

## Ocena skali bezrobocia biernego w Polsce

Kamil Wilak<sup>a</sup>

**Streszczenie.** Celem badania opisanego w artykule jest oszacowanie poziomu bezrobocia biernego w Polsce. Estymacji podlegała liczba osób biernie bezrobotnych oraz ich udział wśród osób zarejestrowanych w powiatowych urzędach pracy. Szacunki przeprowadzono na podstawie danych jednostkowych z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności za lata 2010–2018. Zastosowano podejście kalibracyjne z uwzględnieniem zmiennych pomocniczych dotyczących bezrobocia rejestrowanego.

Otrzymane wyniki wskazują, że znaczna część osób zarejestrowanych jako bezrobotne charakteryzuje się biernością zawodową. W badanym okresie odsetek biernie bezrobotnych wynosił od 29,8% do 53,3%, przy czym od 2014 r. widoczny jest trend rosnący tego wskaźnika. Zaobserwowano także zróżnicowanie poziomu bezrobocia biernego ze względu na najważniejsze cechy demograficzne, tj. płeć, wiek i poziom wykształcenia. Największe różnice występują w przypadku płci – kobiety zarejestrowane jako bezrobotne znacznie częściej niż mężczyźni cechują się biernością zawodową.

**Słowa kluczowe:** bezrobocie bierne, bezrobocie rejestrowane, Badanie Aktywności Ekonomicznej Ludności, podejście kalibracyjne

**JEL:** E24, C13

## Estimation of the scale of inactive unemployment in Poland

**Abstract.** The aim of the study described in the paper is to estimate the level of inactive unemployment in Poland. This required the estimation of the number of inactive unemployed and their percentage in the total number of persons registered as unemployed. The estimation was based on unit-level data from the Polish Labour Force Survey (2010–2018). A calibration approach was applied that involved auxiliary variables relating to registered unemployment.

The results indicate that a significant proportion of persons registered as unemployed are economically inactive. The percentage of inactive unemployed ranged from 29.8 to 53.3 percent over the studied period, with an upward trend observed since 2014. It was also demonstrated that the level of inactive unemployment varies among groups defined by basic demographic indicators, i.e. sex, age and education. The most pronounced differences can be observed between groups determined by sex – women registered as unemployed are economically inactive much more often than men.

**Keywords:** inactive unemployment, registered unemployment, Labour Force Survey, calibration approach

---

<sup>a</sup> Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Instytut Informatyki i Ekonomii Ilościowej.  
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4305-6202>.

## 1. Wprowadzenie

W powiatowych urzędach pracy (PUP) jako bezrobotne mogą rejestrować się osoby niezatrudnione i niewykonujące pracy zarobkowej, które poszukują pracy, są gotowe i zdolne do jej podjęcia oraz spełniają formalne warunki określone w ustawie o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy<sup>1</sup>. Powszechnie uważa się jednak, że nie wszyscy zarejestrowani jako bezrobotni charakteryzują się tymi cechami. Część nie wykazuje zainteresowania znalezieniem pracy, a powodem rejestracji jest chęć korzystania ze świadczeń dla bezrobotnych. Warunków statusu osoby bezrobotnej nie spełniają również ci, którzy podejmują pracę, często w szarej strefie. Tego rodzaju zjawisko nazywane jest bezrobociem pozornym (a także fikcyjnym lub symulowanym) (Czapiński i Panek, 2013; Kwiatkowski, 2013). W literaturze pojęcie bezrobocia pozornego obejmuje też zjawisko polegające na rejestracji w powiatowych urzędach pracy osób, które nie chcą pracować albo nie są gotowe podjąć pracy (Wojciechowska, 2006). Ze względu na odmienny stosunek do pracy Wilak (2018) określa tę grupę mianem osób biernie bezrobotnych.

Informacje na temat bezrobocia biernego mogą być pomocne w wypracowaniu rozwiązań stosowanych w polityce społecznej wobec bezrobotnych. Ze względu na duże zróżnicowanie zjawiska bezrobocia w Polsce – zarówno przestrzenne, jak i pomiędzy różnymi grupami osób określonymi przez cechy demograficzne i społeczne – ważne jest, aby informacja na temat charakteru bezrobocia była dostępna nie tylko dla całej populacji, lecz także na niższym stopniu agregacji. Tymczasem opracowań dotyczących badań poziomu bezrobocia biernego w Polsce jest niewiele, a publikowane szacunki często są zagregowane w wysokim stopniu.

Celem badania omawianego w artykule jest oszacowanie poziomu bezrobocia biernego w Polsce. Estymacji podlegała liczba osób biernie bezrobotnych oraz ich udział wśród osób zarejestrowanych w PUP. Szacunki przeprowadzono ogółem dla całej populacji bezrobotnych, a także w podziale na domeny określone przez: płeć (kobiety, mężczyźni), wiek (18–24, 25–34, 35–44, 45–54, 55 lat i więcej), miejsce zamieszkania (miasto, wieś) i poziom wykształcenia (co najwyżej gimnazjalne, zasadnicze zawodowe, średnie, wyższe). Przeprowadzona analiza obejmowała lata 2010–2018.

## 2. Problematyka bezrobocia biernego

### 2.1. Bezrobocie w polskim systemie prawnym

Pojęcie *bezrobocie* w polskim systemie prawnym funkcjonuje od rozpoczęcia w 1989 r. transformacji systemowej<sup>2</sup>. Od tego czasu uchwalono cztery ustawy, które definiowały rolę państwa w zwalczaniu tego zjawiska i przeciwdziałaniu jego skutkom. Obec-

<sup>1</sup> Ustawa z dnia 20 kwietnia 2004 r. o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy (Dz.U. 2004 nr 99, poz. 1001).

<sup>2</sup> Na początku lat 90. ubiegłego wieku bezrobocie było nowym zjawiskiem na polskim rynku pracy. W tym czasie powstało wiele opracowań poświęconych temu problemowi oraz polityce rynku pracy w okresie transformacji systemowej. Wśród nich można wymienić opracowania Góry, Sochy i Sztanderskiej (1995), Kotowskiej i Strzeleckiego (1993), Kryńskiej (1993), Kwiatkowskiego (1992) oraz Witkowskiego (1994).

nie obowiązuje Ustawa z dnia 20 kwietnia 2004 r. o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy (Dz.U. 2004 nr 99, poz. 1001)<sup>3</sup>. Zgodnie z jej zapisami poprzez rejestrację w PUP właściwym ze względu na zameldowanie lub faktyczne miejsce zamieszkania status bezrobotnego mogą otrzymać osoby pełnoletnie, które nie osiągnęły wieku emerytalnego<sup>4</sup>. Niezbędne jest w tym celu spełnienie warunków, które można podzielić na dwie grupy. Warunki z pierwszej grupy określają stosunek do pracy osób ubiegających się o przyznanie statusu osoby bezrobotnej. Są to:

- brak zatrudnienia i niewykonywanie pracy zarobkowej;
- zdolność i gotowość do podjęcia zatrudnienia albo innej pracy zarobkowej;
- poszukiwanie pracy.

Pierwszy warunek wyklucza możliwość zarejestrowania się jako bezrobotne przez te osoby, które wykonują pracę na podstawie stosunku pracy, stosunku służbowego lub umowy o pracę nakładczą, oraz te, które wykonują lub świadczą usługi na podstawie umów cywilnoprawnych, w tym umowy agencyjnej, umowy-zlecenia czy umowy o dzieło. Należy zwrócić uwagę, że w ustawie nie wprowadzono wyjątków dla niepełnego wymiaru czasu pracy czy też jej doraźnego charakteru, który często występuje w przypadku umów cywilnoprawnych – podjęcie jakiegokolwiek pracy wiąże się z utratą statusu osoby bezrobotnej. Może to zniechęcać do podejmowania prac o charakterze krótkotrwałym lub w niepełnym wymiarze czasu, a także sprzyjać pracy w szarej strefie.

Drugi warunek określa wymiar czasu pracy, w jakim osoby ubiegające się o status bezrobotnego powinny być gotowe i zdolne podjąć pracę. W przypadku zatrudnienia ustawodawca zastrzega, że zdolność i gotowość do jego podjęcia dotyczy pełnego wymiaru czasu pracy obowiązującego w danym zawodzie albo służbie. Wyjątkiem są osoby niepełnosprawne, które powinny cechować się zdolnością i gotowością do zatrudnienia w co najmniej połowie wymiaru czasu pracy. W przypadku innej pracy zarobkowej ustawodawca nie precyzuje wymiaru czasu, w jakim osoba bezrobotna powinna być gotowa i zdolna do jej podjęcia. Z powyższego opisu wynika, że osoba zdolna i gotowa podjąć jakąkolwiek pracę dorywczą, bez względu na jej wymiar, również może być uznana za osobę bezrobotną (Góral, 2011).

Pojęcia *zdolność* i *gotowość* nie zostały zdefiniowane w ustawie. Staszewska (2012) rozpatruje zdolność w dwóch płaszczyznach: prawnej i biologicznej. Pierwsza dotyczy prawnej zdolności do bycia pracownikiem w rozumieniu kodeksu pracy bądź stroną umowy cywilnoprawnej, druga – stanu zdrowia, który pozwala na podjęcie pracy. Oznacza to, że osoba bezrobotna nie może mieć stwierdzonej zaświadczeniem lekarskim niezdolności do wykonywania pracy. Natomiast przez gotowość należy rozumieć rzeczywistą wolę wykonywania pracy i znajdowanie się w sytuacji umożliwiającej jej wykonywanie, czego potwierdzeniem jest pozostawanie do dyspozycji PUP. Obowiązkiem bezrobotnego jest zgłaszanie się do PUP w wyznaczonym termi-

<sup>3</sup> W dalszej części pracy określana jako ustawa o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy.

<sup>4</sup> Do grudnia 2012 r. wiek emerytalny wynosił 65 lat dla mężczyzn i 60 lat dla kobiet. Od stycznia 2013 r. na skutek reformy systemu emerytalnego nastąpił stopniowy wzrost wieku emerytalnego – docelowo miał wynosić 67 lat (w przypadku mężczyzn w 2020 r., a w przypadku kobiet w 2040 r.). W październiku 2017 r. przywrócono wiek emerytalny sprzed reformy: 65 lat dla mężczyzn i 60 lat dla kobiet.

nie w celu potwierdzenia gotowości do podjęcia pracy bądź przyjęcia propozycji odpowiedniej pracy lub innej formy pomocy oferowanej przez urząd.

Ustawodawca nie zdefiniował również określenia *poszukiwanie pracy*. Nie określił form tej aktywności ani jej intensywności. Niemniej jednak pojęcie to można wiązać z chęcią i determinacją do znalezienia i podjęcia pracy, a im są one większe, tym aktywniej osoba bez pracy jej poszukuje.

Druga grupa obejmuje warunki o charakterze formalnym. Ich celem jest zawężenie podmiotowego zakresu pojęcia bezrobotnego, a w związku z tym ograniczenie bezrobocia w rozumieniu prawnym. Warunki formalne to:

- niepobieranie nauki;
- brak źródeł dochodu;
- niepobieranie określonych świadczeń.

Pierwszy z tych wymogów wyłącza z grupy bezrobotnych m.in. wszystkie osoby pobierające naukę, z wyjątkiem osób uczących się w szkołach dla dorosłych lub szkołach wyższych w systemie wieczorowym albo zaocznym. Pozostałe warunki dotyczą głównie braku dochodu po stronie bezrobotnego. Osiągnięcie przychodu lub sama możliwość osiągnięcia go wyklucza uzyskanie statusu osoby bezrobotnej. W tym kontekście uznaje się, że przychód osiągają m.in. właściciele lub posiadacze nieruchomości rolnej o powierzchni użytków rolnych przekraczającej 2 ha przeliczeniowe. Warunkiem posiadania statusu osoby bezrobotnej jest również niepobieranie określonych przez ustawodawcę świadczeń, np. zasiłku chorobowego lub macierzyńskiego. W przypadku niektórych, takich jak emerytura czy renta z tytułu niezdolności do pracy, sam fakt nabycia prawa do ich pobierania wyklucza możliwość posiadania statusu osoby bezrobotnej, a więc nie ma znaczenia, czy te świadczenia są faktycznie pobierane.

## **2.2. Status na rynku pracy według rekomendacji Międzynarodowej Organizacji Pracy**

Źródłem definicji stosowanych w statystyce polskiego rynku pracy, oprócz ustawy o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy, są również akty prawne Unii Europejskiej (UE) dotyczące badania siły roboczej. Opierają się one na rekomendacjach Międzynarodowej Organizacji Pracy (MOP), które zostały określone w *Rezolucji dotyczącej definiowania aktywnych zawodowo, pracujących, bezrobotnych oraz niepełnozatrudnionych* przyjętej na XIII Międzynarodowej Konferencji Statystyków Pracy (International Conference of Labour Statisticians) w październiku 1982 r.<sup>5</sup> Zapisy rezolucji szczegółowo objaśnili Hussmanns, Mehran i Verma (1992).

Definicje rekomendowane przez MOP zostały doprecyzowane w aktach prawnych Komisji Europejskiej (KE). Główne regulacje w zakresie definicji osoby bezrobotnej zawiera rozporządzenie Komisji (WE) nr 1897/2000. Poniżej przytoczono definicje stosowane w badaniach siły roboczej krajów członkowskich UE, w tym w Polsce w Badaniu Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL).

<sup>5</sup> Do dzisiaj definicje te uległy tylko niewielkim zmianom, które zostały ujęte w rezolucjach przyjętych na XVI i XVII ICLS.

Do pracujących zalicza się osoby w wieku 15 lat i więcej, które w badanym tygodniu wykonywały przez co najmniej jedną godzinę pracę przynoszącą zarobek lub dochód, tzn. były zatrudnione w charakterze pracownika najemnego, pracowały we własnym lub w dzierżawionym gospodarstwie rolnym, prowadziły własną działalność gospodarczą poza rolnictwem, pomagały (bez wynagrodzenia) w prowadzeniu rodzinnego gospodarstwa rolnego lub rodzinnej działalności gospodarczej poza rolnictwem. Definicja pracującego obejmuje również te osoby, które miały pracę, ale jej nie wykonywały z powodu choroby, urlopu macierzyńskiego lub wypoczynkowego, a także z innych powodów, przy czym w okresie niewykonywania pracy otrzymywały co najmniej 50% dotychczasowego wynagrodzenia lub czas niewykonywania pracy był krótszy niż trzy miesiące. Do pracujących zaliczani są również uczniowie, z którymi zakłady pracy lub osoby fizyczne zawarły umowę o naukę zawodu lub przyuczenie do określonej pracy, o ile otrzymywali wynagrodzenie.

Za bezrobotne uznaje się osoby wieku 15–74 lat, które spełniły jednocześnie trzy warunki: (1) w badanym tygodniu nie były osobami pracującymi (według powyższych kryteriów), (2) aktywnie poszukiwały pracy, tzn. w ciągu czterech tygodni (wliczając jako ostatni tydzień badany) podjęły konkretne działania, aby znaleźć pracę, oraz (3) były gotowe (zdolne) podjąć pracę w ciągu dwóch tygodni następujących po badanym tygodniu. Do bezrobotnych zalicza się także osoby, które nie poszukiwały pracy, ponieważ już ją znalazły i oczekiwały na jej rozpoczęcie przez okres nie dłuższy niż trzy miesiące oraz były gotowe tę pracę podjąć.

Natomiast biernymi zawodowo są osoby w wieku 15 lat i więcej niezaklasyfikowane jako pracujące lub bezrobotne, a więc osoby (1) niepracujące (według powyższych kryteriów), które w badanym tygodniu (2) nie poszukiwały pracy lub (3) nie były zdolne (gotowe) do jej podjęcia w ciągu dwóch tygodni następujących po tygodniu badanym. Do biernych zawodowo zalicza się także te osoby bez pracy, które jej nie poszukiwały, ponieważ już ją znalazły i oczekiwały na jej rozpoczęcie w okresie do trzech miesięcy, ale nie były gotowe jej podjąć. Wśród biernych zawodowo wyróżniono grupę osób zniechęconych, które nie poszukują pracy, ponieważ są przekonane, że jej nie znajdą.

### 2.3. Źródła danych na temat bezrobocia w Polsce

Jednym z głównych źródeł danych o bezrobociu w Polsce jest rejestr osób bezrobotnych<sup>6</sup>. Badanie bezrobocia rejestrowanego jest prowadzone przez Główny Urząd Statystyczny (GUS) wspólnie z Ministerstwem Rodziny, Pracy i Polityki Społecznej (MRPiPS). Podstawę prawną stanowi coroczne rozporządzenie Rady Ministrów w sprawie programu badań statystycznych statystyki publicznej. Staty-

<sup>6</sup> Przegląd źródeł danych na temat rynku pracy wykorzystywanych przez polską statystykę publiczną można znaleźć w opracowaniu GUS (2018b).

styki bezrobocia rejestrowanego bazują na definicji osoby bezrobotnej z ustawy o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy. Dane zbiera się na podstawie trzech sprawozdań sporządzanych przez każdy PUP: MPiPS-01 wraz z załącznikami, MPiPS-02 i MPiPS-07<sup>7</sup>. Informacje na temat bezrobocia rejestrowanego publikowane są przez GUS m.in. w kwartalnych opracowaniach *Bezrobocie rejestrowane* (np. GUS, 2019b).

Drugim źródłem wiedzy na temat bezrobocia w Polsce jest reprezentacyjne badanie BAEL (ang. Labour Force Survey, LFS), prowadzone przez GUS co kwartał od 1992 r.<sup>8</sup> Ma ono na celu rozpoznanie bieżącej sytuacji na polskim rynku pracy oraz zachodzących na nim zmian. Podstawę prawną do realizacji tego badania – podobnie jak w przypadku bezrobocia rejestrowanego – stanowi coroczne rozporządzenie Rady Ministrów w sprawie programu badań statystycznych statystyki publicznej. Podstawowym aktem prawnym dotyczącym LFS w krajach UE jest Rozporządzenie Rady Unii Europejskiej nr 577/98 z dnia 9 marca 1998 r.<sup>9</sup>

Metodyka BAEL opiera się na definicjach rekomendowanych przez MOP, które pozwalają podzielić badane osoby na trzy rozłączne grupy: pracujących, bezrobotnych i biernych zawodowo. Status respondenta jest określany na podstawie udzielonych przez niego odpowiedzi na pytania zawarte w ankiecie. Reprezentacyjny charakter BAEL pozwala na uogólnianie jego wyników na całą populację ludności Polski w wieku 15 lat i więcej<sup>10</sup>. Informacje na temat gospodarstw domowych i ich członków są zbierane przez ankietatorów przy wykorzystaniu dwóch kwestionariuszy: ZG i ZD. Za pomocą kwestionariusza ZG zdobywa się podstawowe informacje na temat wylosowanych do próby gospodarstw domowych i ich członków, ankieta ZD zawiera zaś pytania skierowane do poszczególnych członków tych gospodarstw (w wieku 15 lat i więcej) dotyczące ich aktywności na rynku pracy. Szczegółowe informacje na temat metodyki BAEL można znaleźć w opracowaniu GUS (2018a). Zmiany zachodzące w metodyce od początku prowadzenia badania, które mogą mieć znaczenie przy analizowaniu szeregów czasowych i porównywalności wyników, zostały wypunktowane przez Zgierską (2017). Wyniki badania publikowane są m.in. w kwartalnych opracowaniach *Aktywność ekonomiczna ludności Polski* (np. GUS, 2019a).

---

<sup>7</sup> Wzory formularzy są ustalane w corocznym rozporządzeniu Rady Ministrów w sprawie określenia wzorów formularzy sprawozdawczych, objaśnień co do sposobu ich wypełniania oraz wzorów kwestionariuszy i ankiet statystycznych stosowanych w badaniach statystycznych ustalonych w programie badań statystycznych statystyki publicznej.

<sup>8</sup> Z wyjątkiem II i III kwartału 1999 r., w których badanie nie zostało zrealizowane ze względu na wprowadzane zmiany metodologiczne.

<sup>9</sup> Wszystkie akty prawne, które mają wpływ na kształt BAEL, zostały wymienione w załączniku nr 1 do opracowania GUS (2018a).

<sup>10</sup> Z populacji wyłączone są osoby przebywające za granicą powyżej 12 miesięcy (do II kwartału 2012 r. – co najmniej trzy miesiące) oraz osoby mieszkające w obiektach zbiorowego zakwaterowania, takich jak hotele pracownicze, akademiki czy koszary wojskowe.

Przy porównywaniu obu wymienionych źródeł informacji na temat bezrobocia w Polsce należy mieć na uwadze ich odmiennność. Rejestr bezrobotnych służy do ewidencji osób, które z powodu bezrobocia zgłaszają się po pomoc do PUP. Natomiast BAEL ma na celu pokazanie faktycznej sytuacji na rynku pracy i zachodzących na nim zmian.

Poziom bezrobocia rejestrowanego zależy od obowiązującego prawa, którego regulacje wpływają na wielkość populacji osób uprawnionych do posiadania statusu bezrobotnego, a także na skłonność do rejestracji w PUP zarówno przez osoby uprawnione, jak i nieuprawnione. Zmniejszenie korzyści przysługujących osobom zarejestrowanym jako bezrobotne bądź utrudnienie dostępu do tych korzyści może powodować odpływ osób z bezrobocia rejestrowanego. Jak pisał Janukowicz (2010):

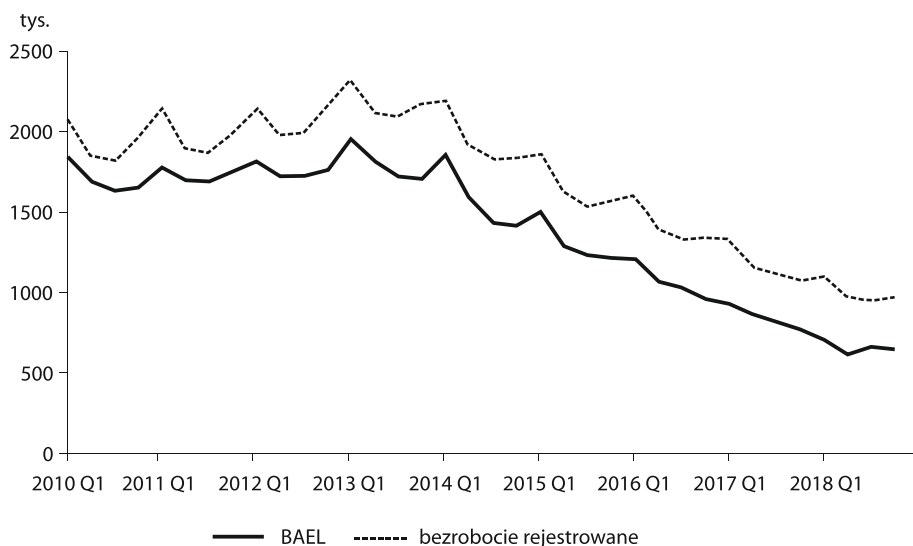
Liczba bezrobotnych ujęta w statystyce urzędów pracy w dużej mierze zależy od stopnia motywacji do zarejestrowania się jako osoby bezrobotne. Niechęć do rejestracji w urzędzie, spowodowana na przykład znikomymi szansami na znalezienie pracy bądź też brakiem otrzymania uprawnień do pobierania zasiłku, uniemożliwia w rzeczywistości poznanie prawdziwej skali problemu.

Zjawisko polegające na nierejestrowaniu się w PUP przez ludzi spełniających warunki uzyskania statusu osoby bezrobotnej jest określane w literaturze jako bezrobocie nierejestrowane (Kwiatkowski, 2005). Z kolei regulacje prawne korzystne dla osób ubiegających się o pomoc PUP mogą powodować napływ do bezrobocia rejestrowanego także osób niespełniających warunków uzyskania statusu bezrobotnego, tj. pracujących w szarej strefie bądź niezainteresowanych podjęciem pracy.

Klasyfikacja do grona bezrobotnych według metodyki BAEL nie jest uzależniona od figurowania w rejestrach administracyjnych. Osoby bez pracy, które jej poszukują oraz są gotowe i zdolne ją podjąć, ale nie rejestrują się w PUP jako bezrobotne, w badaniu bezrobocia rejestrowanego nie są zaliczane do grona bezrobotnych, podczas gdy w BAEL zostają przypisane właśnie do tej grupy. Inne różnice pomiędzy bezrobociem rejestrowanym a ustalonym na podstawie BAEL to m.in. odmienne definicje osoby bezrobotnej, różne metody pomiaru, a także różne okresy referencyjne<sup>11</sup>.

W latach 2010–2018 poziom bezrobocia rejestrowanego znacznie różnił się od poziomu bezrobocia oszacowanego na podstawie BAEL (wykr. 1). Kwartalna liczba bezrobotnych wyznaczona na podstawie rejestru osób bezrobotnych niezmiennie przewyższała szacunki z BAEL, przeciętnie o 318,4 tys. osób. Natomiast tendencje były podobne – od 2013 r. obserwowano systematyczny spadek liczby bezrobotnych.

<sup>11</sup> Dane z badania bezrobocia rejestrowanego prezentowane są według stanu na koniec okresu (miesiąca/kwartala/roku), natomiast dane z BAEL – z uwagi na równomierne rozłożenie próby badawczej w kwartale – prezentowane są jako przeciętna w kwartale (ew. przeciętna w roku).

**Wykr. 1.** Bezrobotni w Polsce

Uwaga. Q1 – pierwszy kwartał.

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników BAEL oraz zagregowanych danych ze sprawozdań MPIPS-01.

Przyczyn wyższego poziomu bezrobocia rejestrowanego można doszukiwać się – oprócz wymienionych różnic pomiędzy źródłami danych – w niespełnianiu warunków statusu bezrobotnego przez osoby widniejące w ewidencji PUP. Powszechnie uważa się, że wśród osób zarejestrowanych jako bezrobotne znajdują się takie, które pracują w szarej strefie bądź nie są zainteresowane podjęciem pracy. Według metodyki BAEL osoby te zasilają grono, odpowiednio, pracujących i biernych zawodowo.

#### 2.4. Wpływ polityki społecznej wobec bezrobotnych na rynek pracy

Ważnym obszarem podlegającym ustawom regulującym politykę rynku pracy i politykę społeczną są działania polegające na udzielaniu pomocy osobom bezrobotnym i ich rodzinom; celem tych działań jest m.in. zmniejszenie ekonomicznej uciążliwości braku dochodu. Służy temu np. wypłacanie zasiłku dla bezrobotnych. Do pobierania tego świadczenia uprawnione są osoby zarejestrowane jako bezrobotne we właściwym PUP, dla których urząd nie ma propozycji odpowiedniej pracy lub innej formy aktywizacji zawodowej. Istotne są również staż pracy bezrobotnego oraz wysokość jego wynagrodzenia w okresie poprzedzającym rejestrację. Szczegółowe warunki uzyskania tego świadczenia, jego wysokość, jak również okresy jego pobierania są określone w ustawie o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy. Zapisy w ustawie uzupełniono o regulacje wynikające z rozpo-



rządzenia ministra właściwego ds. pracy w sprawie szczegółowego trybu przyznawania zasiłku dla bezrobotnych, dodatku szkoleniowego, stypendium i dodatku aktywizacyjnego.

Zmiany prawa w tym zakresie w różnym stopniu motywowały osoby pozostające bez pracy do rejestracji w PUP. W badanym okresie zasiłku dla bezrobotnych nie można jednak uznać za główną przyczynę rejestracji – odsetek osób pobierających to świadczenie wśród zarejestrowanych w latach 2010–2018 kształtował się między 12,6% a 20,4%.

Innym przywilejem przysługującym bezrobotnym jest darmowe ubezpieczenie zdrowotne. Zgodnie z Ustawą z dnia 27 sierpnia 2004 r. o świadczeniach opieki zdrowotnej finansowanych ze środków publicznych<sup>12</sup> osoby zarejestrowane w PUP jako bezrobotne i ich rodziny są zgłaszane przez te urzędy do ubezpieczenia zdrowotnego. W ostatnich latach trwa dyskusja na temat słuszności tego rozwiązania (Popiołek i Piątkowska, 2013; Rzemek, 2014; Topolska, 2014). Zauważa się, że znaczna część osób rejestrujących się jako bezrobotne nie kieruje się chęcią znalezienia pracy, lecz chęcią uzyskania ubezpieczenia zdrowotnego, w związku z czym pracownicy PUP zajmują się obsługą osób niezainteresowanych podjęciem pracy.

Kolejną korzyść to możliwość otrzymania okresowych świadczeń z jednostek organizacyjnych pomocy społecznej. Bezrobocie jest, oprócz ubóstwa, najczęstszym powodem przyznawania takich świadczeń<sup>13</sup>. Osoby ubiegające się o świadczenia okresowe z tytułu bezrobocia zobowiązane są do przedstawienia dokumentu poświadczającego rejestrację w PUP, mimo że taki wymóg nie został przewidziany w ustawie o pomocy społecznej (Hryniewicka, 2011).

Świadczenia socjalne z tytułu bezrobocia spełniają dwie podstawowe funkcje: dochodową i motywacyjną. Zapewnienie dochodu w okresie bezrobocia ma w pewnym stopniu zrekomensować utratę wynagrodzenia wynikającą z utraty zatrudnienia i zabezpiecza przed zbyt drastycznym obniżeniem standardu życia z powodu braku pracy. Funkcja ta jest spełniona tym lepiej, im wyższa jest stopa zastąpienia, czyli stosunek zasiłku do wcześniej otrzymywanego wynagrodzenia. Natomiast realizacja funkcji motywacyjnej, polegającej na zachęceniu bezrobotnego do aktywnego poszukiwania pracy, jest efektywna w sytuacji stosunkowo dużej uciążliwości ekonomicznej bezrobocia, a więc gdy stopa zastąpienia pozostaje na dość niskim poziomie. Pomiędzy funkcją dochodową a motywacyjną istnieje zatem pewna wymienność, tj. realizacja jednej funkcji może stać w sprzeczności ze spełnieniem drugiej.

<sup>12</sup> Dz.U. 2004 nr 210, poz. 2135.

<sup>13</sup> Informacje o liczbie rodzin i liczbie osób w rodzinach, którym przyznano świadczenia społeczne, dostępne są na stronie [www.gov.pl/web/rodzina/statystyki-pomocy-spoecznej](http://www.gov.pl/web/rodzina/statystyki-pomocy-spoecznej) (dane zagregowane ze sprawozdań MRPiPS-03).

Świadczenia socjalne dla bezrobotnych niewątpliwie oddziałują na rynek pracy, w tym na wielkość zatrudnienia, bezrobocia i płac, poprzez wpływ na postępowanie i decyzje podmiotów związanych z rynkiem pracy: pracodawców, pracujących, bezrobotnych i biernych zawodowo (Kwiatkowski, 2013). Podstawowe pytanie stawiane w naukach ekonomicznych w kwestii świadczeń dla bezrobotnych dotyczy tego, czy motywują one do szukania pracy, czy też przeciwnie – sprawiają, że bezrobotni niezbyt pręźnie starają się o znalezienie nowego zatrudnienia.

Stawiana w literaturze przedmiotu hipoteza głosi, że zasiłki osłabiają motywację do aktywnego poszukiwania pracy i wydłużają okres bezrobocia (Kwiatkowski, 2013). W skrajnych przypadkach bezrobotni usatysfakcjonowani wysokością dochodu ze świadczeń dla bezrobotnych mogą całkowicie zaprzestać szukania pracy, godząc się na trwałe pozostawanie bez zatrudnienia. Utrwalenie biernej postawy wśród bezrobotnych prowadzi do tego, że świadczenia stają się dla nich głównym źródłem utrzymania, a bezrobocie – sposobem na życie. Uzależnienie się bezrobotnych i ich rodzin od pomocy z zewnątrz grozi dziedziczeniem ubóstwa i trwałą marginalizacją (Lewandowski, 2006). Świadczenia dla bezrobotnych mogą także zachęcać osoby bierne zawodowo do pozorowanego szukania pracy w celu korzystania z przywilejów wiążących się ze statusem osoby bezrobotnej, co może prowadzić do powiększania się grupy osób uważanych za bezrobotne.

Efekty systemu zasiłkowego w Polsce badali m.in. Kaczorowski, Kubiak, Kwiatkowski, Pawlega i Uścińska (2009). Na podstawie analizy danych z BAEL za lata 2004–2008 sformułowali oni wniosek, że bezrobotni z prawem do zasiłku częściej wykazują bierną postawę w poszukiwaniu pracy. Jest on zgodny ze stanowiskiem, według którego świadczenia dla bezrobotnych zmniejszają aktywność w staraniach o znalezienie nowego zatrudnienia.

## **2.5. Definicja bezrobocia biernego**

Zjawisko polegające na posiadaniu statusu osoby bezrobotnej w PUP pomimo niespełniania co najmniej jednego z podstawowych warunków posiadania statusu osoby bezrobotnej znane jest w literaturze jako bezrobocie pozorne. Wojciechowska (2006) wyróżnia wśród pozornie bezrobotnych dwie grupy: osoby, które pracują w szarej strefie, w związku z czym powinny zostać zaliczone do grona pracujących, oraz osoby, które zaniechały poszukiwań pracy, a więc powinny być uznane za bierne zawodowo. Podobnie Czapiński i Panek (2013) dzielą pozornie bezrobotnych na tych, którzy nie są zainteresowani pracą (nie szukają jej i/lub nie są gotowi jej podjąć), oraz pracujących na czarno lub w inny sposób osiągających dochód nie mniejszy niż minimalne wynagrodzenie za pracę.

Ludzie mający status osoby bezrobotnej, którzy nie pracują, a jednocześnie albo nie szukają pracy, albo nie chcą lub nie są gotowi jej podjąć, mogą znacznie różnić się od tych, którzy pracują w szarej strefie. Stąd też w celu przeciwdziałania tym zjawiskom należy stosować różne środki. W związku z tym Wilak (2018) zaproponował, aby od pozornie bezrobotnych oddzielić grupę osób biernych zawodowo i określać je mianem biernie bezrobotnych. Zgodnie z tą propozycją biernie bezrobotnymi nazywane będą te osoby zarejestrowane w PUP jako bezrobotne, które nie pracują, ale nie szukają pracy bądź nie są gotowe lub zdolne do jej podjęcia, a zatem nie powinny posiadać statusu osoby bezrobotnej.

## 2.6. Szacunki bezrobocia pozornego i biernego w Polsce

Lista opracowań podejmujących temat bezrobocia biernego w Polsce jest skromna. Do publikacji, w których częściowo omawia się to zagadnienie, należą raporty *Warunki i jakość życia Polaków* z projektu badawczego *Diagnoza społeczna*, realizowanego przez Radę Monitoringu Społecznego (Czapiński i Panek, 2013). Badanie było prowadzone z dwuletnią częstotliwością<sup>14</sup> od 2000 r. do 2015 r. Jedną z jego części dotyczyła wykluczenia społecznego, m.in. bezrobocia. W ramach badania szacowano odsetek osób spełniających główne kryteria zawarte w ustawowej definicji osoby bezrobotnej. Na podstawie tych szacunków można obliczyć odsetek zarejestrowanych w PUP, którzy nie spełniają jednego z trzech głównych warunków posiadania statusu osoby bezrobotnej (tabl. 1)<sup>15</sup>.

**Tabl. 1.** Odsetek osób zarejestrowanych w PUP niespełniających warunków posiadania statusu osoby bezrobotnej

Zarejestrowani w PUP jako bezrobotni, którzy:	2003	2005	2007	2009	2011	2013
~~~~~						
Nie są gotowi do podjęcia pracy .....	15,3	16,5	28,8	27,3	17,4	18,0
Nie szukają pracy .....	9,2	7,4	10,4	6,0	12,9	18,0
Pracują lub osiągają dochód <sup>a</sup> .....	6,6	8,5	8,8	15,2	10,1	2,2

a Pracują w pełnym wymiarze czasu lub osiągają dochód powyżej połowy minimalnego wynagrodzenia.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Czapiński i Panek (2013).

Według szacunków Czapińskiego i Panka osoby, które nie były gotowe podjąć pracy w latach 2003–2013, stanowiły od 15,3% do 28,8%, a po dodaniu osób, które nie szukały pracy – od 24,5% do 39,2%. Duży wzrost odsetka osób, które nie są gotowe do podjęcia pracy, obserwowano pomiędzy latami 2005 a 2007.

<sup>14</sup> Wyjątkiem jest trzyletni okres pomiędzy pierwszym a drugim badaniem.

<sup>15</sup> Ze względu na brak możliwości wyznaczenia odpowiednich wartości nie zaprezentowano danych za rok 2015.

Informacje na temat poziomu bezrobocia biernego znajdują się również w opracowaniach GUS (2019c, 2019d). Na podstawie BAEL zaprezentowano szacunki liczby osób zarejestrowanych w PUP w podziale na bezrobotnych, pracujących i biernych zawodowo zgodnie z definicjami zalecanymi przez MOP. Według tych szacunków w IV kwartale 2017 i 2018 r. odsetek biernych zawodowo wśród zarejestrowanych jako bezrobotni stanowił odpowiednio 50,4% i 51,8%.

Szeroką analizę bezrobocia pozornego i biernego w Polsce w latach 2001–2011 przeprowadził Wilak (2018). Przy wykorzystaniu danych jednostkowych z BAEL oszacowane zostały liczba i odsetek osób pozornie i biernie bezrobotnych w podziale na płeć, wiek, miejsce zamieszkania (miasto, wieś) i poziom wykształcenia, a także w przekroju województw. W wypadku bezrobocia biernego zaobserwowano m.in. duże zróżnicowanie względem płci – znacznie częściej cechowało ono kobiety. Odsetek biernie bezrobotnych wśród kobiet zarejestrowanych jako bezrobotne wynosił od 23,5% do 50,6%, podczas gdy wśród mężczyzn wahał się między 10,5% a 33,7%.

### **3. Metoda badania**

#### **3.1. Identyfikacja biernie bezrobotnych w BAEL**

Podstawą estymacji bezrobocia biernego są respondenci biorący udział w BAEL, którzy deklarują posiadanie statusu osoby bezrobotnej w PUP. Do ich wyodrębnienia wykorzystano pytanie: „Czy jest Pan(i) zarejestrowany(-na) w powiatowym urzędzie pracy jako bezrobotny(-na)?”, znajdujące się na końcu ankiety ZD. Trzeba mieć na uwadze, że odpowiedź na to pytanie jest nieweryfikowaną deklaracją osoby ankietowanej, a więc może nie być zgodna ze stanem faktycznym.

Identyfikacji biernie bezrobotnych dokonano za pomocą procedury zastosowanej przez Wilaka (2018), według której respondenci deklarujący posiadanie statusu bezrobotnego w PUP są podzieleni na trzy grupy: faktycznie, pozornie i biernie bezrobotnych<sup>16</sup>. Procedura ta bazuje na zmiennej wyznaczającej status respondenta na rynku pracy określony według rekomendowanych przez MOP definicji osób pracujących, bezrobotnych i biernych zawodowo. Respondenci deklarujący posiadanie statusu osoby bezrobotnej zarejestrowanej w PUP, mimo że w świetle odpowiedzi zawartych w ankiecie ich status określono jako biernych zawodowo, zgodnie z wyżej przyjętą definicją zaliczeni zostali do grona osób biernie bezrobotnych.

<sup>16</sup> Według takiej samej procedury w opracowaniu GUS (2019d) zestawiono liczbę osób deklarujących rejestrację w PUP jako bezrobotne w podziale na pracujących, bezrobotnych i biernych zawodowo zgodnie z definicjami stosowanymi w BAEL.

**Tabl. 2.** Podstawowe charakterystyki rozkładu liczby osób zidentyfikowanych jako biernie bezrobotne w kwartalnych próbach BAEL w latach 2010–2018

Domeny	min	$Q_1$	$Me$	$\bar{x}$	$Q_3$	max
O g ó ł e m .....	684	1104	1467	1332	1576	1764
<b>Płeć</b>						
Mężczyźni .....	221	366	500	458	543	665
Kobiety .....	463	737	950	875	1031	1115
<b>Wiek</b>						
18–24 lata .....	72	122	205	192	262	292
25–34 .....	179	284	380	353	419	473
35–44 .....	152	234	257	252	282	329
45–54 .....	123	209	295	271	336	381
55 lat i więcej .....	144	223	267	264	311	347
<b>Miejsce zamieszkania</b>						
Miasto .....	381	620	761	709	830	895
Wieś .....	303	473	691	624	737	934
<b>Poziom wykształcenia</b>						
Co najwyżej gimnazjalne .....	121	201	313	276	345	398
Zawodowe .....	245	370	528	474	563	643
Średnie .....	243	400	498	464	547	634
Wyższe .....	75	109	120	119	129	157

Uwaga. min – minimum,  $Q_1$  – kwartył 1,  $Me$  – mediana,  $\bar{x}$  – średnia,  $Q_3$  – kwartył 3, max – maksimum.

Źródło: opracowanie własne na podstawie jednostkowych danych z BAEL.

Liczba reprezentantów osób biernie bezrobotnych w kwartalnych próbach BAEL waha się pomiędzy 684 a 1764; jej przeciętna wartość wynosi 1332 (tabl. 2). Najliczniej reprezentowaną domenę stanowią kobiety, których w kwartalnej próbie jest przeciętnie 875, a najmniejszą liczbę reprezentantów wśród analizowanych domen mają osoby z wykształceniem wyższym, których minimalna liczba w próbach kwartalnych wynosi 75, a przeciętna wartość jest równa 119.

### 3.2. Idea kalibracji wag

Do estymacji bezrobocia biernego wykorzystano podejście kalibracyjne. Metoda kalibracji wag jest techniką powszechnie wykorzystywaną w praktyce badań reprezentacyjnych. Opiera się na korekcie wag z badania, w wyniku której przeważone wartości zmiennych pomocniczych w próbie sumują się do ich znanych wartości globalnych. Zapewnia to często postulowaną w badaniach statystycznych zgodność rozumianą jako otrzymywanie takich samych szacunków w różnych badaniach statystycznych. Co więcej, w przypadku gdy zmienne pomocnicze są silnie skorelowane z inną zmienną, można się spodziewać, że oszacowania jej parametrów przy zastosowaniu skalibrowanych wag będą się charakteryzowały wyższą jakością.

Podejście kalibracyjne stosowane jest także jako środek zaradczy na powszechnie spotykane w badaniach ankietowych braki odpowiedzi, które mają negatywny wpływ na proces estymacji. Problem ten dotyczy również BAEL, w którym odsetek zbadanych mieszkań w ostatnich latach systematycznie malał – w roku 2018 wynosił poniżej 60%. Braki odpowiedzi nie tylko zmniejszają efektywną liczebność próby – co przekłada się na zmniejszenie precyzji szacunków – lecz także są źródłem błędów nielosowych. Wynika to z faktu, że osoby odmawiające odpowiedzi mogą różnić się od respondentów pod względem pewnych kluczowych cech. W związku z tym braki odpowiedzi mogą powodować również zniekształcenie rozkładu badanej cechy i w konsekwencji obciążenie oszacowań jego parametrów. Wykorzystanie podejścia kalibracyjnego w sytuacji braków odpowiedzi służy takiej modyfikacji wag, żeby z jednej strony zrekomensować utratę informacji, a z drugiej – zredukować obciążenie szacunków wynikające z nielosowego charakteru braków odpowiedzi.

Teoretyczne podstawy kalibracji zostały sformułowane przez Deville'a i Särndala (1992), którzy przedstawili sposób konstrukcji estymatora kalibracyjnego wartości globalnej przy założeniu, że znane są wartości zmiennych pomocniczych dla wszystkich jednostek w próbie. Z kolei temat podejścia kalibracyjnego w sytuacji braków odpowiedzi podejmowany był m.in. w pracach Särndala i Lundströma (2005) oraz Szymkowiaka (2019).

### 3.3. Formalne ujęcie kalibracji wag

W niniejszym artykule rozważana jest sytuacja braków odpowiedzi w badanej próbie. Niech  $U$  oznacza populację, a  $s \subseteq U$  – próbę wylosowaną z tej populacji. Oznaczmy przez  $r \subseteq s$  tę część próby wylosowanej do badania, w której znajdują się tylko zbadane jednostki. Niech  $d_j: j \in r$  będą wagami, które podlegają kalibracji, a  $w_j: j \in r$  – szukanymi wagami kalibracyjnymi. Niech  $\mathbf{x} = (\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_K)$  będzie wektorem zmiennych pomocniczych o znanych wartościach jednostkowych  $\mathbf{x}_j = (x_{1j}, \dots, x_{Kj})$ ,  $j \in r$ , a także znany wektorze wartości globalnych  $\mathbf{X} = \sum_{j \in U} \mathbf{x}_j = (\sum_{j \in U} x_{1j}, \dots, \sum_{j \in U} x_{Kj})$ . Ponadto niech  $G(\cdot)$  będzie funkcją odległości pomiędzy ilorazem  $\frac{w_j}{d_j}$  a 1. Funkcja  $G(\cdot)$  powinna spełniać następujące warunki: ściśła wypukłość, dwukrotna różniczkowalność,  $G(\cdot) \geq 0$ ,  $G'(1) = 0$ ,  $G''(1) = 1$ .

Wyznaczanie wag kalibracyjnych  $w_j: j \in r$  przy wykorzystaniu wektora zmiennych pomocniczych  $\mathbf{x}$  sprowadza się do:

- minimalizacji funkcji odległości:

$$\sum_{j \in r} d_j G\left(\frac{w_j}{d_j}\right) \rightarrow \min \quad (1)$$

- spełnienia równań kalibracyjnych:

$$\sum_{j \in r} w_j x_j = X \quad (2)$$

- spełnienia warunków ograniczających:

$$L_1 \leq \frac{w_j}{d_j} \leq L_2 \quad L_1 < 1 < L_2 \quad j \in r \quad (3)$$

Minimalizacja funkcji odległości (1) ma na celu otrzymanie takich wag kalibracyjnych, które przy przyjętej funkcji odległości są możliwie najbliższe wagom podlegającym kalibracji. Dzięki spełnieniu równań kalibracyjnych (2) wagi wyznaczone są w taki sposób, aby przy ich zastosowaniu wszystkie przeważone zmienne pomocnicze sumowały się w próbie do wartości globalnych. Ponieważ niektóre funkcje odległości mogą generować wagi ujemne bądź ekstremalne, na wagi kalibracyjne  $w_j$  często wprowadza się ograniczenia. Mówi o tym warunek (3), z którego wynika, że  $d_j L_1 \leq w_j \leq d_j L_2$ . Zbyt restrykcyjne przyjęcie parametrów  $L_1$  i  $L_2$  może jednak powodować brak zbieżności algorytmu iteracyjnego i w konsekwencji niespełnienie równań kalibracyjnych.

Przy wyborze funkcji  $G(\cdot)$  istnieje pewna dowolność. W literaturze omawiane są takie jej postaci, jak m.in. metody:

- liniowa:

$$G_1(x) = \frac{1}{2}(x - 1)^2 \quad (4)$$

- wykładnicza (raking<sup>17</sup>):

$$G_2(x) = x(\log x - 1) + 1 \quad (5)$$

- logitowa:

$$G_3(x) = \left[ (x - L_1) \log \left( \frac{x - L_1}{1 - L_1} \right) + (L_2 - x) \log \left( \frac{L_2 - x}{L_2 - 1} \right) \right] \frac{(1 - L_1)(L_2 - 1)}{L_2 - L_1} \quad (6)$$

<sup>17</sup> Raking (także Raking Ratio Estimation) jako metoda poszukiwania liczebności w tablicy kontyngencji bazująca na algorytmie IPF (Iterative Proportional Fitting) jest szczególnym przypadkiem kalibracji wag (Szymkowiak, 2019). W polskiej literaturze nie ma adekwatnego tłumaczenia nazwy tej metody, dlatego w jej opisie często pozostawia się oryginalną nazwę.

- z sinusem hiperbolicznym:

$$G_4(x) = \frac{1}{2\alpha} \int_1^x \sin h\left(\alpha - \frac{\alpha}{t}\right) dt, \quad \text{gdzie } \sin h(x) = \frac{e^x - e^{-x}}{2} \quad (7)$$

Zastosowanie metody liniowej daje takie same wyniki jak estymator GREG z identycznym zestawem zmiennych pomocniczych, problemem jest jednak możliwość występowania wag ujemnych. Raking daje wagi dodatnie, mogą natomiast wystąpić wagi ekstremalne, które znacznie różnią się od wag wejściowych. W przypadku metod logitowej i z sinusem hiperbolicznym można nałożyć ograniczenia ujęte w warunku ograniczającym (3), tak aby wagi kalibracyjne nie różniły się zbyt od wag wejściowych. Parametr  $\alpha$  w funkcji odległości  $G_4$  przyjmuje wartości dodatnie i pozwala sterować stopniem rozrzutu wag kalibracyjnych w stosunku do wag wyjściowych. W omawianym badaniu zastosowano wszystkie cztery funkcje, spośród których wybrano tę, której użycie daje wagi kalibracyjne o najlepszych własnościach.

Wyznaczenie wag kalibracyjnych  $w_j$  sprowadza się do znalezienia rozwiązania zadania minimalizacji opisanego w warunku (1) przy jednoczesnym spełnieniu równań kalibracyjnych (2). Można w tym celu wykorzystać metodę czynników nieoznaczonych Lagrange'a, służącą do znajdowania ekstremum warunkowego funkcji różniczkowalnej. Funkcja Lagrange'a wyraża się wtedy wzorem:

$$\mathcal{L}(\mathbf{w}, \boldsymbol{\lambda}; \mathbf{d}) = \sum_{j \in r} d_j G\left(\frac{w_j}{d_j}\right) - \boldsymbol{\lambda}^T \left( \sum_{j \in r} w_j \mathbf{x}_j - \mathbf{X} \right) \quad (8)$$

gdzie  $\boldsymbol{\lambda}^T = (\lambda_1, \dots, \lambda_K)^T$  jest wektorem mnożników (czynników nieoznaczonych) Lagrange'a. Równania Lagrange'a wyrażają się zatem wzorem:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial w_j} = d_j \frac{\partial}{\partial w_j} G\left(\frac{w_j}{d_j}\right) - \boldsymbol{\lambda}^T \mathbf{x}_j = 0 \quad (9)$$

Ostatecznie wagi kalibracyjne wyznaczone za pomocą metody czynników nieoznaczonych Lagrange'a można przedstawić w postaci:

$$w_j = d_j F(\mathbf{x}_j^T \boldsymbol{\lambda}) = d_j g_j \quad (10)$$

gdzie:

$g_j = F(\mathbf{x}_j^T \boldsymbol{\lambda})$  – tzw. mnożniki wagowe (kalibracyjne),

$F(\cdot) = G'^{-1}(\cdot)$  – funkcja kalibracyjna, która jest funkcją odwrotną do pierwszej pochodnej funkcji odległości  $G(\cdot)$ .



Postaci funkcji kalibracyjnych  $F(\cdot)$  dla wybranych funkcji odległości  $G(\cdot)$  można znaleźć m.in. w pracach Deville'a i Särndala (1992) czy Szymkowiaka (2019).

Do wyznaczenia wag kalibracyjnych (10) w dalszym ciągu niezbędna jest znajomość wektora mnożników Lagrange'a  $\lambda$ , którego postać można znaleźć, rozwiązując równanie kalibracyjne (2):

$$\sum_{j \in r} w_j F(x_j^T \lambda) x_j = X \quad (11)$$

Wyznaczenie wektora  $\lambda$  czynników nieoznaczonych Lagrange'a, a w konsekwencji wag kalibracyjnych (10), zależy od postaci funkcji  $G(\cdot)$ . W metodzie liniowej istnieje możliwość jawnego przedstawienia wag kalibracyjnych w postaci odpowiedniego wzoru (Szymkowiak, 2019). W przypadku funkcji  $G_2$ ,  $G_3$  i  $G_4$  wymagane jest zastosowanie podejścia iteracyjnego. Algorytmy wyznaczania wektora  $\lambda$  dla tych funkcji można znaleźć m.in. w pracy Szymkowiaka (2019).

### 3.4. Ocena precyzji estymacji za pomocą bootstrapu

Precyzja estymacji należy do głównych aspektów jej jakości. Najczęściej stosowaną miarą precyzji estymacji jest wariancja estymatorów, a także obliczany na jej podstawie względny błąd szacunku REE (ang. *relative estimation error*).

Precyzja estymacji w badaniach reprezentacyjnych zależy od liczebności próby, schematu losowania próby oraz zastosowanego estymatora. W praktyce, w tym także w BAEL, najczęściej stosuje się złożone metody doboru próby, uwzględniające takie zabiegi jak warstwowanie, losowanie wielostopniowe czy nadreprezentację. Również procedury estymacji stosowane w badaniach statystycznych są często złożone i mogą obejmować m.in. kalibrację wag. W BAEL próby wybierane są za pomocą losowania dwustopniowego z warstwowaniem, a estymację charakterystyk przeprowadza się z wykorzystaniem wag konstruowanych w dwukrokowej procedurze. W takich przypadkach analityczne wyprowadzenie wariancji jest często bardzo trudne lub wręcz niemożliwe, a zatem należy ją wyznaczyć w inny sposób.

W literaturze można znaleźć propozycje różnych metod szacowania wariancji w przypadku złożonych procedur estymacji; jedną z najczęściej stosowanych jest zainicjowana przez Efrona (1979) metoda bootstrap. Opiera się ona na założeniu, że rozkład badanego parametru w próbie jest taki sam jak w populacji. W procedurze bootstrapu do szacowania rozkładu estymatorów wykorzystuje się podejście Monte Carlo – próbę traktuje się jak populację, z której za pomocą przyjętego w badaniu schematu losowania generuje się wielokrotnie próby bootstrapowe,

a następnie na ich podstawie oblicza się wartości estymatorów. Za oszacowanie rozkładu estymatora przyjmuje się jego empiryczny rozkład w próbie otrzymany w wyniku zastosowania metody Monte Carlo.

W badaniu omawianym w niniejszym artykule do estymacji wariancji wykorzystano wersję bootstrapu dostosowaną przez Rao i Wu (1988) do losowania dwustopniowego z warstwowaniem, z uwzględnieniem modyfikacji wprowadzonych przez Rao, Wu i Yue (1992). Metoda ta znana jest w literaturze jako Rao-Wu bootstrap lub rescaling bootstrap (RBS), a wykorzystywana (m.in. w BAEL) do wyznaczania względnego błędu szacunku. Ogólna procedura jest następująca:

1. Losowanie próby bootstrapowej. Z każdej warstwy  $h$  niezależnie, spośród wszystkich  $n_h$  wylosowanych do próby jednostek pierwszego stopnia (JPS), wybiera się  $m_h$  jednostek za pomocą losowania prostego ze zwracaniem. Wszystkie jednostki drugiego stopnia z próby, które znajdują się w wylosowanych JPS, tworzą próbę bootstrapową.
2. Wyznaczenie wag bootstrapowych. Niech  $d_j$  oznacza wagę pierwotną  $j$ -tej jednostki drugiego stopnia, zaś  $c_j$  liczbę wylosowań tej jednostki do próby bootstrapowej. Waga bootstrapowa  $j$ -tej jednostki drugiego stopnia przyjmuje postać:

$$d_j^* = \left[ \left( 1 - \left( \frac{m_h}{n_h - 1} \right)^{1/2} \right) + \left( \frac{m_h}{n_h - 1} \right)^{1/2} \left( \frac{n_h}{m_h} \right) c_j \right] d_j \quad (12)$$

3. Wyznaczenie oceny estymatora bootstrapowego. Na podstawie wylosowanej próby bootstrapowej, przy wykorzystaniu wag bootstrapowych, oblicza się wartość estymatora bootstrapowego  $\hat{Y}^*$ . W tym celu na wagach bootstrapowych wykonuje się wszystkie niezbędne zabiegi, aby z wag pierwotnych otrzymać wartość oryginalnego estymatora  $\hat{Y}$ , w tym kalibrację wag.
4. Wielokrotne próbkowanie. Kroki 1–3 powtarza się  $B$  razy, w wyniku czego otrzymuje się  $B$  ocen estymatora bootstrapowego:  $\hat{Y}^{*1}, \dots, \hat{Y}^{*B}$ .
5. Estymacja wariancji. Oszacowanie wariancji estymatora  $\hat{Y}$  ma postać:

$$D^2(\hat{Y}) = \frac{1}{B-1} \sum_{b=1}^B (\hat{Y}^{*b} - \bar{Y}^*)^2, \quad \text{gdzie } \bar{Y}^* = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \hat{Y}^{*b} \quad (13)$$

Implementacja powyższej procedury wiąże się z wyborem liczby losowanych jednostek  $m_h$ . Kolenikov (2010) oraz Bruch, Münnich i Zins (2011) zalecają, aby z każdej warstwy losować  $m_h = n_h - 1$  jednostek losowania pierwszego stopnia. Wagi bootstrapowe (12) przyjmują wtedy postać:

$$d_j^* = \left( \frac{n_h}{n_h - 1} c_j \right) d_j \quad (14)$$

Należy również wybrać odpowiednio dużą liczbę replikacji  $B$ , ponieważ im większa liczba, tym bardziej zwiększa się dokładność bootstrapu, choć towarzyszy temu wzrost czasochłonności obliczeń. W wielu przypadkach wystarcza już 100 powtórzeń (Bruch i in., 2011). W BAEL stosuje się 500 replikacji.

### 3.5. Procedura estymacji

W badaniu omawianym w niniejszym artykule do estymacji bezrobocia pozornego i biernego wykorzystano podejście kalibracyjne. Zastosowano procedurę dwukrokową, podobną do stosowanej w BAEL (GUS, 2019a). Różnica polega na uwzględnieniu w drugim kroku kalibracji dodatkowych zmiennych pomocniczych dotyczących bezrobocia rejestrowanego, a także z wykorzystania różnych funkcji odległości.

W pierwszym kroku wagi pierwotne, będące odwrotnością prawdopodobieństwa wylosowania do próby  $j$ -tej jednostki, korygowane są ze względu na braki odpowiedzi. Na podstawie wag pierwotnych wylosowanych do próby mieszkań wyznacza się szacunki liczby mieszkań, które powinny zostać zbadane. Oblicza się je w przekroju województw i klas miejscowości. Następnie szacunki te wykorzystuje się jako wartości globalne w procesie kalibracji wag pierwotnych. Wynikiem tego zabiegu są tzw. wagi pośrednie, będące jednocześnie finalnymi wagami mieszkań, które z kolei przypisuje się osobom zamieszkującym zbadane mieszkania.

W drugim kroku modyfikacji podlegają wagi pośrednie przypisane wspomnianym osobom. Są one korygowane w taki sposób, aby odtwarzały znaną ze źródeł zewnętrznych strukturę demograficzną badanej populacji, a także liczby osób zarejestrowanych w PUP jako bezrobotne. Finalne wagi osób sumują się do wartości globalnych liczby osób w 102 domenach jednocześnie:

- 48 domen osób w wieku 15 lat i więcej w podziale na płeć  $\times$  miejsce zamieszkania (miasto, wieś)  $\times$  wiek (15–17, 18–19, 20–24, 25–29, 30–34, 35–39, 40–44, 45–49, 50–54, 55–59, 60–64, 65 lat i więcej);
- 54 domeny osób zarejestrowanych w PUP jako bezrobotne w podziale na:
  - płeć  $\times$  wiek (mniej niż 25, 25–34, 35–44, 45–54, 55 lat i więcej);
  - płeć  $\times$  miejsce zamieszkania (miasto, wieś);
  - płeć  $\times$  poziom wykształcenia (co najwyżej gimnazjalne, zasadnicze zawodowe, średnie, wyższe);
  - płeć  $\times$  województwo.

Wektor zmiennych pomocniczych  $\mathbf{x} = (\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_{102})$  składa się ze zmiennych indykatorych, gdzie zmienna  $\mathbf{x}_k: k = 1, \dots, 102$  jest równa 1 dla osób należących do  $k$ -tej domeny, a dla pozostałych osób przyjmuje wartość 0. Wartości globalne  $X_k: k = 1, \dots, 48$  dla pierwszych 48 zmiennych pomocniczych przyjęto takie, jakie zostały zastosowane przy konstrukcji wag w BAEL. Dla pozostałych zmiennych pomocniczych jako wartości globalne  $X_k: k = 49, \dots, 102$  przyjęto liczbę osób zarejestrowanych w PUP

jako bezrobotne według stanu na koniec kwartału. Dane na ten temat, pochodzące ze sprawozdań MPiPS-01, zaczerpnięto ze strony internetowej Banku Danych Lokalnych (BDL) GUS.

Powyższa procedura jest przykładem podejścia dwukrokowego typu B, w którym w procesie estymacji uwzględnia się zmienne pomocnicze o wartościach znanych na poziomie próby (pierwszy krok) oraz zmienne pomocnicze o wartościach znanych na poziomie całej populacji (drugi krok) (Särndal i Lundström, 2005).

W procesie estymacji zastosowano wszystkie cztery funkcje odległości opisane wzorami (4)–(7). W przypadku metod logitowej i z sinusem hiperbolicznym zastosowano ograniczenia na wagi kalibracyjne (3) w postaci<sup>18</sup>  $L_1 = 0,25$ , a  $L_2 = 4$ . Wyboru ostatecznej postaci funkcji  $G(\cdot)$  dokonano na podstawie analizy statystycznych własności uzyskanych wag kalibracyjnych.

Za pomocą wag kalibracyjnych otrzymanych przy zastosowaniu wybranej funkcji odległości wyznaczono oceny estymatorów kalibracyjnych liczby biernie bezrobotnych i ich odsetka wśród osób zarejestrowanych w PUP jako bezrobotne. Szacunki przeprowadzono dla lat 2010–2018 w ujęciu kwartalnym, w podziale na:

- płeć (kobiety, mężczyźni);
- pięć grup wieku (mniej niż 25, 25–34, 35–44, 45–54, 55 lat i więcej);
- miejsce zamieszkania (miasto, wieś);
- poziom wykształcenia (co najwyżej gimnazjalne, zasadnicze zawodowe, średnie, wyższe).

Łącznie otrzymano po 468 (36 kwartałów  $\times$  13 domen) ocen estymatora liczby i odsetka biernie bezrobotnych, które dla domeny  $d$  i kwartału  $t$  zostały wyznaczone za pomocą wzorów:

$$\hat{Y}_{dt} = \sum_{j \in r_{dt}} 1_B(j) w_j \quad (15)$$

$$\hat{p}_{dt} = \frac{\hat{Y}_{dt}}{Y_{dt}^{rej}} \quad (16)$$

gdzie:

$r_{dt}$  – zbiór respondentów,

$1_B(j)$  – funkcja charakterystyczna zbioru osób zidentyfikowanych jako biernie bezrobotne,

$Y_{dt}^{rej}$  – liczba osób zarejestrowanych w PUP jako bezrobotne.

<sup>18</sup> Ograniczeń  $(L_1, L_2)$  szukano w zbiorze  $\left\{ \left( \frac{1}{k}, k \right) : k \in N \right\}$ . Ostatecznie wybrano możliwie najbardziej restrykcyjne ograniczenia, a więc zastosowano najmniejsze  $k$ , dla którego osiągnięta była zbieżność iteracyjnego algorytmu wyznaczania wag.

Jakość otrzymanych ocen estymatora kalibracyjnego przeanalizowano za pomocą metody Rao-Wu bootstrap. Dla każdej z 468 ocen estymatora liczby i odsetka osób bezrobotnych wyznaczono względny błąd szacunku REE w postaci:

$$REE(\hat{Y}_{dt}) = REE(\hat{p}_{dt}) = \frac{\sqrt{D^2(\hat{Y}_{dt})}}{|\hat{Y}_{dt}|} \quad (17)$$

gdzie:

$\hat{Y}_{dt}$  – ocena estymatora liczby biernie bezrobotnych w domenie  $d$  ( $d = 1, 2, \dots, 13$ ) i kwartale  $t$  ( $t = 1, 2, \dots, 36$ ),

$D^2(\hat{Y}_{dt})$  – oszacowanie jego wariancji według wzoru (14).

Do ich wyznaczenia dla każdego z kwartałów  $t$  ( $t = 1, \dots, 36$ ) wykonano  $B = 500$  replikacji. Równość  $REE(\hat{Y}_{dt}) = REE(\hat{p}_{dt})$  w równaniu (17) wynika stąd, że w mianowniku estymatora frakcji we wzorze (16) liczba zarejestrowanych w PUP jako bezrobotni  $Y_{dt}^{rej}$  jest wartością stałą, tzn. nie jest obciążona błędem estymacji, a zatem:

$$\begin{aligned} REE(\hat{p}_{dt}) &= \frac{\sqrt{D^2(\hat{p}_{dt})}}{|\hat{p}_{dt}|} = \frac{\sqrt{D^2(\hat{Y}_{dt}/Y_{dt}^{rej})}}{|\hat{Y}_{dt}/Y_{dt}^{rej}|} = \frac{\sqrt{D^2(\hat{Y}_{dt})/Y_{dt}^{rej}/Y_{dt}^{rej}}}{|\hat{Y}_{dt}/Y_{dt}^{rej}|} = \frac{\sqrt{D^2(\hat{Y}_{dt})}}{|\hat{Y}_{dt}|} \\ &= REE(\hat{Y}_{dt}) \end{aligned} \quad (18)$$

## 4. Wyniki badań

### 4.1. Analiza wyników kalibracji

W ocenie wyników kalibracji wag wzięto pod uwagę następujące aspekty: stopień odтворzenia znanych wartości globalnych, występowanie wag ujemnych, występowanie wag ekstremalnych oraz stopień odchylenia wag kalibracyjnych od pierwotnych. Z oceny wynika, że:

- wszystkie zastosowane podejścia pozwoliły osiągnąć cel kalibracji, jakim jest odтворzenie znanych wartości globalnych zmiennych pomocniczych;
- zastosowanie podejścia liniowego skutkuje otrzymaniem ujemnych wag (tabl. 3), co sprawia, że w tym przypadku nie jest ono zalecane;
- za pomocą rakingu otrzymuje się wagi najbardziej odstające od przeciętnych, co jest własnością niepożądaną;

- w przypadku rakingu występują znaczne odchylenia od wag pierwotnych, co również jest niewskazane; najmniejsze odchylenia wag kalibracyjnych uzyskuje się za pomocą metod logitowej i z sinusem hiperbolicznym.

**Tabl. 3.** Podstawowe charakterystyki rozkładu wag i mnożników kalibracyjnych

Metoda	min	$Q_1$	$Me$	$\bar{x}$	$Q_3$	max	$Sd$
<b>Wagi kalibracyjne</b>							
Liniowa .....	-1038,4	245,8	378,3	447,5	564,1	3993,3	299,1
Raking .....	28,2	249,4	374,6	447,5	552,7	5072,8	302,2
Logitowa .....	27,5	247,0	374,3	447,5	557,9	3825,1	300,1
Z sinusem hiperbolicznym .....	29,7	242,2	373,8	447,5	567,3	3605,9	300,2
<b>Mnożniki kalibracyjne</b>							
Liniowa .....	-3,550	1,333	1,677	1,840	2,188	9,288	0,791
Raking .....	0,185	1,332	1,636	1,841	2,106	14,116	0,803
Logitowa .....	0,411	1,312	1,640	1,840	2,151	9,383	0,791
Z sinusem hiperbolicznym .....	0,417	1,268	1,669	1,840	2,244	9,293	0,793

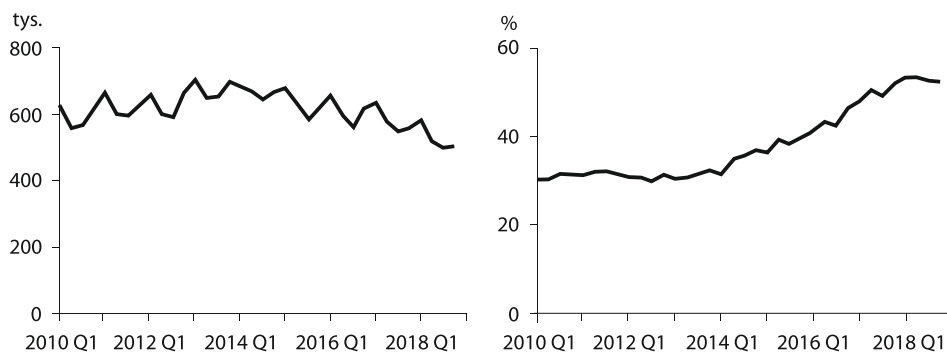
Uwaga. Jak przy tabl. 2.  $Sd$  – odchylenie standardowe.

Źródło: opracowanie własne na podstawie jednostkowych danych z BAEL oraz zagregowanych danych ze sprawozdań MPiPS-01.

Wagi otrzymane za pomocą metod logitowej i z sinusem hiperbolicznym charakteryzują się najlepszymi własnościami. Ze względu na szybkość osiągania zbieżności algorytmu wyznaczania wag kalibracyjnych, co jest szczególnie ważne w przypadku czasochłonnej procedury bootstrap, w dalszej części pracy zastosowano metodę logitową.

#### 4.2. Analiza wyników estymacji kalibracyjnej

W latach 2010–2013 liczba biernie bezrobotnych charakteryzowała się nieznacznym trendem rosnącym (wykr. 2, tabl. 4). Maksymalną wartość równą 699,3 tys. osiągnęła w I kwartale 2013 r. Z kolei od roku 2014 obserwuje się nieznaczną tendencję malejącą liczby biernie bezrobotnych. Jej najniższa wartość wynosząca 497,5 tys. została osiągnięta w III kwartale 2018 r. Tendencja spadkowa liczby biernie bezrobotnych po roku 2013 odpowiada zmianom dotyczącym liczby wszystkich osób zarejestrowanych w PUP jako bezrobotne (wykr. 1), jednak dynamika zmian liczby biernie bezrobotnych jest znacznie mniejsza. W efekcie po roku 2014 obserwuje się znaczący wzrost frakcji biernie bezrobotnych. Od II kwartału 2017 r. przekracza ona poziom 50% (z wyjątkiem III kwartału 2017 r.), osiągając w II kwartale 2018 r. maksymalną wartość 53,3%. Natomiast do roku 2014 odsetek biernie bezrobotnych utrzymywał się na poziomie niewiele wyższym niż 30%, raz tylko spadając nieznacznie poniżej tej granicy.

**Wykr. 2.** Liczba i odsetek biernie bezrobotnych

Uwaga. Jak przy wykr. 1.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych jednostkowych z BAEL oraz zagregowanych danych ze sprawozdań MPiS-01.

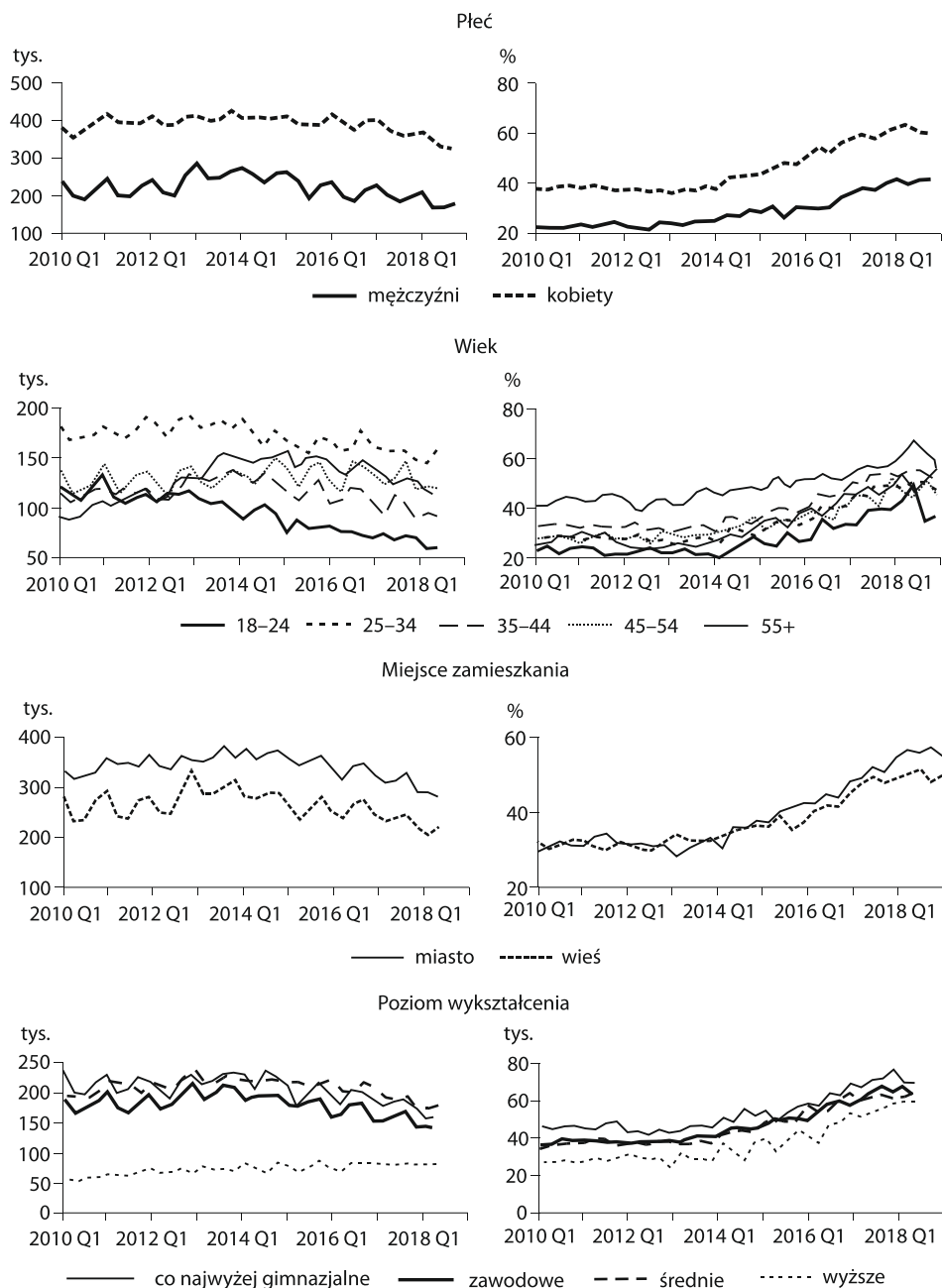
Bezrobocie bierne charakteryzuje się zróżnicowaniem ze względu na płeć (wykr. 3 i tabl. 4). Kobiety zarejestrowane jako bezrobotne znacznie częściej niż mężczyźni cechują się biernością w tym zakresie. Odsetek biernie bezrobotnych kobiet w analizowanych latach przyjmował wartości między 36,3% a 63,8%, a jego przeciętny poziom wyniósł 46,1%. Wśród mężczyzn zmieniał się między 21,6% a 42,0%, przyjmując przeciętną wartość równą 28,9%.

Na poziom bezrobocia biernego wpływają też wiek i poziom wykształcenia. Domenami, w których obserwuje się stosunkowo duży odsetek biernie bezrobotnych, są osoby w wieku 55 lat i więcej oraz osoby z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym (wykr. 3). Natomiast miejsce zamieszkania ma niewielki wpływ na poziom badanego zjawiska. W analizowanym okresie odsetek biernie bezrobotnych mieszkających na wsi i odsetek mieszkających w mieście były zbliżone (wykr. 3 i tabl. 4).

W niektórych domenach – m.in. w grupie osób w wieku 18–24 lat czy w grupie osób z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym – w ostatnich kwartałach analizowanego okresu można było zaobserwować dość znaczny spadek odsetka biernie bezrobotnych. Interpretacja tych wyników wymaga przeprowadzenia szacunków obejmujących kolejne kwartały.

Do oceny precyzji estymacji wykorzystano względny błąd szacunku REE wyznaczony za pomocą bootstrapu. Najmniejszą precyzją cechują się domeny o najniższej liczbie reprezentantów bezrobocia biernego w próbie, a więc grupy osób w wieku 55 lat i więcej oraz osób z wykształceniem wyższym, w których przeciętne wartości REE wyniosły odpowiednio 5,9% i 7,0% (tabl. 4). Natomiast w żadnym wypadku wartość REE nie przekroczyła 10%. Można zatem uznać, że szacunki liczby i odsetka biernie bezrobotnych, zarówno ogółem dla całej populacji, jak i we wszystkich badanych przekrojach, cechują się akceptowalną precyzją.

**Wykr. 3.** Liczba i odsetek biernie bezrobotnych według płci, wieku, miejsca zamieszkania i poziomu wykształcenia



Uwaga. Jak przy wykr. 1.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych jednostkowych z BAEL oraz zagregowanych danych ze sprawozdań MPIS-01.



**Tabl. 4.** Podstawowe charakterystyki rozkładu liczby i odsetka biernie bezrobotnych oraz względnego błędu szacunku REE w latach 2010–2018

Domeny	Liczba biernie bezrobotnych w tys.					Odsetek biernie bezrobotnych					REE							
	min	Q <sub>1</sub>	Me	$\bar{x}$	Q <sub>3</sub>	max	min	Q <sub>1</sub>	Me	$\bar{x}$	Q <sub>3</sub>	max	min	Q <sub>1</sub>	Me	$\bar{x}$	Q <sub>3</sub>	max
Ogółem .....	497,5	579,8	616,8	612,7	655,0	699,3	29,8	31,2	35,1	38,0	43,7	53,3	1,9	2,0	2,1	2,1	2,1	2,9
<b>Płeć</b>																		
Mężczyźni .....	168,6	197,7	220,4	221,5	245,4	285,6	21,6	23,6	26,8	28,9	31,8	42,0	3,4	3,5	3,7	3,9	4,2	5,6
Kobiety .....	325,8	378,2	396,3	391,1	408,7	429,7	36,3	37,8	42,6	46,1	54,9	63,8	2,0	2,2	2,3	2,4	2,4	3,2
<b>Wiek</b>																		
18–24 lat .....	45,5	64,6	88,5	85,1	102,8	128,3	23,1	25,5	27,5	30,8	35,7	51,4	4,4	4,9	5,4	5,9	6,6	9,6
25–34 .....	141,3	159,0	170,3	170,7	182,0	195,3	28,2	30,4	32,8	37,1	42,9	58,1	3,4	3,5	3,8	3,9	4,0	5,3
35–44 .....	96,9	110,8	116,9	120,1	130,7	147,2	26,2	28,7	32,4	36,2	42,8	55,9	4,0	4,5	4,6	4,8	5,0	6,6
45–54 .....	79,5	102,8	116,1	113,6	124,9	140,3	27,5	32,0	34,6	37,4	42,9	53,6	4,0	4,3	4,5	4,9	5,3	7,3
55 lat i więcej .....	78,3	106,9	125,7	123,2	144,0	156,8	40,1	45,9	49,5	51,1	55,5	68,8	3,5	3,8	4,1	4,2	4,4	5,4
<b>Miejsce zamieszkania</b>																		
Miasto .....	283,6	333,5	351,9	347,4	365,1	391,0	27,6	30,8	35,3	38,7	45,0	56,6	2,6	2,8	2,8	2,9	2,9	3,8
Wieś .....	204,1	240,1	268,7	265,3	287,1	338,9	29,1	31,7	34,5	37,1	42,1	50,8	2,8	3,0	3,2	3,3	3,4	4,7
<b>Poziom wykształcenia</b>																		
Co najwyżej gimnazjalne ...	142,4	178,3	193,1	193,4	210,0	227,0	33,4	36,5	39,3	43,1	48,0	62,1	3,6	3,8	4,0	4,2	4,5	5,8
Zawodowe .....	126,1	153,5	168,0	166,7	182,4	203,5	29,0	30,8	34,6	37,9	44,2	54,9	2,8	3,1	3,3	3,5	3,7	5,3
Średnie .....	160,4	186,6	202,1	196,6	207,9	228,5	27,2	29,7	33,9	37,1	44,7	51,8	2,7	3,2	3,3	3,4	3,5	4,7
Wyższe .....	35,7	49,0	57,3	55,9	63,9	69,9	18,1	21,7	25,2	29,0	35,0	47,5	6,1	6,7	7,0	7,0	7,4	8,5

Uwaga. Jak przy tabl. 2.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych jednostkowych z BAEL oraz zagregowanych danych ze sprawozdań MPIPS-01.

## 5. Podsumowanie

W artykule przedstawiono wyniki estymacji poziomu bezrobocia biernego – zjawiska polegającego na rejestrowaniu się w PUP jako bezrobotne przez osoby, które nie poszukują pracy bądź nie są gotowe lub zdolne do jej podjęcia. Przeprowadzone badanie jest kontynuacją pracy podjętej przez Wilaka (2018), w której dokonano estymacji bezrobocia pozornego i biernego w Polsce w latach 2002–2011 w przekroju domen określonych przez cechy demograficzno-ekonomiczne, a także w układzie województw.

W badaniu omawianym w niniejszym opracowaniu szacunkom podlegały liczba biernie bezrobotnych i ich odsetek wśród osób zarejestrowanych w PUP jako bezrobotne. Estymację przeprowadzono dla populacji ludności w Polsce, a także w podziale na płeć, grupy wieku, miejsce zamieszkania i poziom wykształcenia, na podstawie danych jednostkowych z BAEL za lata 2010–2018. Kluczowa była identyfikacja osób biernie bezrobotnych w bazie danych jednostkowych z tego badania. Przeprowadzono ją, opierając się na definicji osoby biernie bezrobotnej, która wynika z definicji zalecanych przez MOP.

Estymację przeprowadzono z wykorzystaniem podejścia kalibracyjnego. Zastosowano cztery metody, przy użyciu których korygowano wagi. Na podstawie analizy wag i mnożników kalibracyjnych oraz przy uwzględnieniu szybkości działania algorytmu za optymalną uznano metodę logitową. Wykorzystanie dodatkowych zmiennych pomocniczych z danych na temat bezrobocia rejestrowanego, oprócz stosowanych w BAEL zmiennych pomocniczych o charakterze demograficznym, pozwoliło na otrzymanie szacunków o akceptowalnej precyzji.

Otrzymane szacunki wskazują na znaczny odsetek osób zarejestrowanych w PUP jako bezrobotne, które charakteryzują się biernością zawodową. W ostatnich latach, pomimo dużego spadku liczby osób zarejestrowanych jako bezrobotne, liczba biernie bezrobotnych spadła nieznacznie, co przekłada się na duży wzrost ich odsetka. W analizowanym okresie ogólna liczba osób charakteryzujących się biernym bezrobociem mieściła się między 497,5 tys. a 699,3 tys. Z kolei odsetek osób biernie bezrobotnych wśród zarejestrowanych w PUP jako bezrobotne wynosił od 29,8% do 53,3%, przy czym od roku 2014 obserwuje się jego znaczny wzrost.

Problem bezrobocia biernego w większym stopniu dotyczy kobiet niż mężczyzn. Zróżnicowanie poziomu odsetka biernie bezrobotnych obserwuje się także w podziale na grupy wieku i poziom wykształcenia. Grupami o największym odsetku biernie bezrobotnych są osoby w wieku 55 lat i więcej, a także osoby o wykształceniu co najwyżej gimnazjalnym.

Przeprowadzone badanie pokazuje skalę problemu bezrobocia biernego. W 2018 r. znaczna część osób zarejestrowanych w PUP jako bezrobotne – ponad 50% – nie poszukiwała aktywnie pracy, nie była zainteresowana jej znalezieniem bądź nie była gotowa jej podjąć. W związku z tym zasoby powiatowych urzędów pracy w dużym stopniu wykorzystywane były do obsługi biernych zawodowo. Szacunki przedstawione w artykule mogą być pomocne w podejmowaniu decyzji na temat kierunku polityki społecznej wobec bezrobotnych. Zaproponowana metoda estymacji bezrobocia biernego może być implementowana systematycznie w kolejnych kwartałach. Oznacza to, że szacunki uzyskane w wyniku jej zastosowania mogą być traktowane jako miernik zmian zachodzących na rynku pracy.

## Bibliografia

- Bruch, C., Münnich, R., Zins, S. (2011). *Variance estimation for complex surveys*. Pobrane z: [https://www.uni-trier.de/fileadmin/fb4/projekte/SurveyStatisticsNet/Ameli\\_Delivrables/AMELI-WP3-D3.1-20110514.pdf](https://www.uni-trier.de/fileadmin/fb4/projekte/SurveyStatisticsNet/Ameli_Delivrables/AMELI-WP3-D3.1-20110514.pdf).
- Czapiński, J., Panek, T. (2013). Wykluczenie społeczne. *Contemporary Economics*, 7, 342–375. DOI: 10.5709/ce.1897-9254.115.
- Deville, J.-C., Särndal, C.-E. (1992). Calibration Estimators in Survey Sampling. *Journal of the American Statistical Association*, 87(418), 376–382. DOI: 10.1080/01621459.1992.10475217.
- Efron, B. (1979). Bootstrap Methods: Another Look at the Jackknife. *The Annals of Statistics*, 7(1), 1–26. DOI: 10.1214/aos/1176344552.
- Góra, M., Socha, M. W., Sztanderska, U. (1995). *Analiza polskiego rynku pracy w latach 1990–1994: Kierunki zmian i rola polityk rynku pracy*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- Góral, Z. (red.). (2011). *Ustawa o Promocji Zatrudnienia i Instytucjach Rynku Pracy. Praktyczny Komentarz*. Warszawa: Wolters Kluwer Polska.
- GUS. (2018a). *Zeszyt metodologiczny. Badanie Aktywności Ekonomicznej Ludności*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (2018b). *Zeszyt metodologiczny. Statystyka rynku pracy i wynagrodzeń*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (2019a). *Aktywność Ekonomiczna Ludności Polski. IV kwartał 2018*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (2019b). *Bezrobocie rejestrowane. I–IV kwartał 2018 r.* Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (2019c). *Rynek pracy w 2017 r.* Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- GUS. (2019d). *Wybrane aspekty rynku pracy w 2018 r.* Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- Hryniewicka, A. (2011). Bezrobotni jako klienci pomocy społecznej. W: *Bezrobocie i bezrobotni – pomoc społeczna – urzędy pracy: raport wstępny* (s. 96–138). Warszawa: WRZOS.
- Hussmanns, R., Mehran, F., Verma, V. (1992). *Surveys of economically active population, employment, unemployment and underemployment: An ILO manual on concepts and methods*. Genewa: International Labour Office.
- Janukowicz, P. (2010). Bezrobocie rejestrowane a bezrobocie według BAEL. *Polityka Społeczna*, (1), 18–20.

- Kaczorowski, P., Kubiak, P., Kwiatkowski, E., Pawlega, S., Uścińska, G. (2009). Nowoczesne systemy zabezpieczenia społecznego. W: E. Kryńska (red.), *Flexicurity w Polsce: diagnoza i rekomendacje* (s. 93–134). Warszawa: na zlecenie MPiPS Oficyna Wydawnicza ASPRA-JR.
- Kolenikov, S. (2010). Resampling variance estimation for complex survey data. *The Stata Journal*, 10(2), 165–199. DOI: 10.1177/1536867X1001000201.
- Kotowska, I. E., Strzelecki, Z. (1993). *Bezrobocie z punktu widzenia gospodarstw domowych*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- Kryńska, E. (1993). *Bezrobocie a segmentacja rynku pracy*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- Kwiatkowski, E. (1992). Bezrobocie w Polsce w okresie transformacji: podstawowe tendencje i ich determinanty. *Ekonomista*, (3), 439–451.
- Kwiatkowski, E. (2005). *Bezrobocie: podstawy teoretyczne*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Kwiatkowski, E. (2013). *Ekonomiczne aspekty zasiłków dla bezrobotnych*. Warszawa: Wolters Kluwer Polska.
- Lewandowski, R. (2006). *Znaczenie i rola urzędów pracy w polityce społecznej państwa w świetle polskich doświadczeń*. Szczecin: „Pedagogium” Wydawnictwo OR TWP.
- Popiołek, A., Piątkowska, M. (2013). *Urzędy pracy bez ubezpieczenia zdrowotnego? Czy bezrobotnych ubędzie?* Pobrane z: <http://wyborcza.pl/1,76842,13859547,Urzed-y-pracy-bez-ubezpieczenia-zdrowotnego-Czy-bezrobotnych.html>.
- Rao, J. N. K., Wu, C. F. J. (1988). Resampling Inference with Complex Survey Data. *Journal of the American Statistical Association*, 83(401), 231–241. DOI: 10.2307/2288945.
- Rao, J. N. K., Wu, C. F. J., Yue, K. (1992). Some Recent Work on Resampling Methods for Complex Surveys. *Survey Methodology*, 18(2), 209–217.
- Rzemek, M. (2014). *Bezrobotni: ubezpieczenie zdrowotne bez rejestracji w urzędzie pracy*. Pobrane z: <http://www.rp.pl/artykul/1105056-Bezrobotni-ubezpieczenie-zdrowotne-bez-rejestracji-w-urzedzie-pracy.html>.
- Särndal, C.-E., Lundström, S. (2005). *Estimation in Surveys with Nonresponse*. Chichester: John Wiley & Sons.
- Staszewska, E. (2012). *Środki prawne przeciwdziałania bezrobociu*. Warszawa: Wolters Kluwer Polska.
- Szymkowiak, M. (2019). *Podejście kalibracyjne w badaniach społeczno-ekonomicznych*. Poznań: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego.
- Topolska, K. (2014). *Resort pracy ma pomysł na ubezpieczenie zdrowotne dla bezrobotnych*. Pobrane z: <http://praca.gazetaprawna.pl/artykuly/793576,resort-pracy-ma-pomysl-na-ubezpieczenie-zdrowotne-dla-bezrobotnych.html>.
- Wilak, K. (2018). *Estymacja bezrobocia pozornego i biernego z wykorzystaniem strukturalnych modeli szeregów czasowych* (niepublikowana rozprawa doktorska). Poznań: Uniwersytet Ekonomiczny.
- Witkowski, J. (1994). *Podstawowe cechy bezrobocia w Polsce w okresie transformacji*. Warszawa: Główny Urząd Statystyczny.
- Wojciechowska, R. (2006). Problem bezrobocia pozornego. W: J. Ostaszewski (red.), *Bezrobocie w Polsce – diagnoza sytuacji, pożądane kierunki w ograniczaniu bezrobocia* (s. 191–202). Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Zgierska, A. (2017). 25 lat Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności w Polsce – kamienie milowe i perspektywy rozwoju. *Wiadomości Statystyczne*, (12), 23–49. DOI: 10.5604/01.3001.0014.1089.