dnia 2 marca 2020 r. o szczególnych rozwiązaniach związanych z zapobieganiem, przeciwdziałaniem i zwalczaniem COVID-19, innych chorób zakaźnych oraz wywołanych nimi sytuacji kryzysowych (Dz.U. 2020 poz. 374), Rozporządzenie Rady Ministrów z dnia 10 kwietnia 2020 r. w sprawie określenia dłuższego okresu pobierania dodatkowego zasiłku opiekuńczego w celu przeciwdziałania COVID-19 i kolejne analogiczne rozporządzenia.

wskaźników BAEL. Ponieważ jednak wybuch pandemii zbiegł się w czasie z niektórymi zmianami wprowadzonymi do badania, a sam był przyczyną wprowadzenia innych, zasadne jest pytanie jaka część zmian odnotowanych we wskaźnikach jest odzwierciedleniem faktycznych procesów, a jaka wynika z modyfikacji sposobu pomiaru aktywności w BAEL.

Zgodnie z zapowiedzią i potrzebą harmonizacji europejskich badań społecznych według wytycznych Eurostatu również w Polsce w badaniu BAEL wprowadzono istotne zmiany metodyczne wynikające z wdrożenia Rozporządzenia Parlamentu Europejskiego i Rady (UE)<sup>13</sup>. W przypadku Polski w największym stopniu zmiany te dotyczyły:

- (i) wyłączenia z kategorii pracujących samozatrudnionych lub pomagających członków rodzin w rolnictwie indywidualnym produkujących wyłącznie lub głównie na własne potrzeby, o ile nie mają innej pracy (ok. 20% osób pracujących w rolnictwie indywidualnym w roku 2019)
- (ii) włączenia do kategorii pracujących osób przebywających na urlopie wychowawczym dłuższym niż 3 miesiące (ok. połowa wszystkich urlopow wychowawczych w 2019 roku),
- (iii) ograniczenia zakresu podmiotowego do populacji osób w wieku 15-89 lat (do tej pory były to osoby w wieku 15 lat i więcej) oraz pytań o bezrobocie do osób w wieku 15-74 lata<sup>14</sup>.

Zmiany wynikające z harmonizacji europejskich badań statystycznych wprowadzono bezpośrednio po zmianach w badaniu wynikających z konieczności dostosowania badania do wytycznych sanitarnych po wybuchu pandemii Covid-19 (zmiany wprowadzone do badania od początku 2020 r. ze wskazaniem potencjalnych konsekwencji dla wyników zestawiono w tabeli 3.). Daje to podstawy do sformułowania hipotezy, że wyników obserwowanych na rynku pracy nie można interpretować jedynie w kategoriach realnych zjawisk ekonomicznych związanych z epidemią COVID-19 i jej wpływem na gospodarkę.

---

<sup>13</sup> Rozporządzenia Parlamentu Europejskiego i Rady (UE) 2019/1700 z dnia 10 października 2019 r.

<sup>14</sup> Przy czym definicja osoby bezrobotnej obejmująca populację w wieku 15-74 lata obowiązuje od 1 kw. 2001 r., ale pytania o poszukiwanie pracy zadawane były także osobom starszym.

**Tabela 3. Podsumowanie zmian metodologicznych BAEL w latach 2020-2021.**

Kwartał	Zmiana	Potencjalne konsekwencje i problemy
1Q2020 (ostatnie 2 tygodnie badania)	Zmiana sposobu zbierania danych z wywiadów bezpośrednich na telefoniczne	Problem pokrycia populacji (trudności w dotarciu do niektórych grup społeczno-ekonomicznych) Zmiana odsetka odmów udziału w badaniu lub odmów odpowiedzi.
2Q2020	Zmiana schematu rotacji prób elementarnych w badaniu (zatrzymanie części prób w badaniu dłużej, opóźnienie włączenia do badania jednej z prób)	Zaburzenie stałego schematu rotacji Wpływ na wagi kalibracyjne Potencjalne obciążenie próby/wyników
	Dołożenie pytań związanych z COVID-19	Wpływ na pozostałe odpowiedzi poprzez dodanie dodatkowego kontekstu
3Q2020	Zmiana sposobu rekrutacji gospodarstw domowych do badania z bezpośredniego (CAPI lub PAPI) na telefoniczne (CATI)	Problem pokrycia populacji (trudności w dotarciu do niektórych grup społeczno-ekonomicznych) Zmiana odsetka odmów udziału w badaniu lub odmów odpowiedzi
	Zmiana sposobu kalibrowania wag (włączenie wykształcenia)	Nieznany rozkład brzegowy wykształcenia w populacji
1Q2021	Zmiana podstawowych definicji w badaniu	Porównywalność wyników w czasie
	Zmiana kolejności pytań, filtrów i konstrukcji ankiety	Porównywalność wyników w czasie
1Q2021, 2Q2022	Zmiana sposobu sformułowania pytań i kafeterii	Wpływ na pozostałe odpowiedzi poprzez dodanie dodatkowego kontekstu Porównywalność wyników w czasie

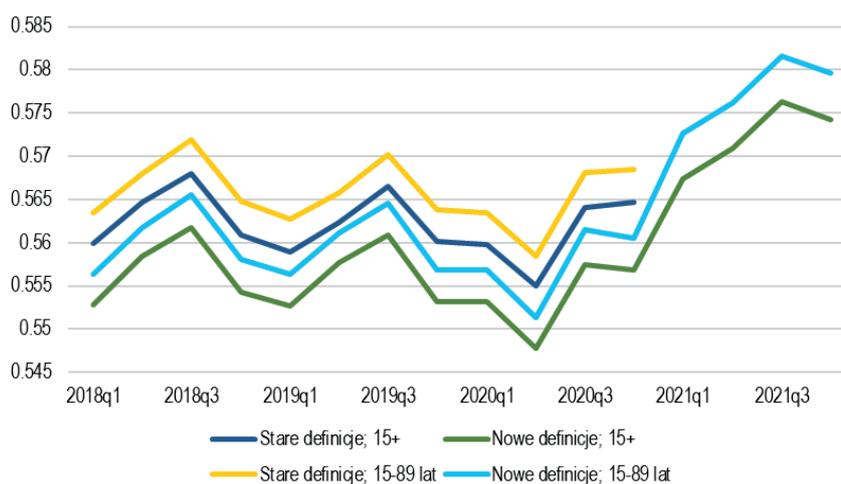
*Źródło: zestawienie własne*

Wprowadzone zmiany oprócz niemierzalnych jakościowych efektów mają wymierny wpływ na podstawowe wyniki badania. Potwierdzeniem tego jest porównanie oszacowań współczynnika aktywności zawodowej w oparciu o dane indywidualne przed rokiem 2021 z uwzględnieniem zmian definicji i populacji (pewną trudnością metodologiczną jest tu odcięcie próby dla osób w wieku 90+ z grupy osób 65+<sup>15</sup>). Pokazuje ono wyraźnie, że zmiany

<sup>15</sup> W trzecim etapie wyznacza się wagi finalne dla danych ludnościowych. Wyliczenia te przeprowadza się tak, aby dostosować wyniki BAEL do bieżących szacunków demograficznych. Wagi kalibruje się osobno dla 16 województw dla każdej z 48 kategorii zdefiniowanych przez miejsce zamieszkania (miasto/wieś), płeć i 12 grup wieku (15-17 lat, 18 -19 lat, 20-24 lat, 25-29 lat, 30-34 lata, 35-39 lat, 40-44 lata, 45-49 lat, 50-54 lata, 55-59 lat, 60-64 lat, 65+; Zeszyt metodologiczny BAEL, GUS 2018). Przy takiej kalibracji nieuprawnione jest uwzględnienie w badaniu jedynie podzbioru ostatniej grupy wieku.

w różnym stopniu i w różnym kierunku oddziałują na wyniki, a publikowane wyniki badania są wypadkową wszystkich zmian metodycznych i faktycznych procesów na rynku pracy.

**Wykres 3. Porównanie współczynników aktywności według starych i nowych populacji i definicji**



Źródło: Dane GUS, zestawienie własne

Rozbieżności w oszacowaniach na przykładzie współczynnika aktywności zawodowej<sup>16</sup> ukazują jedynie część zmian, które zaszły w BAEL na przestrzeni ostatnich dwóch lat – zestawienie uwzględnia jedynie efekt zmian populacji i definicji wprowadzonych w 2021 roku. Na zmiany stosowanych definicji i populacji objętej badaniem nałożyły się inne zjawiska, związane ze zmianami omówionymi powyżej (por. tab. 3), których efekt mógł nie być proporcjonalny dla oszacowań aktywności według starej i nowej metodologii badania. Sygnałem tego są zmieniające się parametry realizacji badania zestawione w tabelach 4 i 5. Pierwsze oszacowania parametrów badania po wszystkich wprowadzonych zmianach będą dostępne po publikacji danych za 2021.

<sup>16</sup> Zmiany populacji i podstawowych definicji w BAEL dotknęły większości wskaźników rynku pracy szacowanych na podstawie badania. Podobne zestawienia można przygotować dla pozostałych wskaźników.

**Tabela 4. Wywiady w zastępstwie i braki odpowiedzi w latach 2012-2020**

Rok	Odsetek odpowiedzi w zastępstwie (Share of proxy interviews)	Braki odpowiedzi (Households unit non-responses)
2012	40.9	24.2
2013	40.7	28.1
2014	40.0	31.5
2015	37.8	34.9
2016	37.2	37.6
2017	37.6	38.7
2018	36.5	42.2
2019	36.2	45.9
2020*	40.1	33.9

*\*Dane za 2020 r. to uśrednione oszacowania dla I kw. realizowanego prawie w całości bezpośrednio, tak jak w poprzednich latach, i pozostałych trzech realizowanych w 100% telefonicznie ze względu na pandemię COVID-19.*

*Źródło: Eurostat (2022a), Eurostat (2021a), Eurostat (2020), Eurostat (2019), Eurostat (2018)*

**Tabela 5. Struktura braków odpowiedzi w latach 2016-2020**

Rok	Suma	Odmowy odpowiedzi (Households unit non-responses)	Brak nawiązanego kontaktu (non-contacts)	Inne (Other reasons)
2016	37.1	20.5	14.7	1.8
2017	38.7	20.4	17.0	1.3
2018	42.2	21.3	19.5	1.4
2019	45.9	23.8	20.7	1.4
2020*	33.9	14.5	11.3	8.1
2021	35.1	11.7		

*\*Dane za 2020 r. to uśrednione oszacowania dla I kw. realizowanego prawie w całości bezpośrednio, tak jak w poprzednich latach, i pozostałych trzech realizowanych w 100% telefonicznie ze względu na pandemię COVID-19.*

*Źródło: Eurostat (2022a), Eurostat (2021a), Eurostat (2020), Eurostat (2019), Eurostat (2018), GUS (2023)*

Od początku badania przez różne działania w trakcie przygotowania i realizacji BAEL podejmowane są próby zmniejszenia błędu pomiaru w badaniu. Należą do nich przede wszystkim: listy zapowiednie, cykliczne szkolenia ankieterów, wykorzystanie informacji zwrotnej od ankieterów, monitorowanie realizacji przez kontrolne kontaktowanie się z respondentami, obserwacja realizacji wywiadów, monitorowanie realizacji przez analizę wybranych wskaźników, zdalny nadzór realizacji badania. Po zmianach wprowadzonych do badania nie wszystkie z nich w podobnym co wcześniej stopniu spełniają swoje funkcje, co

pośrednio, może przekładać się na wyniki badania. Pewnym potwierdzeniem napotykanym przez GUS problemów z reprezentatywnością i jakością danych może być zmiana sposobu kalibracji wag w połowie 2020 r., włączająca do zmiennych kalibracyjnych wykształcenie<sup>17</sup>.

Ponadto, z powodu zmiany sposobu docierania do respondentów i przeprowadzania wywiadów zmianie uległy prawdopodobnie również błąd próbkowania, błąd dotarcia, błąd pokrycia i selekcja do badania. Mogą one mieć poważne konsekwencje dla wyników badania i jakości zgromadzonych danych.

Zmiana badania na telefoniczne nieznacznie zwiększa problem pokrycia populacji w BAEL. W Badaniu Budżetów Gospodarstw Domowych (BBGD) w 2019 roku 16,63% gospodarstw domowych deklarowało posiadanie telefonu stacjonarnego. Jednocześnie jedynie 3,33% gospodarstw domowych nie deklarowało użytkowania przynajmniej jednego telefonu komórkowego (lub smartfona). 1,26% gospodarstw domowych objętych badaniem BBGD nie posiada ani telefonu stacjonarnego ani komórkowego.

Wzorując się na analizach Warda i Edwards (2021) poniżej podjęto próbę oszacowania w jaki sposób zmiana metody badawczej w BAEL wpływa na wyniki badania. W przypadku BAEL istnieje analogia do opisywanego przez Warda i Edwards (2021) przypadku w czasowym przejściu z badania realizowanego głównie bezpośrednio<sup>18</sup> do badania realizowanego całkowicie telefonicznie. Sprawa jest jednak dodatkowo skomplikowana daleko idącymi zmianami w metodologii badania wprowadzonymi od początku 2021 r. Celem dalszej części pracy jest oszacowanie i omówienie jak metoda badania wpływa w przypadku BAEL na cechy respondentów.

---

<sup>17</sup> Na uwagę zasługuje fakt, że wykształcenie wcześniej było całkowicie wynikowe, a rozkłady brzegowe pochodziły z poprzednich fal; badania BAEL. Dotychczas do kalibracji wag wykorzystywane były prawdopodobieństwa wylosowania do próby, braki odpowiedzi według klasy miejscowości, wiek, płeć, miejsce zamieszkania (w podziale miasto/wieś z uwzględnieniem warstw wojewódzkich) oraz informacje o składzie gospodarstwa domowego.

<sup>18</sup> W 2017 r. udziały poszczególnych metod w realizacji BAEL wynosiły: CAPI – 82%, PAPI – 17%, CATI – 1% (GUS, 2018).

## Część II Realizacja BAEL

### Braki odpowiedzi

Badanie Aktywności Ekonomicznej jest realizowane w oparciu o próbę adresową. W badaniu udział brały osoby w wieku 15 lat i więcej będące członkami wszystkich gospodarstw domowych zamieszkujących wylosowane mieszkania. W badaniu zbierano również podstawowe informacje o gospodarstwie i jego składzie oraz dotyczące osób czasowo nieobecnych. Z badania wykluczone były osoby zamieszkujące gospodarstwa zbiorowe.

Standardowo, wylosowane do badania gospodarstwa uczestniczyły w badaniu 4 razy (4 kwartały) – dwa kolejne kwartały po wylosowaniu, a potem te same dwa kwartały w kolejnym roku (czyli po dwóch kwartałach przerwy). Próba BAEL w każdym kwartale przed pandemią składała się z 4 reprezentacyjnych niezależnych od siebie prób elementarnych (oznaczonych numerami): jednej biorącej udział w badaniu po raz pierwszy, jednej biorącej udział w badaniu po raz drugi, jednej biorącej udział w badaniu po raz trzeci i jednej biorącej udział w badaniu po raz czwarty<sup>19</sup>. Badanie było realizowane metodą bezpośrednich wywiadów wspomaganych komputerowo (CAPI) lub z kwestionariuszem papierowym (PAPI). Dopuszczano także wywiady telefoniczne (CATI), ale tylko w przypadku gospodarstw domowych z tylko jedną osobą w wieku 15 lat i więcej badanych po raz drugi lub kolejny, które wyraziły zgodę na taką formę wywiadu i udostępniły numer telefonu (GUS, 2018). Wywiady są prowadzone metodą ciągłą, tzn. w każdym tygodniu kwartału ankietowana jest losowo wybrana ok. 1/13 próby, a tygodniem referencyjnym jest w każdym przypadku tydzień poprzedzający badanie.

Po ogłoszeniu pandemii w marcu 2020 r. GUS całkowicie zawiesił badania metodą bezpośrednią i od 13 marca, tj. 11 tygodnia I kw. 2020 r., badanie realizowane było wyłącznie telefonicznie. Z danych dotyczących tygodnia realizacji badania wynika jednak, że nie zaburzyło to znacząco stopnia realizacji badania na początku pandemii, choć zaburzyło ciągłość badania w I kw. 2020 r. (por. tabela 6.). W pierwszych trzech tygodniach ankietowania telefonicznego średni odsetek próby zrealizowany w każdym tygodniu oraz średnia liczba

---

<sup>19</sup> Stosowany od 1993 schemat rotacji dopuszcza możliwość sporadycznego wprowadzania do badania nadzwyczajnych prób dodatkowych. Przykładowo w 1993 wprowadzona była dodatkowa próba ludności wiejskiej (Witkowski 1995).

zrealizowanych wywiadów były niższe o ok. 10% niż w pozostałych tygodniach I kw. 2020 r. Niższa była również zrealizowana wielkość próby elementarnej nr 87, która brała udział w badaniu po raz pierwszy (por. tabela 7.).

**Tabela 6. Liczby wywiadów zrealizowane w kolejnych tygodniach kwartału, 1 kw. 2019 – 4 kw. 2021<sup>20</sup>.**

Tydzień badania	2019				2020				2021			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV
1	5148	4980	4923	4983	4759	5019	6371	6430	6077	6312	5197	5183
2	5283	5058	4908	5179	4984	5197	6375	6433	6055	6594	5423	5240
3	5414	5195	4811	4941	5094	5416	6314	6624	6169	6135	5120	5235
4	5377	4811	4676	4900	4886	5175	6281	6133	6086	6220	5248	5308
5	5461	5060	4941	5016	4982	5354	6335	6394	6163	6294	5170	5254
6	5255	5084	4832	4949	4893	5155	6024	6364	6329	6276	4989	5260
7	5594	5151	4849	5038	5126	5282	6389	6556	6285	6326	5177	5277
8	5322	5309	5135	5033	4950	5146	6436	6682	6284	6174	5257	5426
9	5372	4966	4912	5119	4914	5050	6579	6463	6135	6414	5286	5425
10	5355	4934	5087	5078	4561	4867	6243	6137	5862	6014	4921	5332
11	5284	5041	5194	4831	4353	4866	6258	6166	5804	5816	4829	5214
12	5341	5049	5085	4776	4319	4887	6148	6044	5774	5799	4759	5257
13	5320	4975	4933	4690	4434	4887	6227	6203	5809	5956	4804	5052
	69526	65613	64286	64533	62255	66301	81980	82629	78832	80330	66180	68463

*Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS).*

Dotarcie w do gospodarstw domowych w czasie pandemii było możliwe dzięki numerom telefonów uzyskanym w czasie poprzednich rund badania, w przypadku respondentów, którzy udzielili zgodę na taki kontakt oraz danym teleadresowym przygotowanym na potrzeby Narodowego Spisu Powszechnego 2021 w przypadku pozostałych i noworekrutowanych respondentów.

W tabeli 7. przedstawiono zrealizowane liczebności prób elementarnych w kolejnych rundach badania w okresie 1 kw. 2019 r. – 4 kw. 2021 r. W wierszach znajdują się zrealizowane liczebności oznaczonych numerami prób elementarnych w odpowiednich kwartałach badania, w których dana próba elementarna uczestniczyła w badaniu. W kolumnach znajdują się liczebności wszystkich prób elementarnych badanych w poszczególnych kwartałach. Na żółto zaznaczono zaburzenia schematu rotacji badania wprowadzone w związku z pandemią, tzn. próby badane lub pominięte niezgodnie ze schematem. Poziomą linią między próbami

<sup>20</sup> Analogiczną tabelę z odsetkami próby zrealizowanymi w kolejnych tygodniach badania umieszczono w Aneksie.

---

elementarnymi nr 87 i nr 88 oddzielono próby rekrutowane do badania metodą wywiadów bezpośrednich (do 87 włącznie, poza ostatnimi trzema tygodniami badania, kiedy rekrutacja była telefoniczna) od prób elementarnych rekrutowanych do badania wyłącznie telefonicznie (od 88)<sup>21</sup>.

Pierwszym kwartałem, w którym zaburzono schemat losowania był II kw. 2020 r. Pominięto wtedy wprowadzenie do badania próby elementarnej nr 88. Zamiast niej ponownie badano próbę elementarną nr 86, która miała mieć przerwę w badaniu, oraz próbę elementarną nr 82, która powinna zakończyć już swój udział w BAEL. Łącznie na próbę BAEL składało się 5 prób elementarnych; wszystkie zrekrutowane do badania metodą wywiadów bezpośrednich.

Począwszy od III kw. 2020 r. do próby BAEL, zgodnie ze schematem, zaczęły być dołączane nowe próby elementarne, rekrutowane do badania metodą telefoniczną. W III kw. 2020 r. dołączyły próby elementarne nr 88 (która zgodnie ze schematem rotacji powinna być w tym kwartale badana drugi raz) oraz próba nr 89 (zgodnie z założonym schematem rotacji). Oprócz nowych prób elementarnych, w III kw. 2020 ponownie przebadane zostały próby elementarne 82 (szósty raz) i 83 (piąty raz) zrekrutowane bezpośrednio, które zgodnie ze schematem powinny już opuścić badanie. Do I kw. 2021 r. włącznie próbę BAEL tworzyło 6 prób elementarnych – 4 zrekrutowane bezpośrednio (2 planowe i dwie nadmiarowe) oraz 2 zrekrutowane telefonicznie. W II kw. 2021 r. po raz ostatni próbę BAEL tworzyło 6 prób elementarnych – 4 zgodnie ze schematem i 2 nadmiarowe. Od III kw. 2021 r. próbę tworzy 5 prób elementarnych – 4 zgodnie ze schematem i 1 nadmiarowa. Począwszy od IV kw. 2021 r. w próbie BAEL nie ma już w próbie prób elementarnych (osób) rekrutowanych bezpośrednio.

---

<sup>21</sup> Chodzi tu o metodę realizacji pierwszego wywiadu; przygotowanie do badania (losowanie, listy zapowiednie itp.) było takie samo.

**Tabela 7. Liczby zrealizowanych wywiadów indywidualnych według prób elementarnych, 1 kw. 2019 – 4 kw. 2021.**

Nr próby elementarnej	2019				2020				2021			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV
78	19203											
79	18136	18099										
80	-	17323	17453									
81	-	-	17085	17423								
82	17036	-	-	16957	16956	14207	13358					
83	15151	15859	-	-	16218	14041	13163	13026				
84		14332	15076	-	-	12487	11701	11605	10993			
85			14672	15607	-	-	13923	14229	13290	13071		
86				14546	15444	13481	-	13509	12774	12442		
87					13637	12085	-	-	11315	11103	10852	
88						-	14583	-	-	13528	13423	13283
89							15252	15135	-	-	14165	14159
90								15125	14605	-	-	13997
91									15855	15436	-	-
92										14750	14357	-
93											13383	13226
94												13798
Ogółem	69526	65613	64286	64533	62255	66301	81980	82629	78832	80330	66180	68463

Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS).

Pierwszy przypadek Covid-19 w Polsce odnotowano 4 marca 2020 r. (w 10 tygodniu kwartału), a od 13 marca zawieszono całkowicie ankietowanie bezpośrednie. Z tego powodu w I kw. 2020 r. zaburzona została ciągłość badania w czasie. W tabeli 8. zestawiono liczby zrealizowanych wywiadów indywidualnych w I kw. 2020 r. w kolejnych tygodniach badania według prób elementarnych. Począwszy od 10 tygodnia wyraźny jest spadek liczby zrealizowanych wywiadów (por. tabela 8.), przy czym w próbach elementarnych zrekrutowanych bezpośrednio (82, 83 i 86) spada on ok. 5% w porównaniu do pierwszych 9 tygodni kwartału. W próbie elementarnej nr 87, która brała wtedy udział w badaniu po raz pierwszy<sup>22</sup> – do 10 tygodnia włącznie rekrutowanej bezpośrednio, a potem przez ostatnie 2 tygodnie telefonicznie – spadek liczby zrealizowanych wywiadów indywidualnych od 10 tygodnia wyniósł prawie 30% w porównaniu z początkiem kwartału. Zatem w I kw. 2020 r. nieznacznie niedoreprezentowane były ostatnie tygodnie kwartału.

<sup>22</sup> Na próbie elementarnej nr 87 zrealizował się zatem eksperyment naturalny wpływu zmiany metody realizacji wywiadu z CAPI na CATI w pierwszym kontakcie z respondentem. Wyniki obrazują niejako skalę trudności z jakimi musiał zmierzyć się GUS w dotarciu do nowych respondentów.

**Tabela 8. Liczby zrealizowanych wywiadów indywidualnych w kolejnych tygodniach I kw. 2020, według prób elementarnych**

Tydzień badania	Numer próby elementarnej				Total
	82	83	86	87	
1	1259	1241	1186	1073	4759
2	1335	1240	1242	1167	4984
3	1338	1356	1208	1192	5094
4	1381	1223	1166	1116	4886
5	1434	1250	1093	1205	4982
6	1264	1185	1288	1156	4893
7	1345	1356	1251	1174	5126
8	1229	1328	1219	1174	4950
9	1319	1234	1260	1101	4914
10	1341	1179	1148	893	4561
11	1249	1175	1072	857	4353
12	1208	1188	1191	732	4319
13	1254	1263	1120	797	4434
Total	16956	16218	15444	13637	62255

Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS).

W II kw. 2020 r., realizowanym już całkowicie telefonicznie, liczba zrealizowanych wywiadów indywidualnych zmniejsza się w porównaniu z poprzednim kwartałem o ok. 13% w próbach elementarnych nr 83, 86 i 87 do 10 tygodnia badania (od 10 tygodnia liczba realizowanych wywiadów była tylko ok. 8% niższa, niż w poprzednim kwartale, co wynika w dużej mierze z efektu niskiej bazy). W II i III kw. niższe zrealizowane liczby wywiadów są we wszystkich próbach elementarnych rozłożone bardziej równomiernie po całym kwartale (por. tabele 9. i 10.). Można zauważyć, że liczebności systematycznie obniżają się w kolejnych rundach (kwartałach udziału w badaniu) danej próby elementarnej w związku z wykruszaniem się prób elementarnych, co jest zjawiskiem typowym w badaniach panelowych. Na uwagę zasługują również pierwsze kwartały w badaniu prób rekrutowanych do badania telefonicznie – liczebności pierwszych 5 prób elementarnych (próby elementarne nr 88 – 92) za pierwszym razem w badaniu są wyższe od średnich liczebności w pierwszych kwartałach w badaniu prób wprowadzanych metodą bezpośrednią w 2019 r. (por. tabela 7.)

**Tabela 9. Liczby zrealizowanych wywiadów indywidualnych w kolejnych tygodniach II kw. 2020, według prób elementarnych**

Tydzień badania	Numer próby elementarnej					Total
	82	83	84	86	87	
1	1061	1069	937	1015	937	5019
2	1119	1103	873	1086	1016	5197
3	1084	1203	975	1076	1078	5416
4	1163	1021	977	1035	979	5175
5	1195	1129	1008	969	1053	5354
6	1044	1005	964	1127	1015	5155
7	1135	1121	1003	1044	979	5282
8	1003	1116	978	1030	1019	5146
9	1070	1015	884	1103	978	5050
10	1085	1020	934	1007	821	4867
11	1101	1026	1006	940	793	4866
12	1075	1054	1021	1063	674	4887
13	1072	1159	927	986	743	4887
<b>Total</b>	<b>14207</b>	<b>14041</b>	<b>12487</b>	<b>13481</b>	<b>12085</b>	<b>66301</b>

Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS).

**Tabela 10. Liczby zrealizowanych wywiadów indywidualnych w kolejnych tygodniach III kw. 2020, według prób elementarnych**

Tydzień badania	Numer próby elementarnej					Total	
	82	83	84	85	88		89
1	1030	1008	869	1121	1145	1198	6371
2	1052	1035	858	1124	1166	1140	6375
3	1023	1071	937	1101	1000	1182	6314
4	1093	985	919	1037	1161	1086	6281
5	1159	1064	951	1020	1028	1113	6335
6	980	958	887	989	1053	1157	6024
7	1066	1048	961	1117	1033	1164	6389
8	938	1081	935	1105	1053	1324	6436
9	1052	990	865	1157	1258	1257	6579
10	996	942	837	1004	1254	1210	6243
11	1013	960	893	1073	1113	1206	6258
12	967	963	927	1004	1221	1066	6148
13	989	1058	862	1071	1098	1149	6227
<b>Total</b>	<b>13358</b>	<b>13163</b>	<b>11701</b>	<b>13923</b>	<b>14583</b>	<b>15252</b>	<b>81980</b>

Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS).

W 2019 r. średnia wielkość próby BAEL wynosiła 66 tys. osób (ze średnią liczbą wywiadów indywidualnych w próbie elementarnej na poziomie ok. 16,5 tys. osób). W I kw. 2020 r. wielkość próby wyniosła 62 tys. osób (ze średnią realizacją próby elementarnej na poziomie 15,6 tys. osób), co najprawdopodobniej związane było z niższymi realizacjami pod koniec

---

kwartału po przejściu na ankietowanie telefoniczne. W II kw. 2020 liczebność próby wyniosła 66 tys., ale przy realizacji badania na 5 próbach elementarnych ze średnią liczbą wywiadów na poziomie 13,3 tys. osób w każdej (por. tabela 7.). W okresie III kw. 2020 r. – II kw. 2021 r. badanie realizowane było na 6 próbach elementarnych ze średnio ok. 13,5 tys. wywiadów w każdej. W III i IV kw. 2021 badanie realizowane było na 5 próbach elementarnych (z przeciętnie 13,5 tys. wywiadów); liczebność całej próby wynosiła średnio ok. 63,7 tys. osób.

Liczby zrealizowanych wywiadów w próbach elementarnych w kolejnych kwartałach badania wskazują, że zależą one istotnie od metody badania – od początku badania telefonicznego, tj. od II kw. 2020 r., liczby wywiadów realizowanych na próbach rekrutowanych telefonicznie są systematycznie wyższe od realizacji na próbach rekrutowanych bezpośrednio (przeciętnie 12,7 tys. versus 14,3 tys.; por. tabela 7.). Analiza liczebności wywiadów w poszczególnych próbach elementarnych w kolejnych rundach w badaniu wskazuje na różnice pomiędzy próbami rekrutowanymi bezpośrednio i telefonicznie (tabela 11.). Przynajmniej częściowo jest to związane z wykuszaniem się respondentów z prób elementarnych w kolejnych rundach<sup>23</sup>, w których byli planowani w badaniu (*ang. panel attrition*).

---

<sup>23</sup> Pojęcia „rundy”, „wizyty” oraz „kwartały w badaniu” w przypadku prób elementarnych stosowane są w tekście wymiennie.

**Tabela 11. Indeks zrealizowanych wywiadów indywidualnych w próbach elementarnych w kolejnych kwartałach prób elementarnych w badaniu (pierwszy kwartał w badaniu = 100).**

Nr próby elementarnej	Kwartał w badaniu					
	I	II	III	IV	V	VI
78	100	104	105	107		
79	100	103	106	106		
80	100	107	107	108		
81	100	109	109	111		
82	100	107	107	107	89	84
83	100	105	107	93	87	86
84	100	105	87	82	81	77
85	100	106	95	97	91	89
86	100	106	93	93	88	86
87	100	89	83	81	80	
88	100	93	92	91		
89	100	99	93	93		
90	100	97	93			
91	100	97				
92	100	97				
93	100	99				
94	100					

Pozioma linia między próbą elementarną nr 87 i 88 oddziela próby elementarne rekrutowane bezpośrednio (do 87 włącznie) i próby elementarne rekrutowane telefonicznie (od 88). Na szaro zaznaczono kwartały, w którym dana próba elementarna była badana całkowicie telefonicznie (czyli II kw. 2020 r. lub później).

Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

Dla prób elementarnych rekrutowanych bezpośrednio (oprócz próby nr 87) charakterystyczne jest, że w kolejnych rundach w badaniu realizowanym bezpośrednio (przed pandemią) liczba wywiadów indywidualnych była wyższa niż w rundzie, w której dana próba elementarna dołączała do badania (przeciętnie ok. 6%). Wynika to prawdopodobnie z faktu, że do części gospodarstw nie udawało się dotrzeć w kwartale, w którym zostały wylosowane do badania, dlatego opuszczały tę rundę. Kontakt z gospodarstwem (być może wymagający większego niż przeciętnie zaangażowania ankietera) umożliwiał przebadanie go dopiero w kolejnej rundzie (czyli planowo drugiej dla takiego gospodarstwa). Podobny efekt odnotowują Ward i Edwards (2021) w badaniu CPS. Można zauważyć, że przed pandemią przy badaniu bezpośrednim wszystkie kolejne kwartały w badaniu, dla wszystkich prób elementarnych oznaczały niemniejszą (a najczęściej większą) liczbę zrealizowanych wywiadów niż poprzednie. Dla prób elementarnych nr 78-82 liczby wywiadów w czwartej rundzie tych prób w badaniu były średnio 8% wyższe niż w pierwszej. Natomiast w próbach elementarnych

---

rekrutowanych i realizowanych telefonicznie (od próby elementarnej nr 88) liczba wywiadów była najwyższa w kwartale, w którym próba elementarna dołączała do badania, a potem systematycznie się obniżała. Systematyczne obniżanie się liczby zrealizowanych wywiadów miało miejsce również w próbach elementarnych rekrutowanych bezpośrednio po przejściu na badanie telefoniczne (poza czwartą rundą w badaniu prób elementarnych nr 85 i 86).

Przejście na badanie telefoniczne dla prób elementarnych rekrutowanych bezpośrednio oznaczało skokowy spadek liczby zrealizowanych wywiadów o przeciętnie 14% (tabela 11.; szarym kolorem oznaczono kwartały, w którym dana próba elementarna była badana całkowicie telefonicznie, czyli II kw. 2020 r. lub później). Próby rekrutowane telefonicznie dołączały dopiero do badania, zatem trudno ocenić w jakim stopniu metoda badania obniżyła realizację w tych próbach elementarnych<sup>24</sup>.

Jeszcze innego rodzaju wniosków dostarcza analiza o odsetka osób, do których można dotrzeć w pierwszym wywiadzie w połączeniu z informacją kto w nim nie uczestniczy i kto potem wypada. W tej części badania wykorzystano przedział czasowy IV kw. 2018 r. – 4 kw. 2021 r. (obejmujący początek próby elementarnej nr 82). Struktura prób elementarnych nr 82-93 została przedstawiona w tabeli 12. Analiza dotyczy udziału poszczególnych osób w kolejnych rundach badania<sup>25</sup> (*ang. unit nonresponse*).

---

<sup>24</sup> Próba elementarna nr 87 rekrutowana była najpierw bezpośrednio, a potem telefonicznie (po 10 tygodniu badania), zatem w jej przypadku liczby zrealizowanych wywiadów i ich zmiany mogą się kształtować nieco inaczej.

<sup>25</sup> Na podstawie zbioru ZD.

**Tabela 12. Struktura prób elementarnych nr 82-93 (IV kw. 2018 r. – 4 kw. 2021 r.)**

Nr próby	Max liczba wywiadów w analizowanym przedziale czasowym	% kompletnych cykli wywiadów w obserwowanym oknie czasowym (dane nieważone)
82	6	54.7
83	6	55.8
84	6	56.1
85	6	53.8
86	6	59.1
87	5	66.0
88	4	71.2
89	4	72.4
90	3	79.4
91	2	90.4
92	2	89.9
93	2	90.2

Pozioma linia między próbą elementarną nr 87 i 88 oddziela próby elementarne rekrutowane bezpośrednio (do 87 włącznie) i próby elementarne rekrutowane telefonicznie (od 88). Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

Za kompletny cykl wywiadów przyjęta została liczba wywiadów zrealizowanych z danym respondentem odpowiadająca liczbie wszystkich wywiadów przewidzianych dla próby elementarnej, do której zostało wylosowane jego gospodarstwo domowe. Przykładowo w próbie 82 jedynie 54,7% osób wzięło udział we wszystkich 6 przewidzianych wywiadach, a w próbie 87 tylko 66,0% osób wzięło udział we wszystkich zaplanowanych 5 wywiadach. Natomiast przeciętne odsetki osób biorących udział w badaniu są wyższe. Przykładowo w próbach 82 i 87 wynoszą odpowiednio 84,4% i 85,0%, tzn. w każdym kwartale, w którym dana próba brała udział w badaniu uczestniczyło przeciętnie odpowiednio 84,4% i 85,0% respondentów danej próby elementarnej, którzy wzięli udział w przynajmniej jednej rundzie badania (tabela 13.). Oznacza to, że braki udziału (*ang. unit nonresponse*) nie są zjawiskiem dotyczącym stale tych samych osób, a wzorce udziału badaniu są znacznie bardziej zróżnicowane niż proste wykruszanie się panelu (*ang. panel attrition*). Obejmują m.in. problem z nawiązaniem kontaktu i przeprowadzeniem pierwszego wywiadu, problemy z dotarciem do respondentów po przerwie, jednorazowe losowe braki udziału w danym tygodniu badania oraz odmowy kontynuacji udziału w badaniu.

Odsetki zrealizowanych wywiadów spadają wraz z kolejnością wizyty, tj. im późniejszy wywiad w cyklu badania tym większy jest odsetek braków odpowiedzi (tabela 13.). Należy jednak zwrócić uwagę na relatywnie wysokie braki odpowiedzi (*ang. unit nonresponses*) w pierwszym wywiadzie osób, które jednak pojawiają się w badaniu później. Przy czym po

przejściu na rekrutację telefoniczną odsetki braków w pierwszym wywiadzie (przy pierwszej teoretycznej wizycie w gospodarstwie domowym) uległy istotnemu obniżeniu.

**Tabela 13. Realizacja badania według kolejnych wizyt dla prób elementarnych nr 82-93 (IV kw. 2018 r. – 4 kw. 2021 r.)**

Nr próby	Kwartał w badaniu						Total
	1	2	3	4	5	6	
82	90.1%	96.8%	91.1%	88.0%	73.6%	68.9%	84.4%
83	92.3%	96.0%	90.3%	77.9%	72.7%	71.5%	83.1%
84	90.7%	95.4%	78.0%	73.3%	72.0%	68.1%	79.5%
85	90.6%	96.4%	81.0%	80.8%	75.5%	73.4%	82.6%
86	90.2%	95.4%	83.0%	82.3%	77.8%	74.7%	83.8%
87	98.8%	88.2%	81.6%	79.5%	77.4%		85.0%
88	94.5%	88.1%	86.0%	84.0%			88.1%
89	95.2%	94.7%	86.2%	84.9%			90.1%
90	95.8%	93.7%	87.3%				92.2%
91	96.6%	93.8%					95.2%
92	96.1%	93.7%					94.9%
93	95.5%	94.7%					95.1%
Total	89.7%	90.0%	83.5%	80.8%	74.4%	71.3%	

*Pozioma linia między próbą elementarną nr 87 i 88 oddziela próby elementarne rekrutowane bezpośrednio (do 87 włącznie) i próby elementarne rekrutowane telefonicznie (od 88). Na szaro zaznaczono kwartały, w którym dana próba elementarna była badana całkowicie telefonicznie (czyli II kw. 2020 r. lub później).*

*Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)*

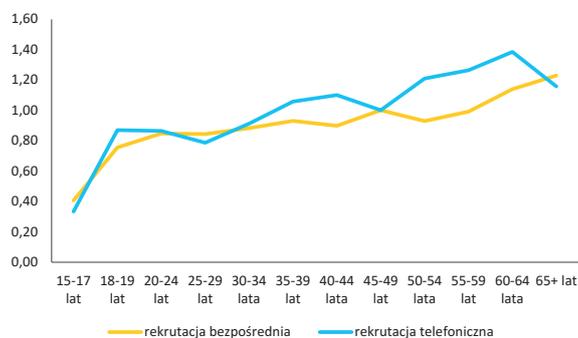
W celu sprawdzenia struktury braków udziału w badaniu (*ang. unit nonresponse*) wyróżnione zostały braki odpowiedzi wynikające z trudności z dotarciem do respondenta w pierwszej planowanej rundzie badania (umownie nazwaną w niniejszym opracowaniu rekrutacją) oraz braki wynikające z wykruszania się respondentów z badania. Zbiór został przekształcony w panel, gdzie zmienną „czasową” jest numer „teoretycznej” wizyty ankietera w gospodarstwie domowym. Pod numerem brakujących wizyt zaimputowano metodą cold-desk charakterystyki z ostatniego dostępnego wywiadu (numer próby, płeć, wykształcenie – 3 kategorie, miejsce zamieszkania - miasto/wieś, wiek - 12 kategorii, status na rynku pracy, realizacja wywiadu bezpośrednio lub w zastępstwie, realizacja pierwszego wywiadu bezpośrednio lub telefonicznie CAPI/CATI). Wyjątkiem jest brakująca pierwsza wizyta (rekrutacja), gdzie nie jest imputowane zastępstwo, a pozostałe zmienne imputowane są z kolejnej zrealizowanej wizyty. Wszystkie analizy w tej części badania zrealizowane zostały na danych nieważonych, ponieważ wagi w BAEL dla danego respondenta nie są stałe

w czasie. Oszacowane zostały modele logitowe z odporną macierzą wariancji-kowariancji z warstwowaniem po identyfikatorze respondenta. Dla pierwszej grupy modeli (opisujących rekrutację) wykorzystane zostały dane przekrojowe pierwszych rund badania. Dla drugiej grupy modeli (opisujących wykruszanie) wykorzystane zostały dane typu pooled.

Aby ustalić do kogo trudniej dotrzeć w pierwszej próbie, tj. w pierwszym kwartale badania zaplanowanym dla danej próby elementarnej, w zbiorze z danymi zaimputowanymi wstecz oszacowane zostało prawdopodobieństwo udziału w pierwszym wywiadzie. Oszacowane zostały cztery modele logitowe prawdopodobieństwa udziału w pierwszym badaniu<sup>26</sup>. Pierwszy model zawiera zmienne wykorzystywane w konstrukcji wag: wiek, płeć, wykształcenie i miejsce zamieszkania (miasto/wieś). W drugim dołączona została zmienna informująca o metodzie realizacji pierwszego wywiadu (albo drugiego, jeśli pierwszy się nie odbył). Trzeci model został oszacowany na podpróbie zrekrutowanej bezpośrednio, a czwarty na podpróbie zrekrutowanej telefonicznie.

Rekrutacja CATI wyraźnie zwiększa szanse na realizację pierwszego wywiadu (por. wykres 4.). Łatwiej też dotrzeć do osób z wyższym wykształceniem, osób mieszkających na wsi oraz osób w wieku okołoemerytalnym i emerytalnym. Szczególnie trudna jest realizacja pierwszego wywiadu wśród respondentów niepełnoletnich. Należy jednak zauważyć, że osoby, do których nie udało się dotrzeć w pierwszym wywiadzie pojawiają się w badaniu w późniejszych wywiadach/falach badania. Szczegółowe wyniki zostały przedstawione w tabeli A.3 w aneksie.

**Wykres 4. Ilorazy szans realizacji pierwszego wywiadu według grup wieku, IV kw. 2018 r. – 4 kw. 2021 r. (próby elementarne nr 82-93)**



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

<sup>26</sup> Oszacowane prawdopodobieństwa są tu interpretowane jako skłonność potencjalnego respondenta do udziału w fali badania.

---

W celu sprawdzenia kto wypada z badania w kolejnych wywiadach (po zainicjowaniu kontaktu z gospodarstwem domowym i zrealizowaniu co najmniej jednego wywiadu) oszacowano modele logitowe prawdopodobieństwa udziału w badaniu w zależności od metody realizacji pierwszego wywiadu, odpowiedzi bezpośrednio lub w zastępstwie, numeru wizyty oraz zmiennych wykorzystywanych do kalibracji wag (płci, wieku, wykształcenia, miejsca zamieszkania) i statusu na rynku pracy w ostatnim udzielonym wywiadzie. Wybrane oszacowania przedstawiono w tabeli 14<sup>27</sup>.

Podobnie jak w modelach opisujących prawdopodobieństwo realizacji pierwszego wywiadu, modele 1-3 oszacowane zostały na wszystkich dostępnych próbach elementarnych. Modele 4-6 oszacowane zostały na próbach elementarnych 82-90. Model 7 zrealizowany został na próbach rekrutowanych przed epidemią, tam gdzie pierwszy wywiad realizowany był bezpośrednio, zaś model 8 oszacowany został na próbach zrekrutowanych już w czasie epidemii, a pierwszy wywiad realizowany był telefonicznie.

---

<sup>27</sup> Cała tabela umieszczona została w tabeli A.4 w aneksie.

Tabela 14. Wybrane oszacowania modeli logitowych, IV kw. 2018 r. – 4 kw. 2021 r. (próby elementarne nr 82-93)

	(1) udział	(2) udział	(4) udział	(5) udział	(7) udział	(8) udział
zastępstwo	1.196*** (12.67)	1.245*** (13.82)	1.202*** (12.75)	1.246*** (13.84)	1.281*** (15.21)	0.886*** (-4.53)
CATI	1.047** (3.07)	1.204*** (9.58)	1.051** (3.00)	1.219*** (9.33)		
zastępstwo*CATI		0.733*** (-10.73)		0.718*** (-10.42)		
wizyta 3	0.361*** (-89.02)	0.361*** (-88.97)	0.359*** (-82.90)	0.359*** (-82.91)	0.286*** (-77.55)	0.468*** (-42.89)
wizyta 4	0.276*** (-110.13)	0.277*** (-110.09)	0.275*** (-102.71)	0.275*** (-102.71)	0.215*** (-94.06)	0.392*** (-47.40)
wizyta 5	0.187*** (-137.92)	0.187*** (-137.91)	0.186*** (-130.30)	0.186*** (-130.32)	0.151*** (-113.80)	
wizyta 6	0.157*** (-142.81)	0.157*** (-142.75)	0.156*** (-135.63)	0.156*** (-135.60)	0.127*** (-119.00)	
kobieta	1.062*** (4.40)	1.092*** (6.51)	1.063*** (4.38)	1.094*** (6.49)	1.077*** (4.70)	1.035 (1.37)
bezrobotny	0.504*** (-17.86)	0.492*** (-18.57)	0.513*** (-16.82)	0.500*** (-17.54)	0.537*** (-13.84)	0.403*** (-13.50)
nieaktywny	0.894*** (-5.85)	0.862*** (-7.90)	0.897*** (-5.57)	0.863*** (-7.66)	0.905*** (-4.61)	0.863*** (-3.81)
N	510839	510839	476266	476266	378659	132180
pseudo R-sq	0.076	0.075	0.070	0.069	0.073	0.042

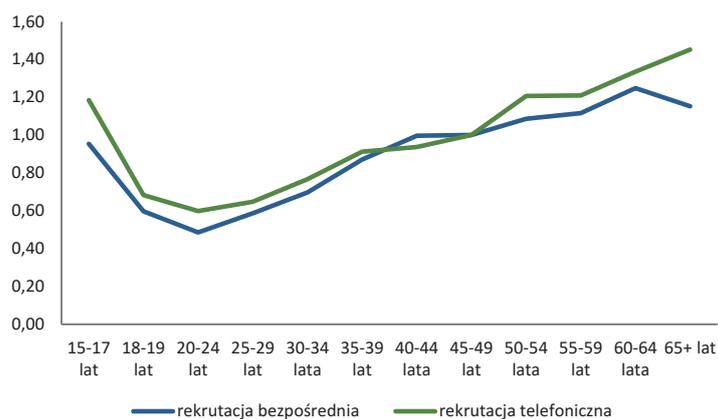
Ilorazy szans; w nawiasach statystyki testu t; \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

Jak wynika z oszacowanych modeli, większe prawdopodobieństwo na ponowny udział w badaniu miały kobiety, osoby zamieszkujące na wsi i słabiej wykształcone. Prawdopodobieństwo ponownego udziału w badaniu rośnie też wraz z wiekiem (wykres 5.). Zatem problem wypadania jednostek z panelu nie jest losowy względem zmiennych wykorzystywanych w kalibracji wag. Ponadto, szanse na ponowny udział w badaniu zwiększa odpowiedź w zastępstwie, jednak za ten efekt odpowiadają próby, w których pierwsze wywiady realizowane były bezpośrednio. W próbach elementarnych, gdzie pierwszy wywiad realizowany był telefonicznie osoby odpowiadające w zastępstwie z mniejszym prawdopodobieństwem wezmą udział w badaniu ponownie. Istotny był też status na rynku pracy deklarowany w ostatnim zrealizowanym wywiadzie. Najmniejsze szanse ponownego udziału charakteryzuje osoby bezrobotne. Nieco większe szanse, jednak

nadal niższe niż osoby pracujące, mają osoby nieaktywne zawodowo. Dodatkowo szansa na udział w wywiadzie spada z każdą kolejną wizytą, zatem przetrzymanie prób elementarnych w próbie zwiększyło odsetek braków odpowiedzi i osób (lub całych gospodarstw domowych) wypadających z badania. Podsumowując, wypadanie to nie jest procesem losowym, co miało wpływ na pomiar aktywności zawodowej i raportowane agregaty statusu na rynku pracy.

**Wykres 5. Ilorazy szans pozostania w panelu według wieku, IV kw. 2018 r. – 4 kw. 2021 r. (próby elementarne nr 82-93)**



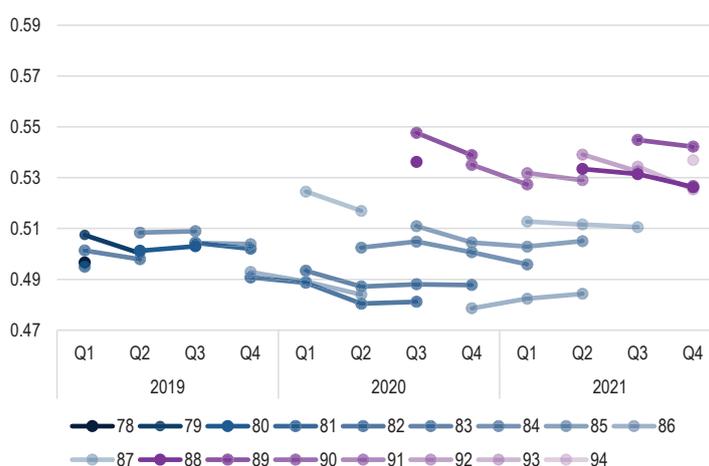
Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

## Selekcja do badania

Jeżeli wypadanie respondentów z badania nie jest losowe, poznanie własności tego procesu jest szczególnie istotne dla oceny jakości wyników badania. Analiza przedstawiona poniżej wskazuje, że po zawieszeniu bezpośredniego ankietowania (i rekrutacji) uczestnictwo w badaniu było pozytywnie skorelowane z aktywnością zawodową i zatrudnieniem (podobnie jak w badaniu Wardsa i Edwards, 2021).

Na wykresie 6. poniżej oszacowano współczynniki aktywności zawodowej w każdej próbie elementarnej osobno w kolejnych kwartałach na danych surowych (nieważonych). Niebieskim kolorem oznaczono próby elementarne rekrutowane bezpośrednio<sup>28</sup>, a fioletowym rekrutowane telefonicznie. W obu przypadkach im jaśniejszy odcień, tym wyższy numer próby, tj. tym później respondenci byli wprowadzeni do badania. Takie zestawienie oszacowań pokazuje, że do nowych prób rekrutowane są osoby przeciętnie bardziej aktywne. Systematycznie obserwuje się również niższą aktywność zawodową w danej próbie w kolejnych wizytach, która wydaje się silniej wpływać na wyniki badania niż odchylenia sezonowe charakterystyczne dla aktywności zawodowej. Zatem można powiedzieć, że w danych BAEL obserwowane jest obciążenie wskaźników wynikające z rotacji próby.

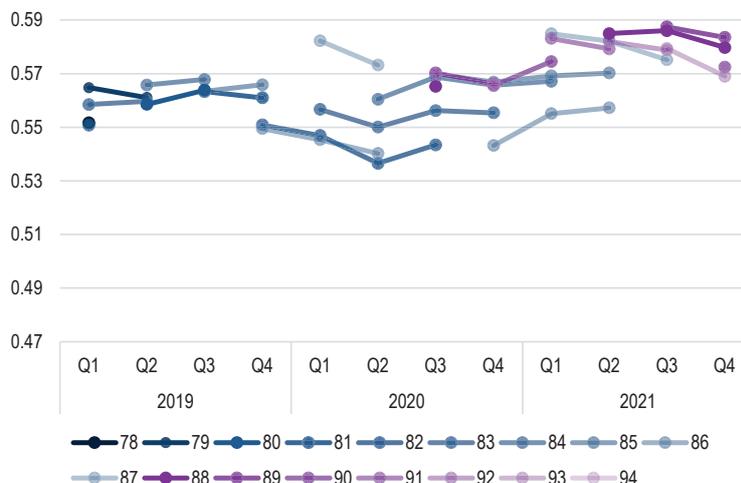
**Wykres 6. Współczynnik aktywności zawodowej według prób elementarnych w okresie 1 kw. 2019 r. – 4 kw. 2021 r. (dane surowe)**



Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

<sup>28</sup> Poprzez rekrutację, podobnie jak we wcześniejszych częściach opracowania, należy rozumieć metodę realizacji pierwszego wywiadu.

Wykres 7. Współczynnik aktywności zawodowej według prób elementarnych w okresie 1 kw. 2019 r. – 4 kw. 2021 r. (dane ważone)



Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

Na wykresie 7. w takich samych kolorach przedstawiono oszacowania z uwzględnieniem wag<sup>29</sup>. Porównanie oszacowań wskazuje na nadreprezentację osób nieaktywnych w próbie oraz że różnica w aktywności zawodowej pomiędzy próbami rekrutowanymi bezpośrednio i telefonicznie nie jest w pełni kompensowana wagami. O ile nadreprezentacja osób nieaktywnych jest stałą cechą badania, utrzymującą się po uogólnieniu wyników z próby na populację generalną (ważeniu) istotne różnice w oszacowaniach podstawowych wskaźników stawiają pod znakiem zapytania zarówno ciągłość badania i porównywalność wyników w czasie.

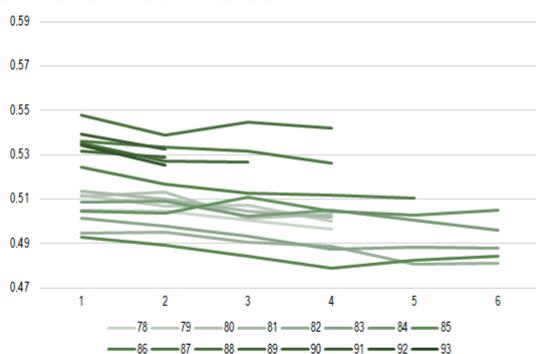
Analiza podstawowych wskaźników rynku pracy w próbach elementarnych sugeruje, że skłonność respondentów do pozostawania w próbie nie jest niezależna od ich statusu na rynku pracy<sup>30</sup>. Na wykresach 8.-13. zaprezentowano współczynnik aktywności zawodowej, wskaźnik zatrudnienia oraz stopę bezrobocia w okresie od I kw. 2019 r. do IV kw. 2021 r.

<sup>29</sup> Oszacowania współczynników aktywności zawodowej w próbach elementarnych wskazują jaki jest odsetek osób aktywnych w danej próbie elementarnej po uwzględnieniu wag GUS (wagi nadają względną ważność poszczególnych rekordów w próbie elementarnej). Ponieważ jednak żadna z prób elementarnych samodzielnie po ważeniu nie ma cech populacji ogólnej, te oszacowania nie mogą być one uogólniane na całą populację. Dopiero oszacowanie dla wszystkich prób elementarnych łącznie może być podstawą takich uogólnień.

<sup>30</sup> Poniżej prezentowane są wyniki analizy wykorzystującej wagi nadane przez GUS. Ponieważ wagi są kalibrowane dla wszystkich prób elementarnych realizowanych w danym kwartale łącznie, uogólnianie wyników dla poszczególnych prób elementarnych może być obciążone większym błędem niż by to wynikało z samej liczebności tych prób.

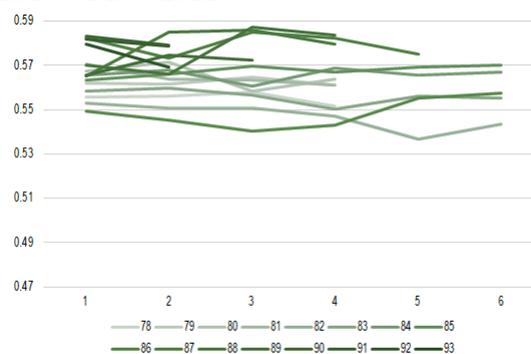
w zależności od numeru wizyty (tj. tego który raz respondenci danej próby elementarnej powinni brać udział w badaniu); im ciemniejszy kolor linii, tym wyższy numer próby elementarnej. Kształt i położenie linii mogą sugerować, że w kolejnych wizytach, niezależnie od numeru próby wskaźnik aktywności w próbie obniża się (co widać było już na wykresach 6. i 7.) oraz, że kolejne próby elementarne są coraz bardziej aktywne, co jest prawdopodobnie związane ze wzrostem aktywności w badanym okresie. Systematycznie przy kolejnych wizytach obniża się również stopa bezrobocia (wykresy 12.-13.)<sup>31</sup>. Zjawisko wydaje się nie mieć miejsca w przypadku wskaźnika zatrudnienia. Statystyczna analiza tego zjawiska zostanie przedstawiona w dalszej części opracowania.

**Wykres 8. Współczynnik aktywności zawodowej wg kolejnych wizyt w nieważonych próbach elementarnych 1 kw. 2019 – 4 kw. 2021.**



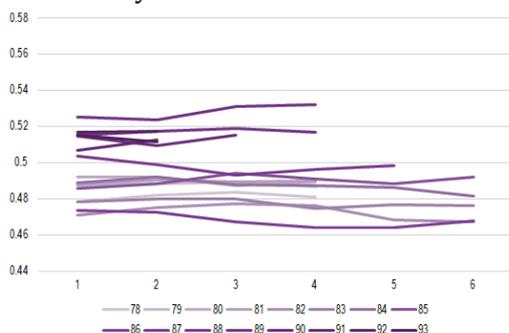
Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

**Wykres 9. Współczynnik aktywności zawodowej wg kolejnych wizyt w ważonych próbach elementarnych 1 kw. 2019 – 4 kw. 2021.**



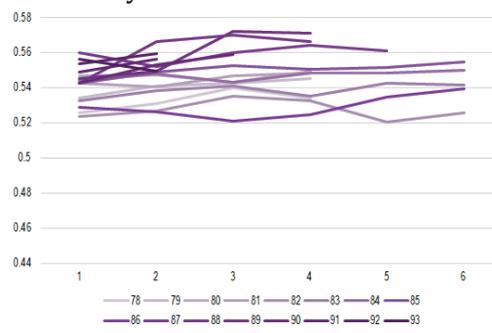
Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

**Wykres 10. Wskaźnik zatrudnienia wg kolejnych wizyt w nieważonych próbach elementarnych 1 kw. 2019 – 4 kw. 2021.**



Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

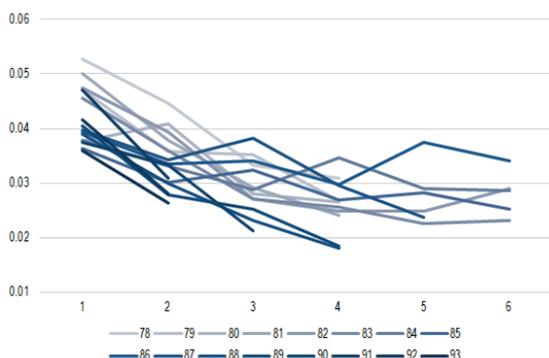
**Wykres 11. Wskaźnik zatrudnienia wg kolejnych wizyt w ważonych próbach elementarnych 1 kw. 2019 – 4 kw. 2021.**



Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

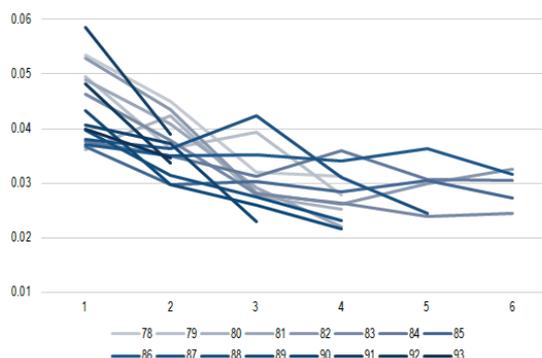
<sup>31</sup> Obserwowany spadek jest łącznym efektem spadku bezrobocia w analizowanym okresie oraz wykruszania się z próby osób bezrobotnych szybciej niż osób o innym statusie na rynku pracy.

**Wykres 12. Stopa bezrobocia wg kolejnych wizyt w nieważonych próbach elementarnych 1 kw. 2019 – 4 kw. 2021.**



Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

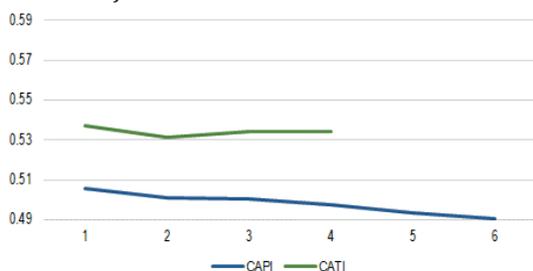
**Wykres 13. Stopa bezrobocia wg kolejnych wizyt w ważonych próbach elementarnych 1 kw. 2019 – 4 kw. 2021.**



Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

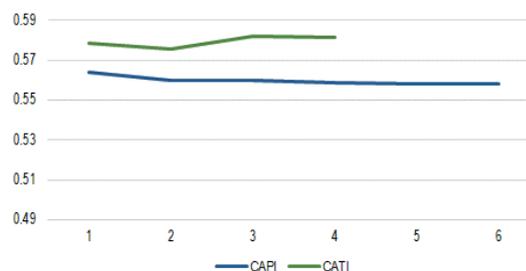
Do oceny różnic pomiędzy próbami rekrutowanymi bezpośrednio i telefonicznie na wykresach 14.-19. zestawiony został współczynnik aktywności zawodowej, wskaźnik zatrudnienia oraz stopę bezrobocia w okresie od I kw. 2019 r. do IV kw. 2021 r. oddzielnie dla prób rekrutowanych bezpośrednio i telefonicznie (na danych surowych oraz z wykorzystaniem wag GUS). W analizie wskaźników warto mieć na uwadze, że okres objęty badaniem charakteryzował nominalny (tj. zgodnie z publikowanymi danymi BAEL) wzrost aktywności zawodowej oraz spadek stopy bezrobocia.

**Wykres 14. Współczynnik aktywności zawodowej wg kolejnych wizyt w nieważonych próbach wg sposobu rekrutacji 1 kw. 2019 – 4 kw. 2021.**



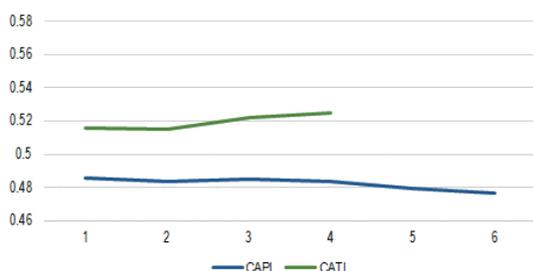
Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

**Wykres 15. Współczynnik aktywności zawodowej wg kolejnych wizyt w ważonych próbach wg sposobu rekrutacji 1 kw. 2019 – 4 kw. 2021.**



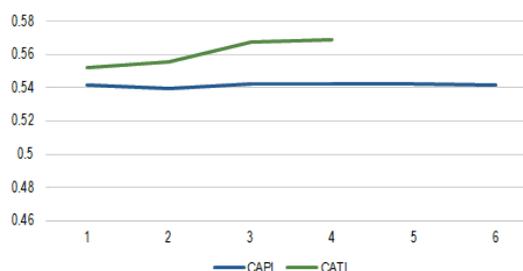
Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

**Wykres 16. Wskaźnik zatrudnienia wg kolejnych wizyt w nieważonych próbach wg sposobu rekrutacji 1 kw. 2019 – 4 kw. 2021.**



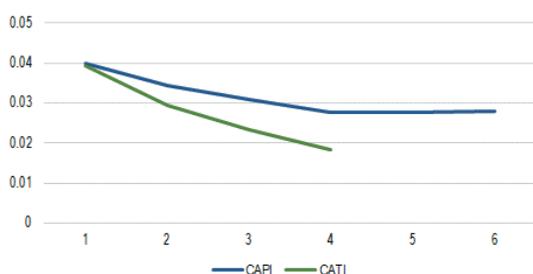
Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

**Wykres 17. Wskaźnik zatrudnienia wg kolejnych wizyt w ważonych próbach wg sposobu rekrutacji 1 kw. 2019 – 4 kw. 2021.**



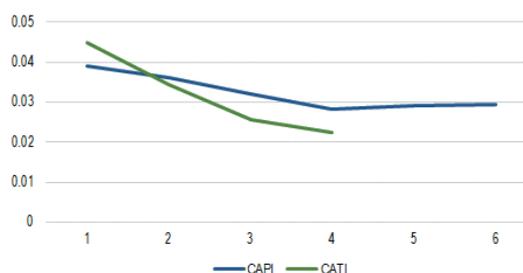
Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

**Wykres 18. Stopa bezrobocia wg kolejnych wizyt w nieważonych próbach wg sposobu rekrutacji 1 kw. 2019 – 4 kw. 2021.**



Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

**Wykres 19. Stopa bezrobocia wg kolejnych wizyt w ważonych próbach wg sposobu rekrutacji 1 kw. 2019 – 4 kw. 2021.**



Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

Podsumowując, poza selekcją do próby ze względu na metodę rekrutacji i realizacji badania, na wyniki istotnie wpływać może nielosowy względem cech skorelowanych z aktywnością zawodową proces wypadania gospodarstw domowych z próby w kolejnych rundach badania.

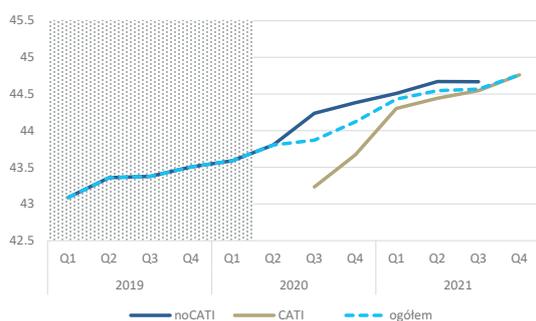
### Struktura demograficzna prób elementarnych

Poza liczbą zrealizowanych wywiadów, sposób rekrutacji i metoda badania (CATI vs. CAPI) istotnie wpływały także na strukturę próby według istotnych cech społeczno-demograficznych. W tej części przedstawiono analizę tego wpływu. Podobnie jak Ward i Edwards (2021) możemy badać zależność cech respondenta od metody badania wykorzystując fakt, że dla niektórych kwartałów występują w próbie próby elementarne

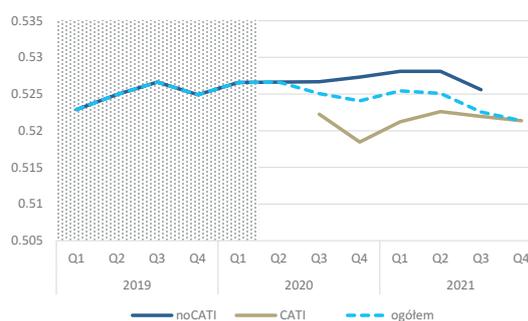
rekrutowane<sup>32</sup> metodą bezpośrednią i telefonicznie. Na wykresach 20.-25. zaprezentowano wybrane cechy statystyczne próby BAEL w kolejnych kwartałach w latach 2019-2020. Szarym kolorem zaznaczono okres, w którym badanie realizowane było bezpośrednio. Na każdym wykresie cechy całej próby łącznie pokazuje jasnoniebieska przerywana linia. Dodatkowo oddzielnie zaprezentowano cechy prób elementarnych rekrutowanych do badania tradycyjnie bezpośrednio (linia ciemnoniebieska) i prób elementarnych rekrutowanych telefonicznie (linia złota).

Od początku pandemii o prawie rok zwiększył się średni wiek osoby uczestniczących w badaniu (w danych surowych; wykres 20.), przy czym był on systematycznie niższy w próbach rekrutowanych telefonicznie. Jedynie częściowo wynika to z pozostawienia w badaniu prób elementarnych, które zgodnie ze standardowym schematem rotacji miały zakończyć badanie<sup>33</sup>. Przejście na badanie telefoniczne zmniejszyło odsetek kobiet w próbie (wykres 21.) i jest on ok. 0,6 pkt. proc. niższy w próbach rekrutowanych telefonicznie.

**Wykres 20. Średni wiek w próbie**



**Wykres 21. Odsetek kobiet w próbie**



Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

Odsetek osób mieszkających w mieście nie zmienił się w próbie zasadniczo bezpośrednio po przejściu na badanie telefoniczne, ale analiza prób elementarnych wskazuje, że jest on systematycznie wyższy w próbach rekrutowanych telefonicznie (o średnio 3,9 pkt. proc.; wykres 22.)

<sup>32</sup> Poprzez rekrutację należy tu rozumieć sposób realizacji pierwszego wywiadu w badaniu.

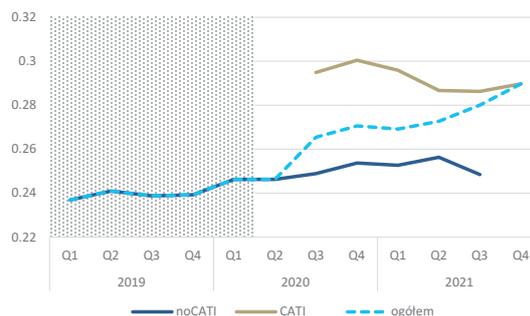
<sup>33</sup> Przyjmując, że ok. 1/6 (czyli jedna próba elementarna) próby została w badaniu o 2 kwartały (1/2 roku) dłużej niż było to planowane, ok. 1/6 próby została w badaniu o kwartał (1/4 roku) dłużej, a ok. 1/6 próby została wprowadzona do badania kwartał (1/4 roku) później niż było to planowane, to nie wyjaśnia to całkowitego przeciętnego wzrostu wieku w próbie.

**Wykres 22. Odsetek osób mieszkających w mieście**



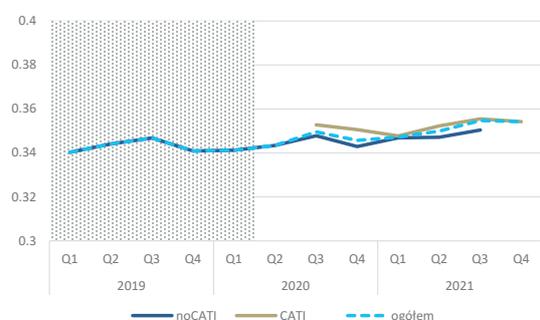
Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

**Wykres 23. Odsetek osób z wyższym wykształceniem**



Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

**Wykres 24. Odsetek osób z wykształceniem średnim**



Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

**Wykres 25. Odsetek osób z wykształceniem zawodowym i niższym**



Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

Relatywnie duże zmiany dotyczyły również struktury wykształcenia w próbie (wykresy 23.-25.). Systematycznie rosnący odsetek osób z wyższym wykształceniem skokowo przyspieszył po dołączeniu do próby prób elementarnych rekrutowanych telefonicznie. Odsetek osób z wyższym wykształceniem jest w nich o przeciętnie 4 pkt. proc. wyższy niż w próbach rekrutowanych bezpośrednio. W tym samym okresie zmniejszył się odsetek osób w próbie z wykształceniem co najwyżej zawodowym i jest on systematycznie niższy w próbach rekrutowanych telefonicznie (przeciętnie o 4,6 pkt. proc.; wykres 25.). Niewiele różni się on natomiast dla prób rekrutowanych różnymi metodami w przypadku osób z wykształceniem średnimi i podlegał relatywnie niewielkim zmianom.

Przedstawione wnioski znajdują potwierdzenie w testach statystycznych porównujących strukturę próby ze względu na podstawowe cechy społeczno-demograficzne. Wyniki przedstawione w tabeli 15. wskazują, że struktura nieważonych prób w badaniu istotnie różni

się w zależności od metody realizacji pierwszego wywiadu (CATI vs. CAPI). Osoby zrekrutowane telefonicznie są statystycznie starsze, lepiej wykształcone, częściej są mężczyznami i częściej mieszkają w mieście. Więcej jest rolników, ale mniej osób deklarujących użytkowanie gospodarstwa rolnego. Więcej jest też odpowiedzi w zastępstwie. Wnioski te nie zależą od długości analizowanego okresu przed pandemią.

**Tabela 15. Nieważone liczebności w próbach rekrutowanych tradycyjnie i telefonicznie**

Test	Zmienna	2017-2021		2019-2021	
		Statystyka testowa	p-value	Statystyka testowa	p-value
Test t	wiek (lata)	-20.9717	0.000	-8.634	0.000
	liczba osób w gospodarstwie domowym	23.0395	0.000	12.845	0.000
	liczba dorosłych w gospodarstwie domowym	21.9750	0.000	9.220	0.000
Test proporcji	płeć	3.3177	0.001	4.058	0.000
	miasto/wieś	-27.7376	0.000	-25.250	0.000
	rolnik indywidualny	-4.0018	0.000	-4.321	0.000
	gospodarstwo rolne	27.7489	0.000	17.088	0.000
	zastępstwo	-17.0772	0.000	-8.436	0.000
Test U Manna-Whi'ney'a	wykształcenie (kategorie)	60.693	0.000	49.210	0.000
	wiek (przedziały)	-24.377	0.000	-10.627	0.000

*Źródło: obliczenia własne na podstawie BAEL.*

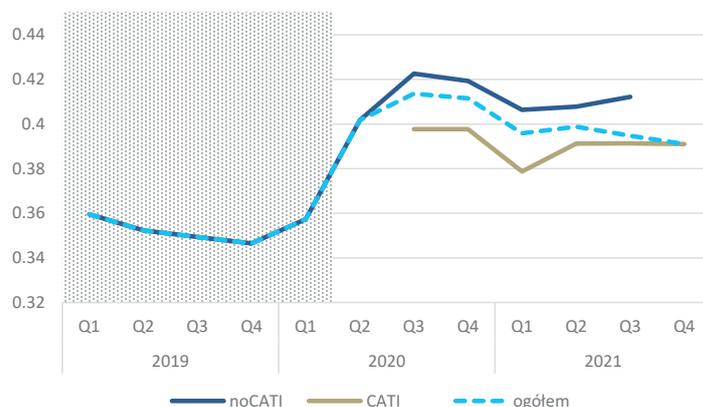
Podstawowe charakterystyki próby i ich różnice w próbach elementarnych rekrutowanych różnymi metodami są spójne z wynikami Warda i Edwards (2021). Dokumentują oni trendy braków odpowiedzi (wypadania z badania) i związane z nimi zmiany składu demograficznego próby i pokazują, że może za nie odpowiadać zawieszenie ankietowania bezpośredniego. W ich analizie skłonność do bycia ankietowanym bezpośrednio jest silnie powiązana z ważnymi cechami społeczno-demograficznymi. Respondenci ankietowani bezpośrednio mają przeciętnie niższe wykształcenie, niższe dochody i większe prawdopodobieństwo należenia do mniejszości etnicznych.

### Wywiady w zastępstwie – porównanie prób

Poza zmianami struktury społeczno-ekonomicznej w próbie zmienił się również odsetek wywiadów realizowanych w zastępstwie, który – jak zostanie wykazane w dalszej części opracowania – może również wpływać na wyniki badania. W momencie przejścia na badanie telefoniczne, pomiędzy I w II kw. 2020 r., odsetek wywiadów w zastępstwie wzrósł o 4,4 pkt. proc. do poziomu 40,1%, a w III kw. 2020 r. osiągnął maksymalną wartość 42,3% (wykres 26.).

W kolejnych kwartałach odsetek ten wahał się w okolicach 41,1%. W próbach rekrutowanych telefonicznie był on systematycznie niższy (o średnio 2,2 pkt. proc.), ale ciągle wyższy niż w próbach rekrutowanych bezpośrednio w badaniu bezpośrednim przed pandemią.

**Wykres 26. Odsetek wywiadów realizowanych w zastępstwie**



Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

Realizacja wywiadów w zastępstwie poza metodą badania zależy również od tego, który raz dana osoba/gospodarstwo domowe bierze udział w badaniu. W tabeli 16. zaprezentowano statystyki testowe analogiczne do przedstawionych w tabeli 15. Wskazują one, że osoby, za które odpowiedzi udzielają inni domownicy są statystycznie inną grupą niż odpowiadający samodzielnie ze względu na wszystkie rozpatrywane cechy społeczno-demograficzne.

**Tabela 16. Porównanie nieważonych liczebności wywiadów realizowanych przez respondentów osobiście lub w zastępstwie**

Test	Zmienna	2019-2021	
		Statystyka testowa	p-value
Test t	wiek (lata)	7.500	0.000
	liczba osób w gospodarstwie domowym	-2.8e+02	0.000
	liczba dorosłych w gospodarstwie domowym	-3.2e+02	0.000
Test proporcji	płeć	185.82	0.000
	miasto/wieś	86.19	0.000
	rolnik indywidualny	-2.43	0.015
	gospodarstwo rolne	-83.01	0.000
	CATI	-15.65	0.000
Test U Manna-Whi'ney'a	wykształcenie (kategorie)	-120.029	0.000
	wiek (przedziały)	195.138	0.000

Źródło: obliczenia własne na podstawie BAEL.

W tabeli 17. przedstawione zostały oszacowania modeli logitowych opisujących prawdopodobieństwa odpowiedzi w zastępstwie. Odpowiedziom w zastępstwie sprzyjają wywiady telefoniczne w najstarszej i najmłodszej z szerokich grup wiekowych. Efekt jest natomiast odwrotny w grupach środkowych. Prawdopodobieństwo odpowiedzi w zastępstwie rośnie istotnie wraz z kolejnymi wywiadami w badaniu. Można z tego wnosić, że zmiana ustalonego stałego schematu rotacji próby w badaniu BAEL od III kw. 2020 r. do końca 2021 r. przyczyniła się do zmiany struktury próby w badaniu i mogła wpłynąć na jego wyniki. Samodzielnie rzadziej odpowiadają kobiety, osoby zamieszkujące w mieście i z wyższym wykształceniem.

**Tabela 17. Oszacowania modeli logitowych dla prawdopodobieństwa odpowiedzi w zastępstwie, III kw. 2020 r. – III kw. 2021 r.**

	15-24 lata (1)	25-44 lata (2)	45-59/64 (3)	60/65+ (4)	cała próba (5)
	odpowieź w zastępstwie				
CATI	1.920*** (22.21)	0.962** (-2.76)	0.948*** (-3.72)	1.514*** (31.99)	1.096*** (12.06)
kobieta	0.754*** (-14.30)	0.399*** (-86.96)	0.431*** (-76.24)	0.499*** (-67.92)	0.459*** (-137.80)
miasto	0.730*** (-15.64)	0.693*** (-33.39)	0.883*** (-11.21)	0.649*** (-40.00)	0.709*** (-57.72)
lata nauki	0.851*** (-39.70)	0.959*** (-28.94)	0.973*** (-22.26)	0.963*** (-31.35)	0.954*** (-67.75)
2 wizyta	1.263*** (7.91)	1.166*** (9.42)	1.184*** (10.15)	1.205*** (11.79)	1.174*** (18.15)
3 wizyta	1.573*** (15.12)	1.218*** (12.06)	1.236*** (12.66)	1.338*** (18.30)	1.260*** (25.99)
4 wizyta	1.637*** (16.27)	1.255*** (13.87)	1.296*** (15.40)	1.385*** (20.39)	1.303*** (29.70)
5 wizyta	2.399*** (17.58)	1.346*** (12.51)	1.335*** (11.86)	1.706*** (24.41)	1.423*** (27.40)
6 wizyta	2.440*** (16.32)	1.395*** (12.86)	1.308*** (10.23)	1.708*** (22.89)	1.429*** (25.72)
N	88065	248114	240054	298946	875179

Ilorazy szans; w nawiasach statystyki t; istotność statystyczna: \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Źródło: zestawienie własne na podstawie danych BAEL

## Część III Wyniki BAEL

W poprzedniej części przedstawione zostały zmiany w realizacji BAEL będące wynikiem wprowadzonych do badania zmian metodologicznych. Pokazano w jaki sposób zmieniły się braki odpowiedzi, selekcja do badania oraz jak zmiana sposobu rekrutacji i metody realizacji badania odpowiada za różnice w podstawowych charakterystykach prób elementarnych oraz w strukturze wywiadów w zastępstwie. Ponieważ m.in. charakterystyki osób są silnie skorelowane z aktywnością zawodową, można podejrzewać, że zmiana sposobu rekrutacji wpłynęła również na wyniki badania. W tej części przedstawione zostaną wybrane aspekty zmian wraz z próbą ilościowej oceny ich wpływu na wyniki BAEL.

### Wywiady w zastępstwie – czynniki i scenariusze kontryfakcyjne

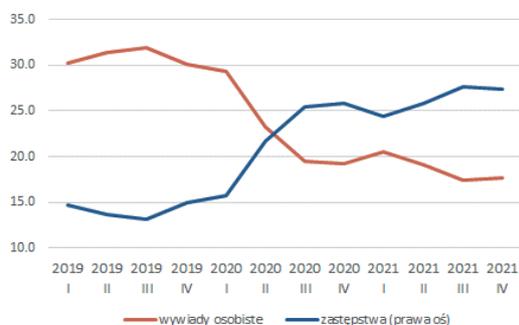
Ważnym czynnikiem, który może w dużym stopniu wpływać na wyniki badania, omawianym już w poprzedniej części, jest realizacja wywiadów w zastępstwie i zmiany skali tego zjawiska po przejściu na badanie telefoniczne. Według Meyera, Moka i Sullivana (2015) rosnąca skala wywiadów w zastępstwie obok wzrostu odsetka odmów udziału i odpowiedzi jest charakterystyką współczesnych badań ankietowych prowadzącą do błędów pomiaru. Przykładowy wpływ tego czynnika na wyniki BAEL dobrze ilustruje odsetek wywiadów w zastępstwie oraz współczynnik aktywności zawodowej w grupie osób 15-24 lata, czyli grupie, gdzie udział wywiadów realizowanych w zastępstwie jest szczególnie wysoki (ponad 2/3 wywiadów, przy średniej ok. 1/3 w całej próbie<sup>34</sup>).

Na wykresie 27. przedstawione zostały udziały wywiadów zrealizowanych osobiście oraz w zastępstwie w grupie osób w wieku 15-24 lata. W momencie przejścia na badanie telefoniczne i tak dotychczas bardzo niski odsetek wywiadów realizowanych osobiście spadł o prawie połowę, a odpowiednio zwiększył się odsetek wywiadów realizowanych w zastępstwie.

---

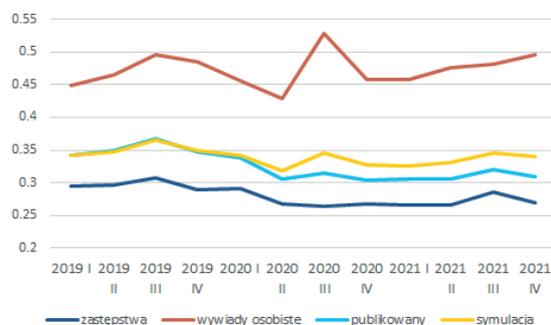
<sup>34</sup> Od II kw. 2020 r. – przy badaniu w 100% telefonicznym – udział wywiadów w zastępstwie w całej próbie wzrósł średnio o ponad 4 pkt. proc.

**Wykres 27. Odsetek wywiadów osobistych oraz w zastępstwie w grupie 15-24 lata; 1 kw. 2019 – 4 kw. 2021 (dane ważone)**



Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

**Wykres 28. Współczynnik aktywności zawodowej w grupie 15-24 lata; 1 kw. 2019 – 4 kw. 2021 (dane ważone)**



Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

Na wykresie 28. przedstawiono współczynnik aktywności zawodowej w grupie osób 15-24 lata z uwzględnieniem odpowiedzi w zastępstwie. Uśredniony współczynnik aktywności zawodowej (tj. publikowany) oznaczono linią błękitną. Wynika z niej, że od wybuchu pandemii współczynnik aktywności zawodowej w tej grupie obniżył się o prawie 4 pkt. proc. W celu pokazania skali wpływu ankietowania zastępczego na wykresie dodano również współczynniki aktywności zawodowej oddzielnie dla grupy osób ankietowanych osobiście oraz ankietowanych w zastępstwie<sup>35</sup>. W analizowanym okresie współczynnik aktywności zawodowej osób ankietowanych osobiście rośnie o ok. 5 pkt. proc. i jest o prawie 20 pkt. proc. wyższy od odpowiedniego współczynnika dla osób ankietowanych w zastępstwie, który obniża się o ok. 3 pkt. proc. Na potrzeby oceny wpływu zmiany struktury wywiadów w zastępstwie na współczynniki aktywności zawodowej oszacowano współczynnik aktywności zawodowej jaki odnotowano by, gdyby udział wywiadów w zastępstwie się nie zmienił względem średniej z 2019 r. (żółta linia na wykresie 28.). Wynika z tego, że aktywność zawodowa grupy osób w wieku 15-24 lata po wybuchu pandemii była właściwie taka sama jak przed, a odnotowywany w danych spadek aktywności w tej grupie wynika w całości ze zmiany udziału w próbie wywiadów w zastępstwie – zatem nie jest to zmiana wynikająca z realnych procesów ekonomicznych, a artefakt statystyczny.

<sup>35</sup> Dane ważone wagami GUS; współczynniki oszacowano osobno dla odpowiednich części próby.

Wpływ zmian poszczególnych elementów metodologii badania nie dotyka proporcjonalnie wszystkich grup społeczno-ekonomicznych. W tabeli 18. zestawiono oszacowania modeli logitowych szacujących prawdopodobieństwa aktywności zawodowej interpretowanego jako skłonność do aktywności zawodowej<sup>36</sup>, prawdopodobieństwa zatrudnienia oraz prawdopodobieństwa bezrobocia dla 4 szerokich grup wieku. Wybór grup wieku miał na celu uzyskanie w miarę homogenicznych, ze względu na bodźce na rynku pracy, grup osób. Odpowiedzi w zastępstwie są negatywnie skorelowane z aktywnością zawodową, przy czym efekt ten jest najsilniejszy w najmłodszej grupie wieku. Dodatnia istotna zależność między odpowiedziami w zastępstwie a prawdopodobieństwem aktywności występuje tylko w grupie przedemerytalnej (45-59/64 lata). Rekrutacja telefoniczna, rozumiana jako metoda realizacji pierwszego wywiadu, koreluje się pozytywnie z aktywnością we wszystkich grupach wieku z wyjątkiem najmłodszej (15-24 lata), gdzie efekt ten jest nieistotny statystycznie. W grupie przedemerytalnej i emerytalnej (60/65+ lat) deklarowana skłonność do aktywności zawodowej rośnie wraz z kolejnymi wywiadami (rundami badania) w ich gospodarstwach domowych. Efekty dla prawdopodobieństwa zatrudnienia są analogiczne co do znaków i skali, jak w przypadku aktywności zawodowej.

---

<sup>36</sup> Wskaźnik aktywności zawodowej jest sumą decyzji o podaży pracy na poziomie indywidualnym (pojedynczych respondentów). Dlatego też najbardziej naturalna wydaje się interpretacja skłonnościowa prawdopodobieństwa podejmowania aktywności zawodowej przez respondentów.

Tabela 18. Oszacowania modeli logitowych dla współczynnika aktywności zawodowej, III kw. 2020 r. – III kw. 2021 r.

	Współczynniki aktywności zawodowej					Wskaźnik zatrudnienia					Stopa bezrobocia				
	15-24 lata		45-59/64		Ogółem	15-24 lata		45-59/64		Ogółem	15-24 lata		45-59/64		Ogółem
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
CATI	1.101 (0.96)	1.286** (3.18)	1.446*** (6.45)	1.265*** (3.37)	1.236*** (8.12)	1.163 (1.46)	1.307*** (3.74)	1.488*** (7.14)	1.280*** (3.52)	1.260*** (8.86)	0.712 (-1.51)	0.749 (-1.90)	0.564** (-3.26)	0.0557* (-2.57)	0.699*** (-3.46)
kobieta	0.509*** (-18.35)	0.191*** (-49.43)	0.888*** (-5.55)	0.926** (-2.80)	0.421*** (-86.56)	0.515*** (-17.20)	0.248*** (-47.66)	0.901*** (-5.00)	0.926** (-2.80)	0.432*** (-84.28)	1.230* (2.35)	1.434*** (6.66)	0.958 (-0.67)	1.044 (0.14)	1.227*** (5.48)
miasto	0.676*** (-10.80)	1.545*** (15.08)	1.156*** (6.78)	1.080* (2.42)	0.843*** (-16.56)	0.670*** (-10.56)	1.392*** (12.52)	1.103*** (4.68)	1.071* (2.14)	0.842*** (-16.69)	1.217* (2.27)	1.103 (1.68)	1.452*** (5.34)	3.886** (2.86)	1.095* (2.31)
liczba lat															
nauki	1.247*** (21.71)	1.118*** (46.44)	1.060*** (36.20)	1.130*** (27.51)	1.110*** (100.03)	1.227*** (19.77)	1.111*** (46.44)	1.062*** (38.11)	1.131*** (27.46)	1.110*** (98.32)	1.001 (0.08)	0.940*** (-14.18)	0.941*** (-12.91)	0.958* (-1.96)	0.956*** (-15.99)
zastępstwo	0.464*** (-17.02)	0.836*** (-6.23)	1.062** (2.71)	0.848*** (-5.60)	0.822*** (-19.61)	0.445*** (-17.62)	0.831*** (-7.05)	1.074*** (3.32)	0.854*** (-5.36)	0.803*** (-21.83)	1.763*** (5.63)	1.251*** (4.13)	0.863* (-2.19)	0.372* (-2.38)	1.514*** (11.14)
2 wizyta	1.001 (0.02)	1.084 (1.70)	1.146*** (4.14)	1.066 (1.59)	1.082*** (5.09)	1.067 (1.08)	1.166*** (3.61)	1.180*** (5.21)	1.077 (1.83)	1.113*** (6.93)	0.728* (-2.32)	0.711*** (-4.21)	0.720*** (-3.63)	0.413* (-2.20)	0.712*** (-6.16)
3 wizyta	1.025 (0.31)	1.229** (3.08)	1.349*** (6.48)	1.158** (2.67)	1.187*** (8.04)	1.099 (1.12)	1.361*** (5.10)	1.453*** (8.30)	1.177** (2.97)	1.243*** (10.21)	0.681* (-2.10)	0.561*** (-4.56)	0.408*** (-6.35)	0.0411** (-3.11)	0.539*** (-7.26)
4 wizyta	0.968 (-0.28)	0.996 (-0.04)	1.215** (2.89)	1.104 (1.19)	1.064* (2.01)	1.046 (0.37)	1.161 (1.78)	1.333*** (4.40)	1.128 (1.45)	1.126*** (3.87)	0.669 (-1.54)	0.530*** (-3.59)	0.360*** (-4.93)	0.0234** (-3.12)	0.504*** (-5.71)
5 wizyta	0.908 (-0.83)	1.159 (1.60)	1.405*** (5.12)	1.178* (2.01)	1.185*** (5.56)	1.046 (0.37)	1.347*** (3.58)	1.537*** (6.65)	1.206* (2.29)	1.264*** (7.67)	0.488** (-2.70)	0.465*** (-4.40)	0.338*** (-5.32)	0.0186*** (-3.30)	0.425*** (-7.19)
6 wizyta	0.901 (-0.90)	1.121 (1.25)	1.307*** (4.03)	1.155 (1.77)	1.147*** (4.50)	1.019 (0.15)	1.307** (3.24)	1.447*** (5.71)	1.179* (2.01)	1.223*** (6.63)	0.555* (-2.24)	0.474*** (-4.25)	0.308*** (-5.80)	0.0281** (-2.97)	0.433*** (-7.03)
N	27595	81931	82901	105533	297960	27595	81931	82901	105533	297960	7150	72173	64706	9748	153777

Ilorazy szans; w nawiasach statystyki t; istotność statystyczna: \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

Źródło: zestawienie własne na podstawie danych BAEL

Do podobnych wniosków prowadzi symulacja mająca na celu skompensowanie zmian w strukturze próby ze względu na wykształcenie i wywiady w zastępstwie. Dla oceny wpływu tych czynników na wyniki badania w próbie zmienione zostały wagi w danych jednostkowych w taki sposób, aby udziały wywiadów w zastępstwie oraz w podziale na 5 poziomów wykształcenia były takie same jak przed pandemią. Wykorzystane zostały średnie udziały w 2019 r. Podobny zabieg zastosowano w pracy Warda i Edwards (2021), z tym, że zamiast losowania respondentów ze zrealizowanej próby, kompensacji udziałów „niedoreprezentowanych” kategorii osób dokonano na poziomie wag. Dla poprawności metodologicznej w symulacji wykorzystano dane ujednolicone zgodnie z definicjami obowiązującymi od 2021 r. (GUS, 2022).

**Tabela 19. Współczynnik aktywności zawodowej publikowany oraz kontrfaktyczny (przy stałej strukturze próby ze względu na wykształcenie i udział wywiadów zastępczych), II kw. 2020 r. – IV kw. 2021 r.**

	2020 II	2020 III	2020 IV	2021 I	2021 II	2021 III	2021 IV
	współczynnik aktywności zawodowej (publikowany)						
15-24 lata	30,6	31,6	30,4	30,6	30,7	31,9	31,0
25-44 lata	85,0	86,0	85,8	87,5	88,1	88,0	88,3
45-59/64 lata	73,7	75,5	76,3	78,1	78,5	80,0	79,7
60/65+	8,0	8,4	8,5	8,3	8,7	9,0	9,0
Ogółem	54,8	55,8	55,7	56,7	57,1	57,6	57,4
	kontrfaktyczny współczynnik aktywności zawodowej (stała struktura próby ze względu na wykształcenie i udział wywiadów zastępczych)						
15-24 lata	31,7	33,2	31,4	32,5	32,6	32,9	32,1
25-44 lata	84,8	85,9	85,6	87,3	87,8	87,7	88,2
45-59/64 lata	73,4	75,0	75,8	77,5	78,1	79,6	79,3
60/65+	7,8	8,2	8,3	8,1	8,5	8,9	8,8
Ogółem	54,7	55,7	55,5	56,6	57,1	57,5	57,4
	różnica (pkt. proc.)						
15-24 lata	-1,2	-1,7	-1,0	-1,9	-2,0	-1,0	-1,1
25-44 lata	0,2	0,1	0,2	0,2	0,3	0,3	0,1
45-59/64 lata	0,4	0,5	0,6	0,7	0,4	0,4	0,4
60/65+	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2	0,1
Ogółem	0,1	0,0	0,2	0,1	0,0	0,1	0,1

Źródło: zestawienie własne na podstawie danych BAEL

---

Kontrfaktyczne współczynniki aktywności zawodowej wraz z publikowanymi oraz różnice między nimi przedstawiono w tabeli 19. Z zestawienia wynika, że zmiany struktury próby ze względu udział wywiadów w zastępstwie oraz wykształcenie mają różny co do skali i kierunku wpływ na poszczególne grupy wieku. Odpowiadają one za niedoszacowanie współczynników aktywności w najmłodszej grupie wieku (15-24 lata; ok. 1.0-2.0 pkt. proc.) oraz za przeszacowanie współczynników aktywności w pozostałych grupach wieku, szczególnie przedemerytalnej (45-59/64 lata; ok. 0.4-0.7 pkt. proc.). Po uśrednieniu wyników dla całej próby efekty w dużej części się znoszą. W całej populacji 15-89 lat zmiany w strukturze próby ze względu na wykształcenie i wywiady w zastępstwie odpowiadają za przeszacowanie współczynnika aktywności zawodowej o 0.1-0.2 pkt. proc.

Podobne efekty w tych samych grupach choć o nieco mniejszej skali uzyskano dla wskaźnika zatrudnienia. W przypadku stopy bezrobocia efekty są ok. połowę mniejsze i mają przeciwne znaki<sup>37</sup>. Tablice dla wskaźnika zatrudnienia i stopy bezrobocia w zamieszczono w aneksie.

## Metoda rekrutacji

Z analiz wielkości i struktury prób elementarnych wynika, że zmiany wprowadzane do badania BAEL w 2020 i 2021 roku w czasie obowiązywania nietypowych dla rynku pracy uregulowań w związku z pandemią, utrudniają analizę zarówno faktycznych procesów na rynku pracy, jak i analizę wpływu zmian metodologicznych na wyniki badania. W ciągu niecałych 2 lat badanie zmieniło się z badania bezpośredniego populacji osób w wieku 15 i więcej lat, opartego na stałym schemacie rotacji prób elementarnych i dobrze przetestowanym kwestionariuszu, w badanie telefoniczne populacji osób w wieku 15-89 lat z zaburzonym schematem

---

<sup>37</sup> W przypadku stopy bezrobocia trzeba mieć na uwadze większe błędy oszacowań ze względu na niski poziom bezrobocia w analizowanym okresie.

rotacji próby i istotnie przebudowanym kwestionariuszu, który nie został w pełnej wersji przetestowany<sup>38</sup>.

Ponieważ, jak pokazano we wcześniejszej części opracowania, próby elementarne w badaniu rekrutowane różnymi metodami różnią się zasadniczo ze względu na ważne cechy osób w próbie, które są skorelowane z aktywnością zawodową, dla oceny wpływu zmian metodyki, osobno oszacowano podstawowe wskaźniki dla prób elementarnych ze względu na sposób rekrutacji.

W badaniu BAEL próby elementarne, które składają się na całą próbę w każdym kwartale są losowane i realizowane całkowicie niezależnie (BAEL, 2018). Każde gospodarstwo i osoby w nim przebadane mają początkowo przypisane wagi wynikające z prawdopodobieństwa znalezienia się w próbie. W procesie uogólniania wyników, wagi są jednak kalibrowane łącznie dla wszystkich prób elementarnych biorących udział w badaniu w danym kwartale. Wagi nadawane poszczególnym osobom przez GUS pozwalają uogólniać wyniki badania na całą populację (i zapewniają zgodną z danymi demograficznymi strukturę według wieku (12 grup) i płci oraz miejsca zamieszkania (podział miasto/wieś<sup>39</sup>). Stąd dla poprawnego oszacowania efektów dla całej próby łącznie trzeba wykorzystać wagi, natomiast niepoprawne byłoby wykorzystanie wag nadanych przez GUS dla szacowania efektów jedynie dla części próby (np. tylko dla prób elementarnych rekrutowanych bezpośrednio lub tylko telefonicznie). Wybranie części próby nie gwarantuje reprezentatywności według wybranych cech dla takiej części.

---

<sup>38</sup> Informacje o pilotażu wybranych pytań w nowym kwestionariuszu zostały upublicznione, natomiast do początku 2022 r. nie została opublikowana żadna dokumentacja ani wyniki pilotażu, a GUS nie zapowiada takiej publikacji. Z informacji dostępnych na stronie internetowej GUS nie wynika, żeby w ogóle przeprowadzono pełny pilotaż nowego narzędzia (optymalnie równoległe ze starym). Takie wyniki mogłyby być podstawą oceny wpływu wprowadzonych zmian na podstawowe wskaźniki rynku pracy szacowane na podstawie badania.

<sup>39</sup> Od 2016 r. wprowadzono kalibrację wag w skali województwa, w miejsce stosowanej wcześniej kalibracji w ujęciu krajowym oraz uwzględniającą również skład gospodarstwa domowego; od III kw. 2020 r. w procesie ważenia dodatkowo uwzględniany jest poziom wykształcenia.

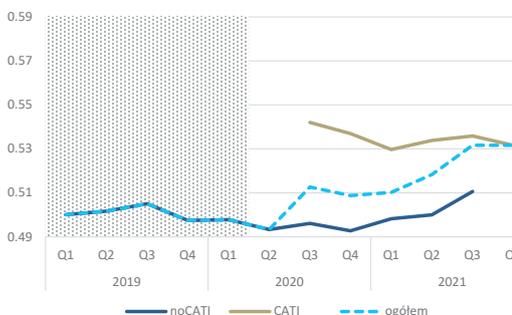
---

Z tego powodu, do poprawnej identyfikacji efektów w tych kwartałach, w których próba składała się z prób elementarnych rekrutowanych różnymi metodami (od III kw. 2020 r. do III kw. 2021 r.) zasymulowano proces ważenia (uogólniania wyników z próby na populację generalną) w taki sposób, aby można poprawnie uogólnić na całą populację oszacowania na podstawie prób elementarnych tylko jednego rodzaju rekrutacji (i realizacji pierwszego wywiadu). W tym celu podzielono próbę na dwie części: jedną, składającą się wyłącznie z prób elementarnych rekrutowanych bezpośrednio i drugą składającą się z prób elementarnych rekrutowanych wyłącznie telefonicznie. Dla każdej części oddzielnie przeprowadzono symulację kalibracji wag zgodną z metodyką opracowaną przez Sączuk (2014) w taki sposób, aby jej struktura według wieku, płci i miejsca zamieszkania po ważeniu była identyczna jak populacji ogółem w całej próbie z wagami GUS. Na wykresach 29.-34. zestawione zostały oszacowania współczynnika aktywności zawodowej, wskaźnika zatrudnienia oraz stopy bezrobocia w latach 2019-2020. Podobnie jak poprzednio, szarym kolorem zaznaczono na wykresach okres, w którym badanie realizowane było bezpośrednio. Na każdym wykresie cechy całej próby łącznie (z wagami GUS) pokazuje jasnoniebieska przerywana linia. Dodatkowo na każdym wykresie oddzielnie zaprezentowano cechy prób elementarnych rekrutowanych do badania tradycyjnie bezpośrednio (wagi symulowane; linia ciemnoniebieska) i prób elementarnych rekrutowanych telefonicznie (wagi symulowane; linia złota). Na wykresach zaprezentowano średnie oszacowania odpowiednich parametrów próby (prób elementarnych) w danych surowych i ważonych (uogólnionych do całej populacji). W analizie zmian parametrów w kolejnych rundach badania warto mieć na uwadze większe błędy oszacowań dla prób elementarnych niż dla całej próby ogółem. W każdym przypadku prezentowane oszacowania dotyczą populacji 15-89 lat<sup>40</sup>.

---

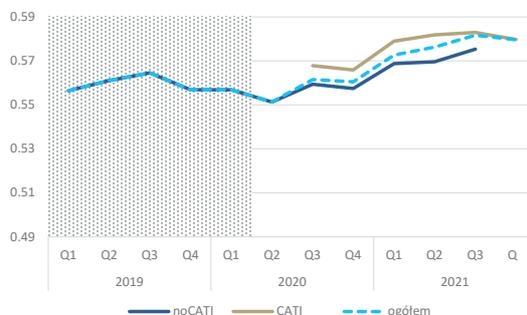
<sup>40</sup> Zgodnie z metodyką BAEL od I kw. 2021 r.

**Wykres 29. Współczynnik aktywności zawodowej (dane surowe)**



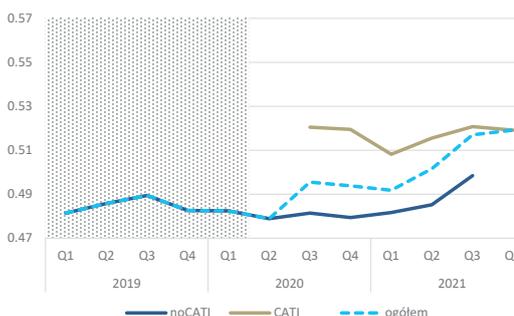
Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

**Wykres 30. Współczynnik aktywności zawodowej (dane ważone)**



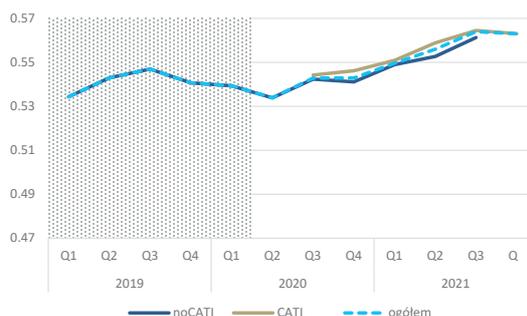
Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

**Wykres 31. Wskaźnik zatrudnienia (dane surowe)**



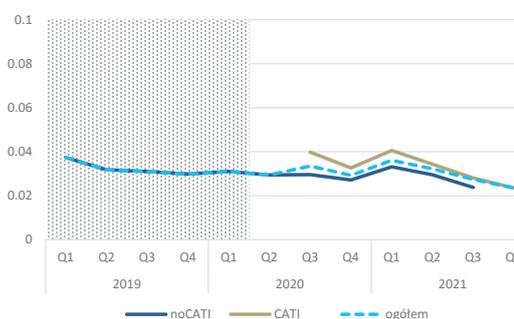
Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

**Wykres 32. Wskaźnik zatrudnienia (dane ważone)**



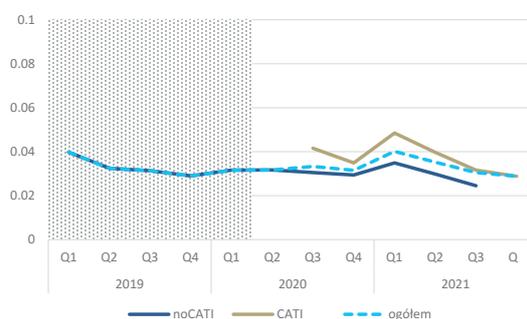
Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

**Wykres 33. Stopa bezrobocia (dane surowe)**



Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

**Wykres 34. Stopa bezrobocia (dane ważone)**



Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

---

Współczynniki aktywności zawodowej oszacowane na podstawie symulowanych wag potwierdzają spostrzeżenia poczynione na podstawie wykresów 6. i 7. W okresie III kw. 2020 r. – III kw. 2021 r. wagi podnoszą współczynnik aktywności zawodowej w całej próbie przeciętnie o 5,4 pkt. proc. Przecięta różnica pomiędzy próbami rekrutowanymi bezpośrednio i telefonicznie po uwzględnieniu wag symulowanych (umożliwiających uogólnianie oszacowań dla prezentowanych prób elementarnych) zmniejsza się do 0,9 pkt. proc. z 3,6 pkt. proc. w danych surowych. Uwzględnienie wag we wskaźniku zatrudnienia podnosi go przeciętnie o 5,1 pkt. proc. Po uwzględnieniu wag symulowanych różnica oszacowań wskaźnika obniża się do 0,4 pkt. proc. (z 3,2 pkt. proc. w danych surowych). Uogólnianie wyników z próby na populację generalną (ważenie) w relatywnie najmniejszym stopniu wpływa na oszacowania stopy bezrobocia – podnosi ją średnio o 0,2 pkt. proc. Po uwzględnieniu wag symulowanych różnica pomiędzy stopą bezrobocia oszacowaną dla prób elementarnych rekrutowanych bezpośrednio i telefonicznie zwiększa się z 0,6 pkt. proc. w danych surowych do 0,9 pkt. proc.

Korzystając z symulowanych wag na rozdzielonych próbach elementarnych w tabeli 20. zestawione zostały oszacowania współczynnika aktywności zawodowej, wskaźnika zatrudnienia oraz stopy bezrobocia dla różnych zestawów założeń w celu oszacowania wpływu pojedynczych zmian w metodyce badania. W kolumnie prezentującej wyniki ogółem (1) oszacowania przygotowano z wykorzystaniem wag GUS, natomiast w kolumnach prezentujących oszacowania na podstawie wyłącznie prób elementarnych rekrutowanych bezpośrednio ((2), (5) i (7)) lub telefonicznie (3) wykorzystano wagi symulowane. Warto zauważyć, że ponieważ części prób elementarnych rekrutowane tylko jedną metodą są zawsze mniejsze od liczebności całej próby w kwartale, oszacowania na podstawie tych prób cechują większe błędy standardowe<sup>41</sup>.

---

<sup>41</sup> Z powodu braku istotnych zmiennych realizacyjnych nie jest możliwe wyznaczenie błędów standardowych oszacowań zgodnie z metodyką GUS.

**Tabela 20. Kontryfakcyjne oszacowania wybranych wskaźników ekonomicznych w czasie pandemii**

	Dane publikowane	Efekt rekrutacji			Efekt zmiany populacji		Efekt zmian definicji		Łączny efekt zmian
	(1)	(2)	(3)	(4) (3)-(2)	(5)	(6) (2)-(5)	(7)	(8) (5)-(7)	(9) (4)+(6)+(8) (3)-(7)
	ogółem	CAPI*	CATI**	różnica (pkt. proc.)	CAPI*	różnica (pkt. proc.)	CAPI*	różnica (pkt. proc.)	
	15-89 lat nowe definicje	15-89 lat nowe definicje	15-89 lat nowe definicje		15+ nowe definicje		15+ stare definicje		
Współczynnik aktywności zawodowej									
III kw. 2020 r.	56.15	55.94	56.78	0.84	55.54	0.40	56.11	-0.57	0.67
IV kw. 2020 r.	56.05	55.75	56.59	0.84	55.38	0.37	56.07	-0.69	0.52
I kw. 2021 r.	57.26	56.87	57.89	1.02	56.35	0.52			
II kw. 2021 r.	57.62	56.96	58.19	1.23	56.43	0.53			
III kw. 2021 r.	58.16	57.53	58.29	0.76	56.99	0.54			
<b>Średnia różnica</b>				<b>0.94</b>		<b>0.47</b>		<b>-0.63</b>	<b>0.59</b>
Wskaźnik zatrudnienia									
III kw. 2020 r.	54.28	54.23	54.42	0.19	53.84	0.39	54.42	-0.57	0.00
IV kw. 2020 r.	54.29	54.11	54.61	0.51	53.75	0.36	54.44	-0.69	0.17
I kw. 2021 r.	54.96	54.89	55.09	0.20	54.38	0.51			
II kw. 2021 r.	55.59	55.26	55.88	0.62	54.74	0.52			
III kw. 2021 r.	56.39	56.12	56.45	0.32	55.59	0.53			
<b>Średnia różnica</b>				<b>0.37</b>		<b>0.46</b>		<b>-0.63</b>	<b>0.09</b>
Stopa bezrobocia									
III kw. 2020 r.	3.33	3.05	4.16	1.11	3.05	0.00	3.02	0.03	1.14
IV kw. 2020 r.	3.15	2.94	3.49	0.55	2.94	0.00	2.91	0.04	0.59
I kw. 2021 r.	4.01	3.49	4.85	1.36	3.49	0.00			
II kw. 2021 r.	3.52	2.99	3.97	0.98	2.99	0.00			
III kw. 2021 r.	3.05	2.45	3.16	0.71	2.45	0.00			
<b>Średnia różnica</b>				<b>0.94</b>		<b>0.00</b>		<b>0.03</b>	<b>0.86</b>

\* próby elementarne rekrutowane bezpośrednio

\*\* próby elementarne rekrutowane telefonicznie

Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych

W zestawieniach przedstawionych w tabeli 20. oszacowania wszystkich wskaźników są systematycznie wyższe dla prób elementarnych rekrutowanych telefonicznie. Ponieważ oszacowania przygotowano dla nowej populacji BAEL (15-89 lat) i z uwzględnieniem nowych definicji, tj. z korektą o zmiany definicyjne do IV kw. 2020 r. włącznie oraz nowy kwestionariusz od I kw. 2021 r., różnicę pomiędzy

---

oszacowaniami dla prób elementarnych rekrutowanych telefonicznie i bezpośrednio (kolumna (4)) można traktować jako czysty efekt rekrutacji. Średnio zmiana rekrutacji w okresie III kw. 2020 r. - III kw. 2021 r. podnosi współczynnik aktywności zawodowej i stopę bezrobocia o 0,94 pkt. proc., a wskaźnik zatrudnienia o 0,37 pkt. proc.

### Efekt zmiany populacji

Aby oszacować czysty wpływ zmiany populacji, dla takich samych prób elementarnych i definicji oszacowano wskaźniki dla populacji osób w wieku 15 lat i więcej (czyli populacji objętej badaniem do IV kw. 2020 r. włącznie). Dla uzyskania czystego efektu zmian wykorzystano porównania dla tych samych prób elementarnych (z analiz auterek wynika, że są one prawie identyczne niezależnie od tego, czy rozpatruje się próbę ogółem, próby elementarne rekrutowane telefonicznie, czy bezpośrednio). Dla próby rekrutowanej bezpośrednio wykluczenie z populacji osób 90 i więcej letnich – kolumna (6) - w okresie III kw. 2020 r. - III kw. 2021 r. podnosi współczynnik aktywności zawodowej średnio o 0,47 pkt. proc., wskaźnik zatrudnienia o 0,46 pkt. proc. i nie zmienia stopy bezrobocia, co jest zgodne z intuicją – w badaniu w poprzednich kwartałach nie występowały osoby bezrobotne i pracujące powyżej 89 lat.

### Efekt zmian definicji

Podobnie jak w przypadku innych efektów, zmiana kwestionariusza może mieć wielorakie skutki i w różny sposób wpływać na główne wskaźniki rynku pracy mierzone w BAEL. Tutaj oprócz zmian podstawowych definicji używanych do

klasyfikacji osób na rynku pracy, wpływ ma też zarówno kolejność pytań, jak i ich inne niż wcześniej sformułowanie<sup>42</sup>.

Ponieważ nowy kwestionariusz nie był testowany równoległe ze starym nie można w systematyczny sposób ocenić ilościowo efektu zmian kwestionariusza. Można natomiast próbować ocenić efekt zmian definicji wykorzystanych w nowym kwestionariuszu. W tym celu porównano oszacowania dla tych samych prób elementarnych z wykorzystaniem nowych i starych definicji w BAEL dla III i IV kw. 2021 r. Zmiana dotyczy praktycznie wyłącznie osób pracujących – różnica dla prób rekrutowanych bezpośrednio w kolumnie (8). W tych próbach elementarnych zmiana definicji średnio obniża współczynnik aktywności zawodowej i wskaźnik zatrudnienia o 0,63 pkt. proc. oraz podnosi stopę bezrobocia o 0,03 pkt. proc.

Łączny efekt tych zmian III i IV kw. 2021 r. wyniósł on średnio 0,59 pkt. proc. dla współczynnika aktywności zawodowej, 0,09 pkt. proc. dla wskaźnika zatrudnienia oraz 0,86 pkt. proc. dla stopy bezrobocia. Warto odnotować, że – zgodnie z intuicją – w przypadku aktywności i bezrobocia największy jest efekt rekrutacji, a w przypadku zatrudnienia efekt zmiany kwestionariusza i zmian definicji.

Sposób wprowadzenia zmian umożliwia identyfikację efektu rekrutacji, efektu zmiany populacji oraz efektu zmian definicji. Ze względu na brak zmiennej o sposobie realizacji wywiadów w badaniu przed pandemią, nie jest możliwe oszacowanie efektu metody badania (bezpośrednio vs. telefonicznie). Nie jest możliwa ilościowa ocena efektu zaburzenia schematu rotacji. Brak pełnego pilotażu nowych narzędzi badawczych przed ich wprowadzeniem do badania w I kw. 2021 r. nie pozwala natomiast na oszacowanie efektu zmiany kwestionariusza.

---

<sup>42</sup> Przykładem takiego efektu jest nie całkiem spójna z wytycznymi klasyfikacja części osób jako pracujące w rolnictwie indywidualnym.

---

## Efekt kwestionariusza w rolnictwie indywidualnym

Jedną z istotnych zmian wprowadzonych do BAEL w związku ze zmianą definicji osób pracujących od I kw. 2021 r. jest sposób ujęcia osób pracujących w rolnictwie indywidualnym. Do końca 2020 r. osoby pracujące w rolnictwie indywidualnym były traktowane jak osoby pracujące niezależnie od celu produkcji gospodarstwa domowego. Od początku 2021 r. jako rolników indywidualnych, zgodnie z nowymi wytycznymi Eurostat, traktuje się tylko osoby pracujące w rolnictwie indywidualnym w gospodarstwach domowych, których celem jest produkcja głównie na rynek.

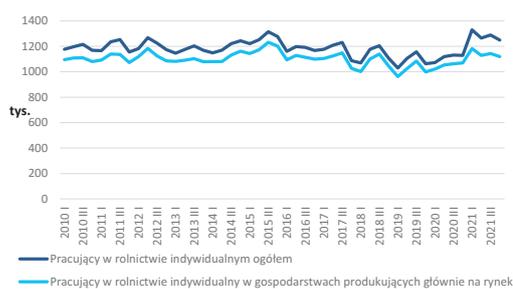
Analiza narzędzi badawczych wykorzystywanych w BAEL od początku 2021 r. oraz danych jednostkowych wskazuje, że o cel produkcji gospodarstwa rolnego respondentów są pytani dwa razy – raz w ankiecie gospodarstwa domowego i raz w kwestionariuszu indywidualnym – oraz że nie ma pełnej spójności pomiędzy odpowiedziami w obu ankietach<sup>43</sup>. Do klasyfikacji osoby jako pracującej, bezrobotnej lub biernej wykorzystywana jest odpowiedź z ankiety indywidualnej. Ponadto, w kwestionariuszu indywidualnym zmieniły się podstawowe pytania o wykonywanie pracy. Jedno pytanie o wykonywanie pracy w kwestionariuszu wykorzystywanym do 2020 r. zostało w 2021 r. zastąpione dwoma. W drugim pytaniu doprecyzowano dodatkowo, że nieodpłatna pomoc w rodzinnej działalności gospodarczej (również klasyfikowana jako praca) może oznaczać pomoc w rodzinnym gospodarstwie rolnym. W kwestionariuszu używanym do 2020 r. ta informacja nie była zawarta w pytaniu o wykonywanie pracy w badanym tygodniu ani żadnym innym. W obecnej formie mogą one skłaniać do deklarowania pracy osoby, które w poprzednim kwestionariuszu (wykorzystywanym do końca 2020 r.) uznałyby, że nie wykonywały pracy. Może to odpowiadać za wzrost liczby osób

---

<sup>43</sup> Problem pomiaru wynika m.in. z klasyfikacji osób dzierżawiących gospodarstwa rolne oraz niezrealizowanych kwestionariuszy indywidualnych (ankiet ZD) z powodu czasowej nieobecności w gospodarstwie domowym lub odmów.

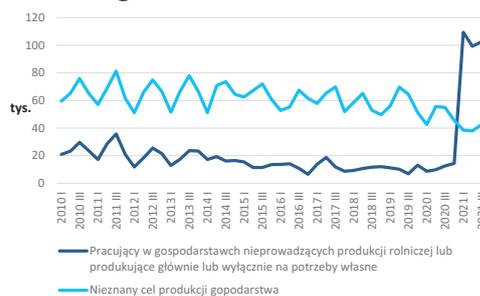
pracujących w rolnictwie indywidualnym i przyczyniać się do wzrostu aktywności zawodowej od początku realizacji badania za pomocą nowego kwestionariusza.

**Wykres 35. Liczba osób pracujących w rolnictwie indywidualnym w latach 2010-2021 (dane ujednolicone metodologicznie)**



Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

**Wykres 36. Liczba osób pracujących w rolnictwie indywidualnym według celu gospodarstwa domowego w latach 2010-2021 (dane ujednolicone metodologicznie)**

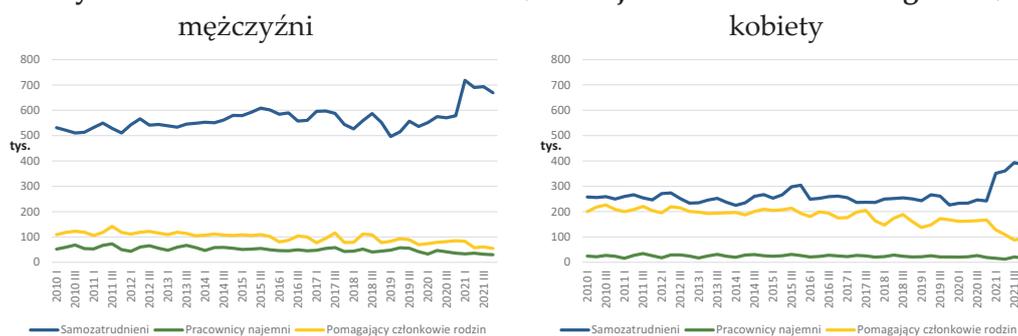


Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

Pewnym potwierdzeniem tej hipotezy może być analiza osób pracujących w rolnictwie indywidualnym według celu produkcji gospodarstwa rolnego deklarowanego w kwestionariuszu gospodarstwa domowego. Na wykresie 35. zaprezentowano ujednolicone metodologicznie liczbę osób pracujących w rolnictwie indywidualnym ogółem oraz liczbę osób pracujących w rolnictwie indywidualnym w gospodarstwach produkujących głównie na rynek (które według nowej metodologii powinny być tożsame; w praktyce w danych historycznych ujednoliconych metodologicznie za pracujących w rolnictwie indywidualnym uznawane są również osoby, dla których cel produkcji gospodarstwa rolnego nie jest znany oraz ewentualnie osoby mające jeszcze inną pracę). Na wykresie 36. zestawiono liczby osób pracujących w rolnictwie indywidualnym z gospodarstw nieprowadzących produkcji rolniczej lub produkujących wyłącznie lub głównie na potrzeby własne oraz dla których cel produkcji gospodarstwa rolnego nie jest znany (braki danych w tym zakresie). Znaczny skokowy wzrost liczby pracujących w rolnictwie indywidualnym w gospodarstwach nieprowadzących produkcji lub produkujących wyłącznie lub głównie na potrzeby własne (według kwestionariusza

gospodarstwa domowego) może oznaczać jakąś zmianę sposobu klasyfikacji gospodarstw domowych lub jakiś mechanizm w kwestionariuszu sprawiający, że do pracujących w rolnictwie indywidualnym zaliczane są osoby, które badane kwestionariuszem używanym do końca 2020 r. zostałyby sklasyfikowane jako nieaktywne zawodowo.

**Wykres 37. Liczba osób pracujących w rolnictwie indywidualnym według płci i formy zatrudnienia w latach 2010-2021 (dane ujednolicone metodologicznie)**



Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)

Na wykresie 37. przedstawiono liczbę osób pracujących w rolnictwie indywidualnym według płci i formy zatrudnienia. Wynika z nich, że zmiany odczytów w większym stopniu dotyczą kobiet, a niezależnie od płci - osób samozatrudnionych. Ponieważ radykalnych zmian liczby osób pracujących w rolnictwie nie potwierdzają inne źródła danych, np. liczba ubezpieczonych w KRUS, można sądzić, że są to artefakty statystyczne związane ze zmianą kwestionariusza w BAEL. Warto zauważyć, że mają one wpływ nie tylko na mierzoną liczbę osób pracujących w rolnictwie indywidualnym, ale również na liczbę pracujących ogółem, a przez to też na współczynnik aktywności zawodowej.

Dla sprawdzenia skali przeszacowania liczby rolników indywidualnych oraz jego wpływu na współczynnik aktywności zawodowej przeklasyfikowano na nieaktywne osoby pracujące w rolnictwie indywidualnym w gospodarstwach nieprodukujących bądź produkujących wyłącznie lub głównie na potrzeby własne, dla których była to jedyna praca. Oficjalnie publikowane oraz powstałe w wyniku

przeklasyfikowania liczby pracujących w rolnictwie indywidualnym oraz odpowiednie współczynniki aktywności zawodowej zestawiono w tabeli 21.

**Tabela 21. Współczynnik aktywności zawodowej 15-89 lat, I-IV kw. 2020 r.**

	2021 I	2021 II	2021 III	2021 IV	Średniorocznie
	liczba osób pracujących w rolnictwie indywidualnym (tys.)				
Publikowana	1330	1265	1289	1248	1283
Kontrfaktyczna	1224	1170	1192	1161	1187
<b>Różnica</b>	<b>106</b>	<b>95</b>	<b>96</b>	<b>87</b>	<b>96</b>
	współczynnik aktywności zawodowej (%)				
Publikowany	57.26	57.62	58.16	57.97	57.75
Kontrfaktyczny	56.91	57.31	57.84	57.67	57.43
<b>Różnica</b>	<b>0.35</b>	<b>0.32</b>	<b>0.32</b>	<b>0.29</b>	<b>0.32</b>

*Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS)*

Przytoczone w tabeli 21. oszacowania można traktować jako ograniczenie dolne przeszacowań wynikające z nowych narzędzi badawczych (przede wszystkim kwestionariuszy) w zakresie rolnictwa indywidualnego. M.in. w oszacowaniach pozostawiono jako pracujące w rolnictwie indywidualnym osoby, dla których cel produkcji gospodarstwa rolnego (w kwestionariuszu gospodarstwa domowego) jest nieznan. Prawdopodobnie przynajmniej część z tych osób powinna być nieaktywna zawodowo.

Niespójna (z kwestionariuszem gospodarstwa domowego) klasyfikacja osób z gospodarstw nieprodukujących wyłącznie na rynek, dla których jest to jedyna praca, jako pracujących w rolnictwie indywidualnym odpowiada za przeszacowanie liczby pracujących w rolnictwie indywidualnym w 2021 r. średnio o 96 tys. osób. Poprzez zwiększenie liczby pracujących ogółem zawyża to również współczynnik aktywności zawodowej o średnio 0,32 pkt. proc.

## Wnioski

Od połowy 2020 r. notowane poziomy aktywności zawodowej w Badaniu Aktywności Ekonomicznej (BAEL) wyraźnie różnią się od odczytów sprzed wybuchu pandemii. Istotny wpływ na aktywność zawodową miała pandemia COVID-19 oraz związane z nią różnego typu zmiany na rynku pracy i ograniczenia działalności gospodarczej, które wymusiły dostosowania na rynku pracy, w tym podaży pracy. Jednocześnie do BAEL zostały wprowadzone liczne zmiany metodologiczne związane zarówno z organizacją badania w czasie pandemii, jak i zaplanowaną harmonizacją społecznych badań ankietowych w UE. W powyższym opracowaniu podjęta została próba oceny w jakim stopniu zmiana głównych wskaźników rynku pracy wynika z zachodzących procesów społeczno-ekonomicznych, a w jakim ze zmiany sposobu ich pomiaru.

Zaburzenia w porównywalności szeregów BAEL w latach 2020-2021 nie są jedynie polską specyfiką. Nie dotyczą też wyłącznie badań LFS (Labour Force Survey). Problem z pomiarem podstawowych wskaźników rynku pracy w oparciu o badania ankietowe nie jest zjawiskiem nowym. Część opisanych w tekście zjawisk, takich jak rosnący odsetek odmów odpowiedzi, ma charakter długofalowy i jest stosunkowo dobrze rozpoznana w literaturze przedmiotu. Na te „typowe” trudności nałożyły się zmiany w realizacji badania wymuszone przez pandemię oraz zmiany narzucone przez Eurostat w celu ujednoczenia badań LFS we wszystkich krajach członkowskich.

W oparciu o analizy danych kwartalnych BAEL w okresie I kw. 2019 r. – IV kw. 2021 r. wykazano, że zmiana rekrutacji i sposobu badania na telefoniczny oraz zmiana schematu rotacji istotnie wpłynęły na selekcję do badania, wypadanie z próby, skłonność do uczestnictwa w badaniu osobiście, a przez to łącznie w konsekwencji na strukturę próby. Zmiany struktury próby spowodowane przez zwiększenie udziału wywiadów w zastępstwie oraz cechy społeczno-ekonomiczne, głównie wykształcenie, mają różny co do skali i kierunku wpływ na poszczególne

analizowane grupy wieku. Po uśrednieniu wyników dla całej próby efekty w dużej części się znoszą. W całej populacji osób w wieku 15-89 lat mierzone niezależnie zmiany w strukturze próby ze względu na wykształcenie i wywiady w zastępstwie odpowiadają łącznie za przeszacowanie współczynnika aktywności zawodowej o 0.1-0.2 pkt. proc.

Analiza podstawowych wskaźników rynku pracy w próbach elementarnych pokazuje, że skłonność osób i ich gospodarstw domowych do pozostawania w próbie nie jest niezależna od ich statusu na rynku pracy. Z przedstawionych analiz wynika również, że problemy selekcji do badania nie są w pełni kompensowane w procesie ważenia, tj. uogólniania wyników z próby na populację generalną. Nałożone na to zmiany definicyjne i przedmiotowe w badaniu dodatkowo zaburzają zrozumienie procesów zachodzących na rynku pracy.

Wzorując się na pracy Warda i Edwards (2021) potraktowano zmianę metody badawczej (sposobu rekrutacji i realizacji wywiadu z bezpośredniego na telefoniczny) jako naturalny eksperyment, w którym porównana została aktywność zawodowa osób które zostały wylosowane i dołączyły do badania przed i po wybuchu pandemii Covid-19. Sposób rekrutacji do badania i realizacji pierwszego wywiadu (bezpośredni lub telefoniczny) miał wpływ na oszacowania współczynnika aktywności zawodowej, wskaźnika zatrudnienia i stopy bezrobocia. W szczególności zarówno na prawdopodobieństwo udziału w badaniu jak i odpowiedzi w zastępstwie wpływały cechy społeczno-ekonomiczne wykorzystywane do kalibracji wag oraz cechy będące determinantami aktywności. Wykorzystując symulację procesu ważenia oszacowano, że w okresie III–IV kw. 2020 r. wprowadzone do BAEL zmiany łącznie podnosiły oszacowania współczynnika aktywności zawodowej o ok. 0,6 pkt. proc., wskaźnika zatrudnienia o ok. 0,1 pkt. proc., a stopy bezrobocia o ok. 0,9 pkt. proc. w stosunku do pomiarów sprzed pandemii. Z szacowanych efektów rekrutacji, zmiany populacji i zmian definicji w przypadku aktywności i bezrobocia największy był efekt rekrutacji, a w przypadku zatrudnienia efekt zmian definicji. Gdyby dodatkowo uwzględnić

---

efekt niespójnej (z kwestionariuszem gospodarstwa domowego) klasyfikacji części osób jako pracujących w rolnictwie indywidualnym<sup>44</sup>, przeszacowanie współczynnika aktywności zawodowej według nowej metodologii wyniosłoby ok. 0,9 pkt. proc<sup>45</sup>.

Warto przy tym zauważyć, że z przedstawionych analiz nie wynika, który ze sposobów pomiaru aktywności – przed czy w trakcie pandemii - jest bardziej wiarygodny. Wdrożone zmiany zwiększyły szanse na dotarcie z ankietą do osób aktywnych zawodowo, których wagi w badaniu są przeciętnie większe niż osób nieaktywnych. Jednak na podstawie przedstawionych wyników można jedynie wysnuć wniosek, że, pomimo przeliczenia danych historycznych przez GUS, dane przed zmianami i po wprowadzeniu zmian nie są w pełni porównywalne.

W badaniu nie zostały poruszone zagadnienia błędów klasyfikacji stanów na rynku pracy, wpływu dodania pytań covidowych na rozkład pozostałych odpowiedzi, wpływu dodania dodatkowych zmiennych kalibracyjnych będących zmiennymi wynikowymi wcześniejszych fal badania. Częściowo wynika to z braku adekwatnej strategii identyfikacyjnej, częściowo z braku wystarczających informacji o realizacji badania, a częściowo z objętości pracy.

---

<sup>44</sup> Oszacowany dla 2021 r.

<sup>45</sup> Przyjęto założenie, że przeszacowania są względnie stałe w czasie oraz całkowicie niezależnie od siebie i dlatego można je sumować. Warto zauważyć, że ze względu na charakter zmian metodologicznych i sposób ich wprowadzania oszacowanie wpływu zmian rekrutacji, populacji i definicji oraz zmian klasyfikacji osób w rolnictwie indywidualnym dla jednego okresu nie jest możliwe.

## Bibliografia

Ahn, H. J. and Hamilton, J. D. (2022) 'Measuring labor-force participation and the incidence and duration of unemployment', *Review of Economic Dynamics*. Elsevier Inc., 44, pp. 1–32. doi: <https://doi.org/10.1016/j.red.2021.04.005>.

Bound J., Krueger A. (1991), The Extent of Measurement Error in Longitudinal Earnings Data: Do Two Wrongs Make a Right?, *Journal of Labor Economics*, 1991, vol. 9, issue 1, 1–24. doi: <http://dx.doi.org/10.1086/298256>.

Eurostat (2022), Labour Force Survey in the EU, EFTA and candidate countries – Main characteristics of the national surveys 2020, *Statistical Reports*.

Eurostat (2022a), Quality report of the European Union. Labour Force Survey 2020. 2022 edition.

Eurostat (2021), Labour Force Survey in the EU, EFTA, United Kingdom and candidate countries – Main characteristics of the national surveys 2019, *Statistical Reports*.

Eurostat (2021a), Quality report of the European Union. Labour Force Survey 2019. 2021 edition.

Eurostat (2020), Quality report of the European Union. Labour Force Survey 2018. 2020 edition.

Eurostat (2019), Quality report of the European Union. Labour Force Survey 2017. 2019 edition.

Eurostat (2018), Quality report of the European Union. Labour Force Survey 2016. 2018 edition.

Eurostat, EU labour force survey – data and publication, accessed on 3rd August, 2022.

Eurostat, (2009), *Task force on the quality of the Labour Force Survey. Final report*, <http://ec.europa.eu/eurostat/web/products-manuals-and-guidelines/-/KS-RA-09-020>.

---

Groves, R. M. and Lyberg, L. (2010), Total survey error: Past, present, and future, *Public Opinion Quarterly*, 74(5), pp. 849–879. doi: <https://doi.org/10.1093/poq/nfq065>.

GUS (2018), *Zeszyt metodologiczny. Badanie Aktywności Ekonomicznej Ludności*. Warszawa.

GUS (2023), *Zeszyt metodologiczny. Badanie Aktywności Ekonomicznej Ludności*. Warszawa.

GUS (2021), *BAEL po rewizji wynikającej z wdrożenia wymogów regulacji ramowej UE dot. Zintegrowanej europejskiej statystyki społecznej (IESS FR). Ocena wpływu wprowadzonych zmian na porównywalność szeregów czasowych*, Departament Rynku Pracy, Materiał przygotowany we współpracy z Ośrodkiem statystyki matematycznej US Łódź na posiedzenie Rady Statystyki, 20 grudnia 2021 r.

GUS (2022), *Informacja na temat przeliczonych dla lat 2010–2020 wyników Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL)*, Tablice w formacie xls.

Hardy, W. (2015). Długość kwestionariusza a precyzja odpowiedzi na pytania ilościowe w badaniach ankietowych. *Ekonomista*, (5), 707–718.

Lee J., Lee S. (2012), Does It Matter Who Responded to the Survey? Trends in the U.S. Gender Earnings Gap Revisited, *Industrial & Labor Relations Review*, Vol. 65, No. 1 (January 2012), pp. 148–160.

Mellow W., Sider H. (1983), Accuracy of Response in Labor Market Surveys: Evidence and Implications, *Journal of Labor Economics*, Vol. 1, No. 4 (Oct., 1983), pp. 331–344.

Meyer, B. D., Mok, W. K. C. C. and Sullivan, J. X. (2015), Household Surveys in Crisis, *Journal of Economic Perspectives*, 29(4), pp. 199–226. doi: <https://doi.org/10.1257/jep.29.4.199>.

Meyer, B. D. and Mittag, N. (2021), An empirical total survey error decomposition using data combination, *Journal of Econometrics*, Elsevier B.V., 224(2), pp. 286–305. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.03.026>.

Pastore, F., Socha, M. (2006), The Polish LFS: A Rotating Panel with Attrition, *Ekonomia*, 15(3), 3–24.

- Popiński W. (2006), Development of the Polish Labour Force Survey, *Statistics in Transition – Journal of the Polish Statistical Association*, Vol. 7, No. 5, pp. 1009–1030.
- Saczuk K. (2014), Badanie Aktywności Ekonomicznej Ludności w Polsce w latach 1995–2010. Korekta danych, *Materiały i Studia* nr 301, Instytut Ekonomiczny, Warszawa.
- Szarkowski, A. (1994), The Labour Force Survey – Outline of Sampling and Estimation Design, Internal Report, Department of Labour, Central Statistical Office, Warszawa.
- Szarkowski A. and Witkowski J. (1994), The Polish Labour Force Survey, *Statistics in Transition*, Vol. 1, No. 4, June, pp. 467–483.
- Todorov A. (2003), Cognitive procedures for correcting proxy-response biases in surveys, *Applied Cognitive Psychology*, Volume 17, Issue 2, March 2003, 215–224. doi: <https://doi.org/10.1002/acp.850>.
- Ward M. W., Edwards K. A. (2021), CPS Nonresponse During the COVID-19 Pandemic: Explanations, Extent, and Effects, *Labour Economics*, 72(2021).
- Wilak, K. (2015). Autokorelacja błędów oszacowań w Badaniu Aktywności Ekonomicznej Ludności. *Wiadomości Statystyczne. The Polish Statistician*, 60(06), 31–40.
- Witkowski, J. (1995) 'System informacji o rynku pracy'. W: *Rozwój metodologii badań statystycznych w Polsce* (s. 186–192). PTS: Warszawa.
- Witkowski, J. (2017), Badanie aktywności ekonomicznej ludności jako podstawa modernizacji statystyki pracy, *Wiadomości Statystyczne, The Polish Statistician*, 62(12), 7–22.
- Zgierska, A. (2017), 25 lat Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności w Polsce – kamienie milowe i perspektywy rozwoju, *Wiadomości Statystyczne, The Polish Statistician*, 62(12), 23–49.

## Aneks

Tabela A.1. Metody realizacji badań LFS w krajach europejskich w latach 2019 i 2020.

	Metoda realizacji badania w 2020					Metoda realizacji badania w 2019				
	CAPI	CATI	PAPI	CAWI	Inne	CAPI	CATI	PAPI	CAWI	Inne
	[%]	[%]	[%]	[%]	[%]	[%]	[%]	[%]	[%]	[%]
Austria	18,5	81,5	0,0	0,0	0,0	38,0	62,0	0,0	0,0	0,0
Belgia	7,7	52,9	0,0	39,4	0,0	29,0	33,0	0,0	38,0	0,0
Bułgaria	0,0	0,0	88,9	0,0	11,1	0,0	0,0	100,0	0,0	0,0
Chorwacja	28,1	71,9	0,0	0,0	0,0	63,0	37,0	0,0	0,0	0,0
Cypr	90,3	9,7	0,0	0,0	0,0	16,0	84,0	0,0	0,0	0,0
Czarnogóra	0,0	0,0	100	0,0	0,0	0,0	0,0	100	0,0	0,0
Czechy	8,0	25,0	40,0	0,0	27,0	17,0	19,0	51,0	n/a	13,0
Dania	0,0	49,8	0,0	50,2	0,0	0,0	54,0	0,0	46,0	0,0
Estonia	18,0	82,0	0,0	0,0	0,0	30,0	70,0	0,0	0,0	0,0
Finlandia	0,2	99,8	0,0	0,0	0,0	1,0	99,0	0,0	0,0	0,0
Francja	19,0	81,0	0,0	0,0	0,0	44,0	56,0	0,0	0,0	0,0
Grecja	2,9	0,0	97,1	0,0	0,0	3,0	0,0	97,0	0,0	0,0
Hiszpania	27,9	71,4	0,0	0,8	0,0	26,0	74,0	0,0	0,0	0,0
Holandia	4,0	69,0	0,0	27,0	0,0	6,0	71,0	0,0	23,0	0,0
Irlandia	50,1	38,7	0,0	0,0	11,2	61,0	39,0	0,0	0,0	0,0
Islandia	0,0	100	0,0	0,0	0,0	0,0	100	0,0	0,0	0,0
Litwa			n/a					n/a		
Luksemburg	0,0	30,7	0,0	69,3	0,0	0,0	27,0	0,0	73,0	0,0
Łotwa	10,6	84,0	0,0	5,4	0,0	62,0	34,0	0,0	4,0	0,0
Macedonia Północna	36,0	64,0	0,0	0,0	0,0	54,0	46,0	0,0	0,0	0,0
Malta	0,0	92,0	8,0	0,0	0,0	0,0	75,0	25,0	0,0	0,0
Niemcy	1,7	22,8	34,2	40,3	0,0	10,0	58,0	32	0,0	0,0
Norwegia	0,0	100	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0	0,0	0,0	0,0
Polska	23,1	74,5	2,5	0,0	0,0	87,0	1,0	12,0	0,0	0,0
Portugalia	7,3	92,7	0,0	0,0	0,0	31,0	69,0	0,0	0,0	0,0
Rumunia	66,0	0,0	34,0	0,0	0,0	53,0	0,0	47,0	0,0	0,0
Serbia	34,8	65,2	0,0	0,0	0,0	37,0	63,0	0,0	0,0	0,0
Słowacja	0,0	66,2	19,0	0,0	0,0	23,0	41,0	36,0	0,0	0,0
Słowenia	15,0	85,0	0,0	0,0	0,0	40,0	60,0	0,0	0,0	0,0
Szwajcaria	0,0	100	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0	0,0	0,0	0,0
Szwecja	0,0	100	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0	0,0	0,0	0,0
Turcja	34,0	66,0	0,0	0,0	0,0	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Węgry	33,6	66,4	0,0	0,0	0,0	63,0	37,0	0,0	0,0	0,0
Włochy	metoda dominująca z powodu COVID-19					47,0	53,0	0,0	0,0	0,0

Źródło: Eurostat (2022), Eurostat (2021)

**Tabela A.2. Odsetki próby zrealizowane w kolejnych tygodniach kwartału, 1 kw. 2019 – 4 kw. 2021.**

Tydzień badania	2019				2020				2021			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV
1	7.40	7.59	7.66	7.72	7.64	7.57	7.77	7.78	7.71	7.86	7.85	7.57
2	7.60	7.71	7.63	8.03	8.01	7.84	7.78	7.79	7.68	8.21	8.19	7.65
3	7.79	7.92	7.48	7.66	8.18	8.17	7.70	8.02	7.83	7.64	7.74	7.65
4	7.73	7.33	7.27	7.59	7.85	7.81	7.66	7.42	7.72	7.74	7.93	7.75
5	7.85	7.71	7.69	7.77	8.00	8.08	7.73	7.74	7.82	7.84	7.81	7.67
6	7.56	7.75	7.52	7.67	7.86	7.78	7.35	7.70	8.03	7.81	7.54	7.68
7	8.05	7.85	7.54	7.81	8.23	7.97	7.79	7.93	7.97	7.88	7.82	7.71
8	7.65	8.09	7.99	7.80	7.95	7.76	7.85	8.09	7.97	7.69	7.94	7.93
9	7.73	7.57	7.64	7.93	7.89	7.62	8.03	7.82	7.78	7.98	7.99	7.92
10	7.70	7.52	7.91	7.87	7.33	7.34	7.62	7.43	7.44	7.49	7.44	7.79
11	7.60	7.68	8.08	7.49	6.99	7.34	7.63	7.46	7.36	7.24	7.30	7.62
12	7.68	7.70	7.91	7.40	6.94	7.37	7.50	7.31	7.32	7.22	7.19	7.68
13	7.65	7.58	7.67	7.27	7.12	7.37	7.60	7.51	7.37	7.41	7.26	7.38
	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS).

**Tabela A.3. Modele logitowe prawdopodobieństwa realizacji pierwszego zaplanowanego wywiadu, dane nieważone**

	(1)	(2)	(3)	(4)
	udział	udział	udział	udział
CATI		1.977*** (29.32)		
kobieta	0.990 (-0.48)	1.003 (0.16)	1.016 (0.59)	0.980 (-0.55)
Średnie wykształcenie	0.984 (-0.55)	1.011 (0.37)	1.062 (1.69)	0.933 (-1.36)
Wyższe wykształcenie	1.027 (0.83)	1.093** (2.80)	1.255*** (5.81)	0.841** (-3.18)
miasto	0.675*** (-15.43)	0.668*** (-15.71)	0.582*** (-16.66)	0.870*** (-3.35)
15-17 lat	0.382*** (-15.85)	0.375*** (-16.03)	0.423*** (-10.81)	0.333*** (-11.59)
18-19 lat	0.808** (-2.59)	0.822* (-2.38)	0.839 (-1.70)	0.821 (-1.44)
20-24 lat	0.752*** (-4.67)	0.804*** (-3.56)	0.813** (-2.77)	0.827 (-1.76)
25-29 lat	0.764*** (-4.60)	0.837** (-3.04)	0.855* (-2.19)	0.851 (-1.52)
30-34 lata	0.927 (-1.34)	0.980 (-0.35)	0.975 (-0.36)	1.031 (0.31)
35-39 lat	0.989 (-0.20)	1.021 (0.37)	1.021 (0.30)	1.026 (0.28)
40-44 lata	0.952 (-0.88)	0.964 (-0.66)	0.923 (-1.16)	1.046 (0.49)
50-54 lata	1.036 (0.61)	1.041 (0.69)	1.011 (0.15)	1.102 (1.01)
55-59 lat	1.093 (1.56)	1.116 (1.92)	1.060 (0.82)	1.257* (2.34)
60-64 lata	1.204*** (3.37)	1.237*** (3.85)	1.212** (2.80)	1.312** (2.91)
65+ lat	1.201*** (3.95)	1.223*** (4.32)	1.295*** (4.39)	1.107 (1.34)
N	144911	144911	74453	70458
pseudo R-sq	0.012	0.026	0.017	0.014
AIC	66856.6	65942.9	41073.4	24713.5

*\*model 3-rekrutacja bezpośrednia, model 4- rekrutacja telefoniczna, kategorie referencyjne: wykształcenie podstawowe i grupa wiekowa 45-49*

**Tabela A.4. Modele logitowe prawdopodobieństwa realizacji kolejnych wywiadów, wizyta>1, dane nieważone**

	wszystkie próby			bez prób 91+			rekrutacja	rekrutacja
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	bezpośrednia	telefoniczna
	udział	udział	udział	udział	udział	udział	udział	udział
zastępstwo	1.196*** (12.67)	1.245*** (13.82)	1.246*** (13.87)	1.202*** (12.75)	1.246*** (13.84)	1.247*** (13.89)	1.281*** (15.21)	0.886*** (-4.53)
CATI	1.047** (3.07)	1.204*** (9.58)	1.203*** (9.57)	1.051** (3.00)	1.219*** (9.33)	1.219*** (9.31)		
Zastępstwo *CATI		0.733*** (-10.73)	0.733*** (-10.74)		0.718*** (-10.42)	0.718*** (-10.42)		
wizyta 3	0.361*** (-89.02)	0.361*** (-88.97)	0.362*** (-88.90)	0.359*** (-82.90)	0.359*** (-82.91)	0.360*** (-82.88)	0.286*** (-77.55)	0.468*** (-42.89)
wizyta 4	0.276*** (-110.13)	0.277*** (-110.09)	0.277*** (-109.97)	0.275*** (-102.71)	0.275*** (-102.71)	0.276*** (-102.63)	0.215*** (-94.06)	0.392*** (-47.40)
wizyta 5	0.187*** (-137.92)	0.187*** (-137.91)	0.187*** (-137.84)	0.186*** (-130.30)	0.186*** (-130.32)	0.186*** (-130.27)	0.151*** (-113.80)	
wizyta 6	0.157*** (-142.81)	0.157*** (-142.75)	0.157*** (-142.74)	0.156*** (-135.63)	0.156*** (-135.60)	0.156*** (-135.60)	0.127*** (-119.00)	
kobieta	1.062*** (4.40)	1.092*** (6.51)	1.102*** (7.19)	1.063*** (4.38)	1.094*** (6.49)	1.103*** (7.12)	1.077*** (4.70)	1.035 (1.37)
miasto	0.735*** (-20.72)	0.771*** (-18.13)	0.768*** (-18.37)	0.735*** (-20.30)	0.772*** (-17.65)	0.769*** (-17.88)	0.723*** (-19.09)	0.794*** (-8.18)
15-17 lat	1.032 (0.67)	0.943 (-1.26)	1.012 (0.25)	1.029 (0.59)	0.937 (-1.36)	1.003 (0.06)	1.007 (0.13)	1.117 (1.25)
18-19 lat	0.609*** (-10.47)	0.583*** (-11.49)	0.612*** (-10.47)	0.604*** (-10.36)	0.578*** (-11.39)	0.605*** (-10.44)	0.596*** (-9.44)	0.661*** (-4.75)
20-24 lat	0.425*** (-24.37)	0.451*** (-22.87)	0.452*** (-22.82)	0.418*** (-24.21)	0.445*** (-22.70)	0.445*** (-22.67)	0.404*** (-22.26)	0.541*** (-9.32)
25-29 lat	0.507*** (-19.78)	0.531*** (-18.51)	0.526*** (-18.82)	0.503*** (-19.53)	0.527*** (-18.25)	0.522*** (-18.54)	0.496*** (-17.67)	0.552*** (-9.19)
30-34 lata	0.675*** (-11.74)	0.706*** (-10.43)	0.703*** (-10.56)	0.667*** (-11.76)	0.700*** (-10.43)	0.697*** (-10.56)	0.664*** (-10.50)	0.716*** (-5.53)
35-39 lat	0.856*** (-4.67)	0.890*** (-3.53)	0.887*** (-3.64)	0.852*** (-4.70)	0.886*** (-3.55)	0.883*** (-3.65)	0.851*** (-4.16)	0.877* (-2.25)
40-44 lata	0.960 (-1.23)	0.981 (-0.56)	0.980 (-0.60)	0.957 (-1.28)	0.980 (-0.60)	0.978 (-0.64)	0.973 (-0.70)	0.912 (-1.57)
50-54 lata	1.102** (2.75)	1.089* (2.42)	1.093* (2.52)	1.094* (2.47)	1.081* (2.14)	1.084* (2.23)	1.102* (2.35)	1.092 (1.40)
55-59 lat	1.159*** (4.24)	1.148*** (3.97)	1.163*** (4.34)	1.159*** (4.12)	1.148*** (3.85)	1.162*** (4.20)	1.157*** (3.60)	1.159* (2.35)
60-64 lata	1.341*** (8.44)	1.335*** (8.30)	1.394*** (9.58)	1.330*** (8.00)	1.324*** (7.86)	1.381*** (9.06)	1.337*** (7.23)	1.342*** (4.55)
65+ lat	1.256*** (7.25)	1.252*** (7.12)	1.340*** (9.42)	1.242*** (6.70)	1.237*** (6.57)	1.321*** (8.72)	1.223*** (5.53)	1.419*** (5.94)

	wszystkie próby			bez prób 91+			rekrutacja bezpośrednia	rekrutacja telefoniczna
	(1) udział	(2) udział	(3) udział	(4) udział	(5) udział	(6) udział	(7) udział	(8) udział
Średnie								
wykształcenie	0.992 (-0.47)			0.991 (-0.50)			0.968 (-1.54)	1.082* (2.47)
Wyższe wykształcenie	0.801*** (-11.71)			0.795*** (-11.85)			0.759*** (-12.61)	1.027 (0.74)
bezrobotny	0.504*** (-17.86)	0.492*** (-18.57)		0.513*** (-16.82)	0.500*** (-17.54)		0.537*** (-13.84)	0.403*** (-13.50)
nieaktywny pracujący	0.894*** (-5.85)	0.862*** (-7.90)		0.897*** (-5.57)	0.863*** (-7.66)		0.905*** (-4.61)	0.863*** (-3.81)
			1.242*** (12.04)			1.238*** (11.56)		
N	510839	510839	510839	476266	476266	476266	378659	132180
pseudo R-sq	0.076	0.075	0.074	0.070	0.069	0.068	0.073	0.042
AIC	423001.7	423341.0	423785.4	408005.4	408372.4	408777.5	338226.5	83913.9

*Ilorazy szans; w nawiasach podane statystyki testu t; \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$*

*Kategorie referencyjne: grupa 45-49 lat, niepracujący (tam gdzie występuje zmienna pracujący), pracujący (tam gdzie bezrobotni i nieaktywni)*

*Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS).*

**Tabela A.5. Wskaźnik zatrudnienia publikowany oraz kontrfaktyczny (przy stałej strukturze próby ze względu na wykształcenie i udział wywiadów zastępczych), II kw. 2020 r. – IV kw. 2021 r.**

	2020 II	2020 III	2020 IV	2021 I	2021 II	2021 III	2021 IV
	wskaźnik zatrudnienia (publikowany)						
15-24 lata	27.6	27.6	26.5	26.3	26.6	28.3	28.2
25-44 lata	82.3	83.3	83.4	84.1	85.2	85.5	85.8
45-59/64 lata	72.0	73.8	74.7	75.9	76.4	78.2	78.0
60/65+	8.0	8.3	8.4	8.2	8.7	9.0	8.9
Ogółem	53.0	53.9	53.9	54.5	55.1	55.9	55.8
	kontrfaktyczny wskaźnik zatrudnienia						
15-24 lata	28.8	28.9	27.6	28.2	28.5	29.5	29.1
25-44 lata	82.0	83.2	83.2	83.8	84.9	85.1	85.6
45-59/64 lata	71.6	73.3	74.0	75.2	76.0	77.7	77.6
60/65+	7.8	8.1	8.1	8.0	8.5	8.9	8.8
Ogółem	53.0	53.8	53.7	54.3	55.0	55.7	55.7
	różnica (pkt. proc.)						
15-24 lata	-1.2	-1.3	-1.1	-1.9	-1.9	-1.2	-0.9
25-44 lata	0.2	0.2	0.2	0.3	0.3	0.4	0.2
45-59/64 lata	0.4	0.6	0.6	0.7	0.5	0.5	0.4
60/65+	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
Ogółem	0.1	0.1	0.2	0.1	0.1	0.2	0.1

*Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS).*

**Tabela A.6. Stopa bezrobocia publikowana oraz kontrfaktyczna (przy stałej strukturze próby ze względu na wykształcenie i udział wywiadów zastępczych), II kw. 2020 r. – IV kw. 2021 r.**

	2020 II	2020 III	2020 IV	2021 I	2021 II	2021 III	2021 IV
	stopa bezrobocia (publikowana)						
15-24 lata	9.6	12.6	12.9	14.0	13.3	11.4	9.0
25-44 lata	3.2	3.2	2.8	3.9	3.3	2.9	2.9
45-59/64 lata	2.3	2.2	2.2	2.8	2.6	2.2	2.2
60/65+	0.2	0.8	1.4	1.1	0.5	0.1	0.5
Ogółem	3.2	3.3	3.2	4.0	3.5	3.0	2.9
	kontrfaktyczna stopa bezrobocia						
15-24 lata	9.1	13.0	12.2	13.2	12.8	10.3	9.3
25-44 lata	3.2	3.2	2.8	4.0	3.3	3.0	2.9
45-59/64 lata	2.3	2.3	2.3	3.0	2.7	2.3	2.2
60/65+	0.2	0.9	1.6	1.2	0.5	0.1	0.6
Ogółem	3.2	3.5	3.2	4.1	3.6	3.1	3.0
	różnica (pkt. proc.)						
15-24 lata	0.5	-0.4	0.8	0.9	0.5	1.2	-0.3
25-44 lata	0.0	-0.1	0.0	-0.1	0.0	-0.1	0.0
45-59/64 lata	0.0	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1
60/65+	0.0	-0.1	-0.1	-0.1	0.0	0.0	-0.1
Ogółem	0.0	-0.1	0.0	-0.1	-0.1	0.0	-0.1

*Źródło: zestawienie własne na podstawie danych jednostkowych BAEL (GUS).*

---

nbp.pl

