

Rozdział 2

KONCEPCJA POMIARU RÓWNOŚCI W SYSTEMIE EMERYTALNYM W WYMIARZE ZASAD PODZIAŁU WEDŁUG PŁCI

2.1. Operacjonalizacja zasad podziału według płci

2.1.1. Uwagi wstępne

Operacjonalizacja regulującej definicji równości w odniesieniu do zasad podziału dochodu obejmować będzie dla każdej zasady następujące elementy (Kurrowska, 2011, s. 64–78): definicję operacyjną zasady, jej denotację, przedmiot pomiaru, dobór wskaźników i interpretację.

W pracy akcent zostanie położony na to, *jaka* jest definicja i jej denotacje w systemie emerytalnym oraz jaki jest poziom nierówności w kontekście danej zasady podziału dochodu w przekroju płci. Innymi słowy, w pracy nie podjęto dyskusji, *dlaczego* przyjęto daną definicję zasady podziału i jej denotacje w systemie emerytalnym oraz czy stwierdzony poziom nierówności w systemie emerytalnym w przekroju mężczyzn i kobiet jest słuszny lub właściwy.

Dobór wskaźników szczegółowych w poszczególnych wymiarach równości determinowany był po pierwsze, względami merytorycznymi (na temat postulatów wobec wskaźników np. Szatur-Jaworska, 2014, s. 156–161) i po drugie, użyciem stosowanych już w statystyce społecznej mierników lub wskaźni-

ków. Część zaproponowanych wskaźników ma jednak charakter ekspercki. Warto podkreślić, że analiza wskaźnikowa jest metodą szeroko stosowaną w polityce społecznej (Noll, 1996; Panek i Szulc, 2004; Kurowska, 2011; Szatur-Jaworska, 2014; artykuły w czasopiśmie *Social Indicators Research* wydawanym od 1975 r.; seria publikacji *Social Indicators Research Series*).

Diagnoza poziomu równości jest oparta na relacji (poziomu wskaźników cząstkowych i grupowych) między mężczyznami i kobietami. Zastosowanie różnicy jako wskaźnika do diagnozy równości (lub jej braku) w przekroju płci mówi tylko o zróżnicowaniu między mężczyznami i kobietami. Oznacza to, że na przykład przy znacznym stopniu równości sytuacja zarówno mężczyzn, jak i kobiet może być oceniana jako zła z jakiegoś punktu widzenia (np. stopa ubóstwa wśród kobiet i mężczyzn emerytów jest nieznacznie różna, ale wysoka dla obu płci) i odwrotnie – znaczne różnice w przekroju płci mogą wystąpić w przypadku, gdy sytuacja wszystkich beneficjentów jest oceniana jako dobra z jakiegoś punktu widzenia (np. stopa ubóstwa zarówno kobiet, jak i mężczyzn jest istotnie różna, ale niska dla obu płci). Jeżeli przyjęte wskaźniki cząstkowe miały charakter stymulant (Szatur-Jaworska, 2014, s. 164), różnicę obliczano przez odjęcie wartości wskaźnika dla kobiet od poziomu tego wskaźnika dla mężczyzn (np. wysokość stóp zastąpienia). Jednak gdy wskaźnik cząstkowy był destymulantą, odjemna równa była wartości wskaźnika dla kobiet (np. wysokość wskaźnika Giniego). Zabieg ten poczyniono po to, by zachować jednolity kierunek nierówności dla wszystkich wskaźników cząstkowych.

Jednym z ważnych dylematów przy operacjonalizacji równości według zasad podziału była decyzja dotycząca perspektywy badawczej z punktu widzenia podmiotowego. Chodziło przede wszystkim o to, czy dochód z bazowego systemu emerytalnego ujmować jako dochód gospodarstwa domowego (jedno- lub wieloosobowego) i czy przeliczać go na dochód ekwiwalentny. Ostatecznie przyjęto perspektywę indywidualistyczną, tj. przyjmowano indywidualny dochód z warstwy bazowej (w formie emerytury indywidualnej lub renty rodzinnej) za punkt wyjścia do kalkulowania wskaźników cząstkowych.

Należy zaznaczyć, że ze względu na znaczenie dochodu pochodnego (dla wdowy czy wdowca), obecnie i w przyszłości (OECD, 2018, s. 233–254), pod pojęciem dochodu z bazowego zabezpieczenia emerytalnego rozumiano zarówno emeryturę indywidualną (w tym rentę z tytułu niezdolności do pracy przekształconą na emeryturę indywidualną), jak i rentę rodzinną, która pobierana jest zamiast indywidualnego świadczenia emerytalnego.

Nadto, biorąc pod uwagę liczbę beneficjentów świadczeń z bazowego zabezpieczenia emerytalnego, uwzględniono beneficjentów indywidualnej emerytury, indywidualnej emerytury przekształconej z renty z tytułu niezdolności do pracy

oraz beneficjentów renty rodzinnej (w wieku co najmniej emerytalnym). Warto podkreślić, że w niektórych krajach osoba ma prawo pobierać jednocześnie emeryturę indywidualną i świadczenie pochodne w postaci renty rodzinnej lub wdowiej (choć zazwyczaj towarzyszą temu pewne ograniczenia, np. świadczenia można łączyć tylko do określonego limitu wysokości). W takiej sytuacji należałoby skorygować liczbę beneficjentów, uwzględniając powyższe uwagi.

W ramach poszczególnych wymiarów zasad podziału zaproponowano wskaźniki szczegółowe i grupowe. Zastosowanie wskaźników grupowych wymagało, po pierwsze, przyjęcia wag dla poszczególnych wskaźników częściowych oraz, po drugie, pewnej formuły agregacji danych częściowych we wskaźnik grupowy. Konstrukcja systemu wag może opierać się na kryterium merytorycznym lub statystycznym (Grabiński, Wydymus i Zeliaś, 1989, s. 25–27; Zeliaś, 2000b, s. 46–50). W pierwszym przypadku wagi nadaje się zgodnie z opinią eksperta lub ekspertów. W drugim wykorzystuje się kryteria statystyczne mierzące zasobność informacyjną zmiennych (Panek, 2009, s. 33–34). W niniejszej pracy przyjęto równe wagi w sposób arbitralny, co znajduje również uzasadnienie w literaturze (Mołdak, 2006, s. 45). W ramach wskaźników grupowych założono, że poszczególne wskaźniki częściowe także mają równą wagę. Wyjątek stanowił wskaźnik grupowy równości szans, gdzie równe wagi przypisano dwóm grupom wskaźników częściowych: utraconemu dostępowi (badanemu za pomocą dwóch wskaźników szczegółowych) i utraconemu dochodowi emerytalnemu. Wskaźniki grupowe są wyliczane na podstawie średniej ważonej, z uwzględnieniem wag przypisanych do poszczególnych wskaźników częściowych. Wartość wskaźnika grupowego $W_g(t)$ kalkulowana jest na podstawie poniższego wzoru:

$$W_g(r) = \sum_{k=1}^m w_{ki}(t) \cdot w_k, \quad (1)$$

gdzie: $i = 1, 2, \dots, n$,

$k = 1, 2, \dots, m$,

$w_{ki}(t)$ – wartość k -tego wskaźnika częściowego w obiekcie i dla kohorty urodzonej w roku t ,

w_k – waga przypisywana wskaźnikowi częściowemu k .

Podkreślić należy, że obliczenie wartości wszystkich wskaźników grupowych będzie miało charakter jednoetapowy.

2.1.2. Równość zasług

Dla operacjonalizacji równości według zasług brany jest pod uwagę tylko wkład, zarówno o charakterze pieniężnym, jak i niepieniężnym.

Wkład pieniężny jest ograniczony do składek płaconych „w normalnym trybie”, tj. przez pracodawcę i pracownika (lub osobę wykonującą indywidualną działalność gospodarczą) od podstawy wymiaru składki (co do zasady: wynagrodzenia). W literaturze wskazuje się, że składka na bazowe zabezpieczenie emerytalne ma charakter wkładu (*contribution*) i jest składką quasi-podatkową (T. Szumlicz w tym kontekście proponuje użycie sformułowania *składek*; Szumlicz, 2015, s. 100).

Wkład pieniężny można także poszerzyć o (indywidualny) udział w dotacji budżetowej do systemu bazowego (Jaroszek, 2014)⁴⁷. Takie ujęcie bardziej adekwatnie odwzorowywałoby faktyczne transfery dochodowe (uwagę na to zwraca np. Szumlicz, 2017, s. 12), wówczas jednak indywidualny wkład musiałby być oszacowany, np. przez określenie indywidualnego udziału w dotacji budżetowej do systemu w danym roku. Trudności dotyczą: (1) różnej wielkości koniecznej dotacji budżetowej w kolejnych latach (choć mamy dane i prognozy); (2) tego, że dotacja jest finansowana przez wszystkich podatników (grupa inna niż ubezpieczeni w systemie powszechnym) i pochodzi z dochodów pozyskiwanych z różnych podatków; (3) różnych podatków płaconych przez różnych ubezpieczonych.

Wkład niepieniężny dotyczy określonych czynności wskazanych w rozdziale pierwszym. Jest on wyceniany w systemie emerytalnym przez określenie podstawy wymiaru składki płaconej przez podmioty trzecie (najczęściej państwo) i jako składka pieniężna za wkład o charakterze niepieniężnym jest uwzględniany do obliczeń. Według ustaleń przyjętych w niniejszej pracy za wkład niepieniężny uznano okresy opieki, i to zarówno nad dziećmi, jak i nad pozostałymi osobami zależnymi. W związku z powyższym do obliczeń wkładu są doliczone składki płacone w powyższych okresach. W Polsce do okresów tych należą w szczególności: (1) w odniesieniu do opieki nad dzieckiem okresy przebywania na urlopie macierzyńskim, ojcowskim, rodzicielskim, wychowawczym oraz długotrwała opieka nad dzieckiem niepełnosprawnym lub wymagającym stałej opieki; (2) w odniesieniu do osób zależnych innych niż dzieci okresy opieki długoterminowej. Przyjęcie jako wkładu także wkładu o charakterze niepieniężnym jest odmiennym podejściem od dotąd stosowanych przy obliczaniu ekwiwalentności matematycznej świadczenia, gdzie komponent

⁴⁷ I ewentualnie ulg lub zwolnień podatkowych – takie rozwiązania jednak najczęściej dotyczą drugiej i trzeciej warstwy zabezpieczenia emerytalnego.

ten ograniczono wyłącznie do wkładu pieniężnego, a wszystkie inne elementy traktowano jako instrumenty wyrównania socjalnego, którego znaczną część stanowiły mechanizmy korygujące (Ratajczak-Tuchołka, 2010, s. 23–34).

Ocena relacji między wkładem emerytalnym a świadczeniem jest oparta na indywidualnej aktuarialnej wysokości świadczenia emerytalnego. Przyjęto założenie, że:

$$PV_{sn}(t) = PV_{en}(t), \quad (2)$$

gdzie:

$PV_{sn}(t)$ – obecna wartość składek emerytalnych n -tej osoby w momencie przejścia na emeryturę w roku t ,

$PV_{en}(t)$ – obecna wartość świadczeń emerytalnych n -tej osoby w momencie przejścia na emeryturę w roku t .

W polskim systemie emerytalnym obecna wartość składek emerytalnych jest równoważna sumie kapitału emerytalnego, zgromadzonego na indywidualnym koncie i subkoncie w ZUS w momencie przejścia na emeryturę (tj. zgodnie z założeniami, w momencie osiągnięcia minimalnego wieku emerytalnego). W związku z powyższym:

$$PV_{sn}(t) = K_{in}(t) + K_{sn}(t), \quad (3)$$

gdzie:

$K_{in}(t)$ – kapitał zgromadzony na indywidualnym koncie przez n -tą osobę w momencie przejścia na emeryturę w roku t ,

$K_{sn}(t)$ – kapitał zgromadzony na indywidualnym subkoncie przez n -tą osobę w momencie przejścia na emeryturę w roku t .

Obecna wartość świadczeń jest zdyskontowanym o wskaźnik waloryzacji świadczeń strumieniem płatności, który tworzą emerytury płatne od osiągnięcia minimalnego wieku emerytalnego, miesięczne, płatne na początku każdego okresu rozliczeniowego. Z punktu widzenia matematyki aktuarialnej będzie to zatem renta życiowa (Blake, 2006, s. 1; Dobija i Smaga, 1995, s. 130; Ostasiewicz, 2003, s. 70 i n.; Stroński, 1996, s. 112 i n.), płatna natychmiast (tj. bez okresu karencji), wypłacana z góry, dożywotnia, o stałej wartości świadczenia i stałym oprocentowaniu. Wartość świadczenia będzie wyliczana przy zadanej obecnej wartości składek ($PV_{sn}(t)$) i stopie oprocentowania równej wskaźnikowi waloryzacji świadczeń w momencie przejścia na emeryturę. Zgromadzony kapitał może być potraktowany jako jednorazowa składka netto w ubezpieczeniu renty dożywotniej płatnej z góry. W związku z powyższym przyjęty wzór do

bez podziału na płeć. Podobnie informacje statystyczne na temat dostępu dotyczą wszystkich osób objętych bazowym zabezpieczeniem lub otrzymujących świadczenie emerytalne, ale nie w ujęciu kohortowym. Z kolei przyjęcie jako podstawy teoretycznych stóp zastąpienia odnosi się do wybranych typów karier zawodowych i rodzinnych, a w przypadku badania wpływu przerw w aktywności zawodowej z powodu opieki, bezrobocia czy inwalidztwa dane nie są dostępne w przekroju płci. Co więcej, neutralność z punktu widzenia systemu aktuarialnego jest odnoszona do kwestii wydłużania aktywności zawodowej i wysokości uzyskanej dzięki temu „dodatkowej” emerytury (OECD, 2017, s. 59–62). Ponadto dane dotyczące zwłaszcza wysokości świadczeń obliczane są na podstawie wypłacanego na dany moment świadczenia, np. w przypadku Polski świadczenia oparte zarówno na „starej”, jak i „nowej” formule emerytalnej, co uniemożliwiłoby badanie równości tylko w jednym, w szczególności „nowym” systemie emerytalnym. Z kolei teoretyczne stopy zastąpienia bazują na założonych przebiegach biografii zawodowych (i prywatnych), które nie są korygowane o faktyczne rozkłady w danych populacjach. Co więcej, nie jest także znana struktura według typów biografii w danym kraju w przekroju płci, co czyniłoby niemożliwym badanie równości ogółu mężczyzn i kobiet na dany moment w konkretnym (bazowym) systemie emerytalnym. Powyższe przesłanki wskazują, że kwestia dostępności przyjętych wskaźników lub danych koniecznych do ich obliczenia jest problematyczna. W celu zachowania kryterium pełności należałoby ponieść koszty pozyskania pewnego rodzaju danych w przekroju wielu obiektów (np. krajów) lub subsystemów emerytalnych. To z kolei z całą pewnością wpłynęłoby na zwiększenie kosztów i czasu kalkulacji wskaźnika syntetycznego.

Weryfikacja statystyczna zmiennych dotyczy dwóch kryteriów (Panek, 2009, s. 19): (1) zdolności dyskryminacyjnej zmiennych, a więc ich zmienności względem badanych obiektów i trudności w osiągnięciu ich wysokich wartości oraz (2) pojemności zmiennych, czyli stopnia ich skorelowania z innymi zmiennymi. Zdolność dyskryminacyjna zmiennych jest badana z reguły klasycznymi lub pozycyjnymi współczynnikami zmienności (np. Zeliaś, 2000b, s. 43–45; Panek, 2009, s. 19–20). Ponieważ pozycyjny współczynnik zmienności jest odporny na wartości skrajne, proponuje się obliczać zmienność według wzoru (Panek, 2009, s. 19–20):

$$v_x^P = \frac{MOB_x}{M_x}, \quad (20)$$

gdzie:

M_x – mediana zmiennej x

$$M_x = \left. \begin{array}{l} \frac{1}{2} \cdot \left(x_{\left(\frac{n}{2}\right)} + x_{\left(\frac{n}{2}+1\right)} \right) - \text{gd}y\ n\ \text{jest\ parzyste} \\ x_{\left(\frac{n+1}{2}\right)} - \text{gd}y\ n\ \text{jest\ nieparzyste} \end{array} \right\},$$

MOB_x – medianowe odchylenie bezwzględnej zmiennej x , które stanowi medianę z bezwzględnych odchyleń wartości zmiennej od jej mediany

$$MOB_x = M |x_i - M_i|$$

W wyniku badania zmienności eliminuje się te zmienne, dla których wartość współczynnika zmienności nie przekracza określonego progu (najczęściej przyjmowanego na poziomie 0,1) (Zeliaś, 2000b, s. 43).

Z kolei pojemność informacyjna dla zmiennych o charakterze ilościowym jest badana zazwyczaj za pomocą współczynnika korelacji liniowej Pearsona, przy arbitralnym przyjęciu wartości progowej, najczęściej na poziomie 0,5 (szerzej: Panek, 2009, s. 21–33). Badanie przeprowadzane jest po to, by wyeliminować zmienne, które są ze sobą zbyt mocno skorelowane, tj. aby były uwzględniane zmienne słabo skorelowane z pozostałymi i mocno skorelowane ze zmiennymi usuniętymi (a więc dobrze reprezentujące zawartość informacyjną zmiennych usuniętych). Współczynnik korelacji przyjmuje wzór:

$$r_{xy} = \frac{cov(xy)}{s_x \cdot s_y}, \quad (21)$$

gdzie:

s_x – odchylenie standardowe zmiennej X ,

s_y – odchylenie standardowe zmiennej Y ,

przy czym odchylenie standardowe dowolnej zmiennej Z jest liczone według wzoru:

$$s_z = \sqrt{\frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})^2}, \quad (22)$$

gdzie:

\bar{z} – średnia arytmetyczna zmiennej Z ,

$cov(xy)$ – kowariancja cech X i Y ,

$$cov_{(xy)} = cov_{y,x} = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_l) \cdot (y_i - \bar{y}_l),$$

gdzie:

\bar{x}_l, \bar{y}_l – średnie arytmetyczne zmiennych X i Y .

W zależności od wartości współczynnika korelacji liniowej określa się istnienie i siłę związku między badanymi zmiennymi, przyjmując, że (Zeliaś, 2000a, s. 82):

- dla mniej niż 0,2 brak jest związku,
- dla 0,2–0,4 istnieje słaba zależność,
- dla 0,4–0,7 istnieje umiarkowana zależność,
- dla 0,7–0,9 istnieje znacząca zależność,
- dla powyżej 0,9 istnieje bardzo silna zależność.

Interpretacja powyższa odnosi się także do ujemnych wartości współczynnika korelacji liniowej.

Kolejnym etapem jest wybór metody doboru zmiennych wykorzystujących współczynnik korelacji (Panek, 2009, s. 21–32). Ze względu na to, że metoda odwróconej macierzy korelacji uwzględnia powiązania pośrednie między zmiennymi, proponuje się jej wykorzystanie dla obliczania wskaźników grupowych i syntetycznego. Metoda ta realizowana jest w kilku krokach (Panek, 2009, s. 22–23):

(1) wyznaczenie macierzy odwrotnej do macierzy korelacji

$$R^{-1} = [\tilde{r}_{jj'}], jj' = 1, 2, \dots, m, \quad (23)$$

gdzie:

$$\tilde{r}_{jj'} = \frac{(-1)^{j+j'} \cdot |R_{jj'}|}{|R|},$$

gdzie:

$R_{jj'}$ – macierz zredukowana po usunięciu z niej j -tego wiersza i j' -tej kolumny,

$|R_{jj'}|, |R|$ – wyznaczniki macierzy $R_{jj'}$ i R ,

- (2) ustalenie wartości krytycznej \tilde{r}^* elementów diagonalnych macierzy R^{-1} , z reguły na poziomie $\tilde{r}^* = 10$,
- (3) wyszukanie i eliminacja elementów diagonalnych macierzy, spełniających warunek

$$|\tilde{r}_{jj'}| > \tilde{r}^*.$$

W wyniku powyższych działań selekcjonuje się zbiór wskaźników cząstkowych, na podstawie których wyznaczone zostaną wskaźniki grupowe i wskaźnik syntetyczny.

Proponuje się, aby badanie zależności ograniczyć wyłącznie do badania korelacji wskaźników cząstkowych wewnątrz danej grupy wskaźników operacjonalizujących konkretny wymiar równości według zasad podziału (tak np. Chybalski, 2012b, s. 126).

2.2.2. Ważenie zmiennych diagnostycznych

Nadawanie wag wskaźnikom grupowym przebiegało według opinii eksperckiej autorki. Co do zasady przyjęto równą wagę dla wszystkich wskaźników grupowych. Oznacza to, że wszystkim zasadom podziału przypisuje się to samo znaczenie. W ramach wskaźników grupowych założono, że poszczególne wskaźniki cząstkowe mają także równą wagę. Podsumowanie wag dla poszczególnych czynników cząstkowych i grupowych zawiera tabela 7.

Tabela 7. Wagi poszczególnych wskaźników wykorzystanych do konstrukcji wskaźnika syntetycznego

| Wskaźnik grupowy | Waga wskaźnika grupowego | Wskaźnik cząstkowy | Waga wskaźnika cząstkowego |
|----------------------------|--------------------------|--|----------------------------|
| Wskaźnik równości wkładu | 0,2 | Różnica wskaźnika ekwiwalentności emerytury według płci $RE_e(t)$ | 0,5 |
| | | Różnica skorygowanego wskaźnika ekwiwalentności emerytury według płci $RSE_e(t)$ | 0,5 |
| Wskaźnik równości potrzeb | 0,2 | Różnica stóp braku ubóstwa bezwzględnego w przekroju płci $RBU(t)$ | 0,5 |
| | | Różnica wskaźnika pokrycia potrzeb w przekroju płci $RPP(t)$ | 0,5 |
| Wskaźnik równości sytuacji | 0,2 | Luka emerytalna według płci $LE(t)$ | 0,3(3) |
| | | Różnica stóp zastąpienia według płci $RSZ(t)$ | 0,3(3) |
| | | Różnica współczynnika Giniego według płci $RG(t)$ | 0,3(3) |

2. Koncepcja pomiaru równości w systemie emerytalnym w wymiarze zasad podziału według płci

| Wskaźnik grupowy | Waga wskaźnika grupowego | Wskaźnik cząstkowy | Waga wskaźnika cząstkowego |
|---------------------------|--------------------------|---|----------------------------|
| Wskaźnik równości dostępu | 0,2 | Różnica stopy partycypacji świadczeniobiorców według płci $RSP(t)$ | 0,5 |
| | | Różnica skorygowanej stopy partycypacji świadczeniobiorców według płci $RSSP(t)$ | 0,5 |
| Wskaźnik równości szans | 0,2 | Różnica utraconej stopy partycypacji świadczeniobiorców według płci $RUSP(t)$ | 0,25 |
| | | Różnica utraconej skorygowanej stopy partycypacji świadczeniobiorców według płci $RUSSP(t)$ | 0,25 |
| | | Różnica wskaźnika utraconej emerytury według płci $RUE(t)$ | 0,5 |

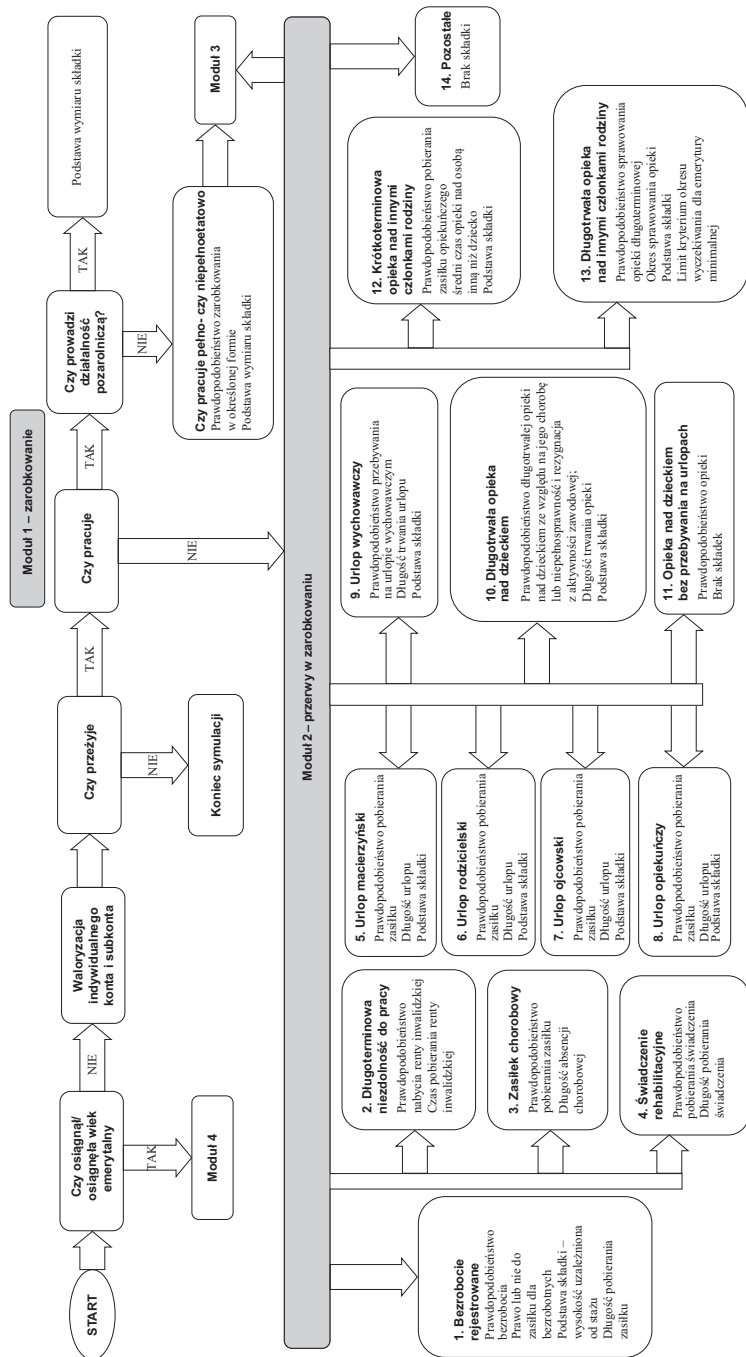
2.2.3. Transformacja zmiennych diagnostycznych

Przy budowie wskaźnika syntetycznego konieczna jest transformacja zmiennych diagnostycznych. Jest ona ukierunkowana na (Zeliaś, 2000b, s. 56–75):

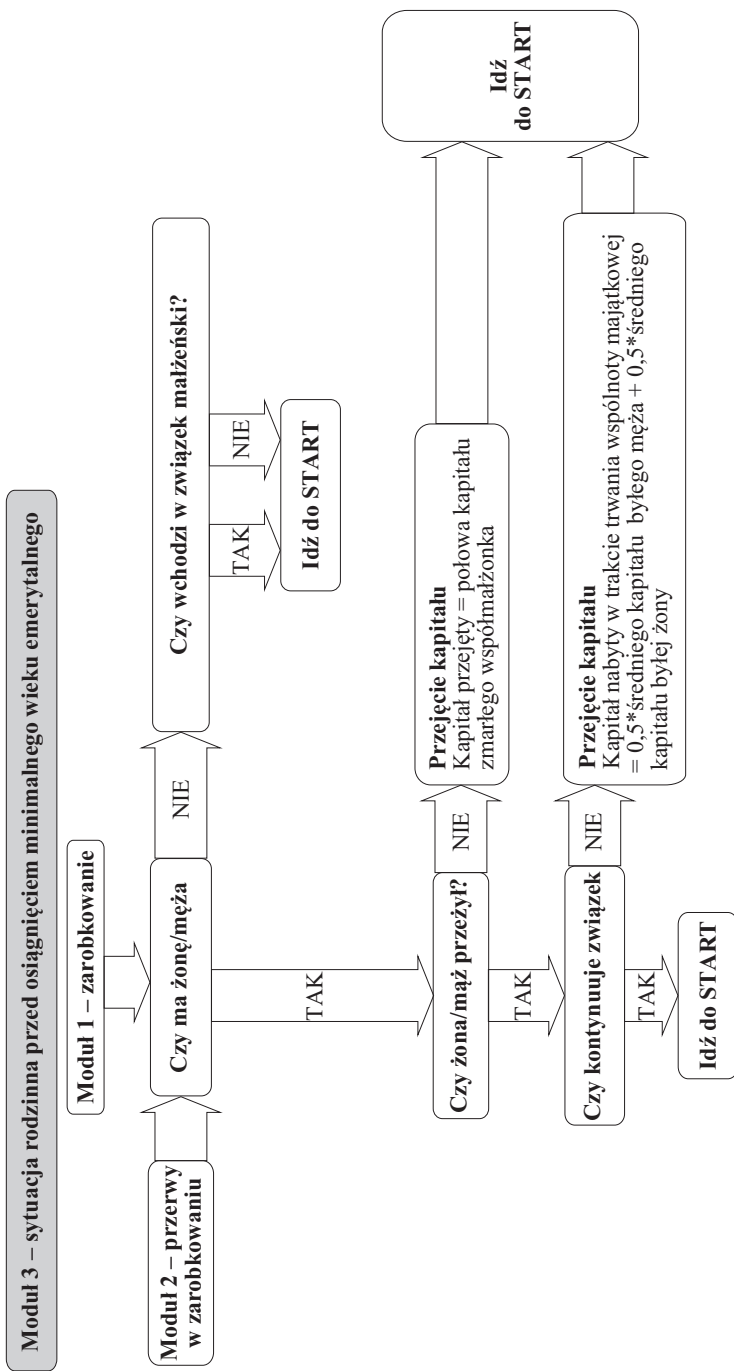
- ujednoczenie charakteru zmiennych (postulat jednolitej preferencji),
- doprowadzenie zmiennych do wzajemnej porównywalności (postulat addytywności),
- zastąpienie różnych zakresów zmienności poszczególnych zmiennych zakresem stałym (postulat stałości rozstępu lub stałości wartości ekstremalnych).

Postulat jednolitej preferencji dotyczy tego, że zmienna diagnostyczna może mieć charakter stymulanty, destymulanty lub nominanty (Gatnar i Walesiak, 2004, s. 31–38; Zeliaś, 2000b, s. 38–40). Postulat realizowany jest najczęściej przez przekształcenie zmiennych w stymulanty, a proces ten nazywany jest stymulacją (Panek, 2009, s. 36). W niniejszej monografii w grupie przyjętych wskaźników są wyłącznie nominanty, z preferencyjną wartością równą 0, oznaczającą brak różnic między mężczyznami i kobietami. Najczęściej stymulację nominant przeprowadza się za pomocą przekształcenia ilorazowego lub różnicowego (Gatnar i Walesiak, 2004, s. 34–35). Ze względu na to, że różnica w poziomie danego wskaźnika dla mężczyzn i kobiet (wskaźnik przyjmie wówczas wartość 0) może nie zaistnieć, a ponadto może ona przyjmować wartości ujemne, przyjęto różnicową metodę stymulacji. Przekształcenie to jest dokonywane według poniższego wzoru (Panek, 2009, s. 37):

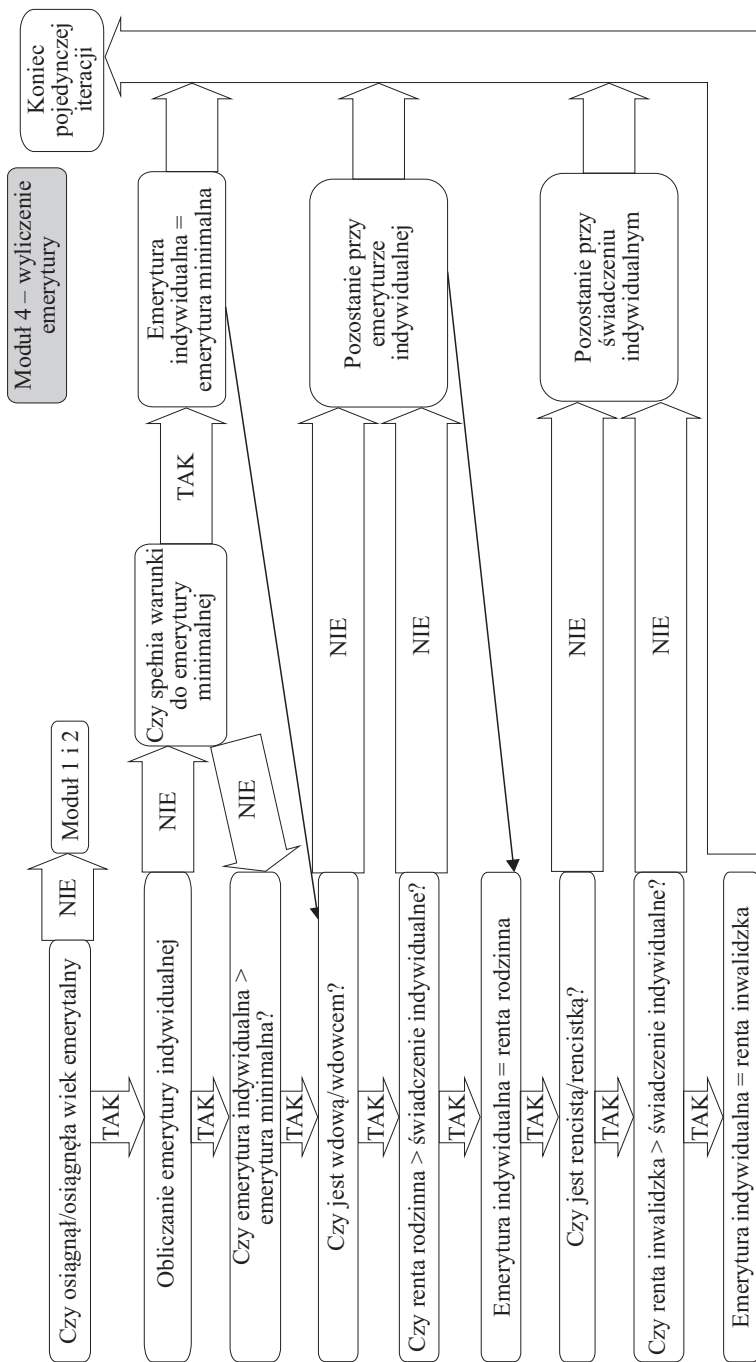
$$x_{ij}^S = - \left| x_{ij}^N - x_j^N \right| \quad i = 1, 2, \dots, n \quad j = 1, 2, \dots, m, \quad (24)$$



Schemat 3. Modul pierwszy – zarobkowanie, i modul drugi – przerwy w zarobkowaniu



Schemat 4. Moduł trzeci – sytuacja rodzinna przed osiągnięciem wieku emerytalnego



Schemat 5. Moduł czwarty – wyliczenie emerytury

stopa waloryzacji na subkoncie jest równa rocznej stopie zwrotu z OFE, a od 2012 r. subkonto waloryzowane jest według wskaźnika publikowanego w komunikatach prezesa GUS, z ekstrapolacją poziomu waloryzacji na podstawie przewidywanego wzrostu PKB (według prognoz AWG). Założenie, że składka jest dzielona wyłącznie między subkonto i konto przyjęto, ponieważ: (1) subkonto co do zasady ma „naśladować” konto w kapitałowej części emerytalnego zabezpieczenia bazowego; posiada zatem te same „właściwości” (podział w przypadku ustania wspólności majątkowej oraz dziedziczenie), które ważne są z punktu widzenia niniejszej pracy; (2) rozkład płci między poszczególnymi funduszami (o różnych stopach zwrotu) był do czasu ich likwidacji zbliżony; (3) po wprowadzeniu dobrowolności odsetek osób, które powtórnie przystąpiły do OFE (po dwóch tzw. okienkach transferowych) wynosi około 16% (Urząd Komisji Nadzoru Finansowego, 2017, s. 16); brakuje jednak danych, jak rozkłada się ten odsetek w przekroju płci, przyjęto zatem, że jest on zbliżony dla kobiet i mężczyzn; (4) rezygnacja z OFE ułatwia w znacznym stopniu oszacowanie wysokości bieżącego kapitału emerytalnego ze względu na pominięcie konsekwencji suwaka emerytalnego.

Założono także, że osoba przechodzi na emeryturę w minimalnym (ustawowym) wieku emerytalnym. Dla całości okresu przyjęto, że minimalny wiek emerytalny dla kobiet wynosi 60, a dla mężczyzn 65 lat. Ponadto założono, że zgodnie z dostępnymi danymi statystycznymi (Główny Urząd Statystyczny, 2016, s. 2–3) przeciętny wiek małżonki jest o dwa lata niższy od małżonka. Nadto przyjęto, że w trakcie przerw wynikających np. ze sprawowania opieki lub pobierania renty inwalidzkiej praca zarobkowa nie jest wykonywana. Przyjęcie tego założenia było podyktowane także konstrukcją wskaźnika równości.

Prawdopodobieństwo zatrudnienia ustalono na podstawie rzeczywistych lub prognozowanych danych, dotyczących wskaźnika zatrudnienia. W ramach zatrudnienia rozróżniono pracę najemną oraz pracę na własny rachunek. W zakresie pracy najemnej przyjęto podział na zatrudnienie pełno- i niepełnoetatowe. W tym ostatnim wypadku założono, że osoba pracująca w niepełnym wymiarze czasu pracy wykonuje tę pracę na pół etatu (i odpowiednio uzyskuje połowę wynagrodzenia przeciętnego dla danej płci i określonego wieku). Stopa zatrudnienia według metodologii LFS obejmuje także osoby, które pracują na podstawie umów cywilnoprawnych (Główny Urząd Statystyczny, 2017, s. 114). Z informacji dostępnych wynika, że udział zatrudnienia z tytułu umowy o dzieło i zlecenie jest zbliżony dla obu płci (Boguszewski, 2015, s. 4). Z tego powodu czynnik ten nie został wzięty pod uwagę.

Poważnym problemem, który pojawił się w kontekście zatrudnienia, było prawdopodobieństwo podjęcia pracy po przerwie zawodowej, wynikającej