

Paulina Ucieklak-Jeż

Uwagi na temat metod pomiaru nierówności zdrowotnej i sprawiedliwości w finansowaniu opieki zdrowotnej

1. Wstęp

Ogólny wskaźnik jakości funkcjonowania systemu opieki zdrowotnej został zaproponowany w 2000 r. przez ekspertów Światowej Organizacji Zdrowia. Wskaźnik jakości funkcjonowania systemu opieki zdrowotnej jest oparty na pięciu aspektach społecznych, tj.: poziom zdrowotności, dystrybucja zdrowotności, poziom wrażliwości systemu, dystrybucja wrażliwości systemu, sprawiedliwość w finansowaniu (por. [7]).

Jednym z aspektów jakości funkcjonowania systemu opieki zdrowotnej jest dystrybucja zdrowotności – to niwelowanie zróżnicowania poziomu zdrowia, czyli redukcja nierówności w zdrowiu wśród badanych populacji.

Obserwacja i analiza nierówności zdrowotnej w ciągu ostatnich kilkudziesięciu lat stała się ważnym celem w programach polityki zdrowotnej, ponieważ ocena średniego stanu zdrowia populacji była już niewystarczająca do oceny poziomu zdrowotności danego kraju (por. [1, 9]). Na ogół stan zdrowia populacji krajów rozwiniętych uległ w ciągu ostatnich kilkudziesięciu lat znacznej poprawie, jednak podczas prowadzonych badań zaobserwowano (por. [2, 9]), że następuje widoczna poprawa stanu zdrowia ludzi należących do uprzywilejowanych grup społecznych, a nierówności zdrowotne pomiędzy grupami społecznymi stale się zwiększają.

Z powodu braku danych porównawczych dotyczących wskaźników socjo-ekonomicznych w krajach rozwijających się (por. [1]) na początku XXI w. badania nierówności zdrowotnej prowadzone były przede wszystkim w państwach rozwiniętych gospodarczo, a większość opisanych w literaturze pomiarów nierówności stanu zdrowia zawiera informacje o zróżnicowaniu średniego stanu zdrowia wyłącznie dla wyróżnionych grup społecznych.

Ocena nierówności zdrowotnej populacji jest możliwa tylko, gdy dysponujemy subiektywnymi danymi zgromadzonymi podczas badań sondażowych. Kwestionariusze przeprowadzone w celu uzyskania danych do pomiaru nierówności zdrowotnej zaprezentowano w załączniku 1.

Drugim omawianym aspektem jakości funkcjonowania systemu opieki zdrowotnej są nierówności w sprawiedliwości finansowania opieki zdrowotnej. Według Światowej Organizacji Zdrowia sprawiedliwość wydatków ponoszonych przez gospodarstwa domowe na rzecz systemu zdrowotnego wymaga, aby opłaty na system ochrony zdrowia były zorganizowane w taki sposób, aby ciężar tych płatności pozostał na podobnym poziomie dla wszystkich rodzin. Jednakowe obciążenie wydatkami ponoszonymi przez gospodarstwa domowe zdefiniowano jako równą część możliwości płatniczych każdego gospodarstwa domowego CTP *capacity to pay* (por. [14]).

Stosunek opłat zdrowotnych każdego gospodarstwa domowego do jego możliwości płatniczych nazwano finansowym wkładem gospodarstwa domowego HFC (*household financial contribution*). Jeżeli wszystkie gospodarstwa domowe wpłacą taki sam udział ich CTP (*capacity to pay*), finansowy wkład gospodarstw domowych HFC (*household financial contribution*) każdego gospodarstwa domowego będzie równy stosunkowi ogólnych wydatków danego kraju na całość kosztów opieki zdrowotnej HE (*health expenditure*) do jego ogólnych możliwości płatniczych (por. [15]).

Celem niniejszego artykułu jest prezentacja wybranych metod pomiaru nierówności zdrowotnej i finansowej w systemie opieki zdrowotnej. W artykule przedstawiono metodę szacowania wskaźnika równości przeżycia dzieci ECS (*Equality of child survival*) i metodę szacowania wskaźnika sprawiedliwości wkładu finansowego FFC (*Fairness in financial contribution*).

2. Metoda oceny nierówności zdrowotnej

Przeżycie pierwszych dwóch lat życia przez dzieci jest ważnym miernikiem zdrowia populacji. Miernik ten stał się punktem wyjścia do oceny statusu zdrowotnego mierzonego wskaźnikiem równości przeżycia dziecka ECS (*Equality of child survival*).

Zakłada się, że badana populacja obejmuje wszystkie dzieci urodzone żywe w danym okresie w danym kraju. W idealnych warunkach moglibyśmy obserwować okres, który każde z dzieci miałyby przeżyć od urodzenia do osiągnięcia wieku dwóch lat, a następnie zastosować kryterium nierówności w oparciu o rozkład przewidywanego czasu przeżycia. Wnioskowanie na podstawie da-

nych dychotomicznych¹ odnośnie przeżycia dziecka wymaga dokonania kilku przekształceń.

Pierwszym krokiem jest oszacowanie rozkładu prawdopodobieństwa zgonu wśród dzieci w każdej badanej populacji. Główną trudnością metodologiczną jest w tym wypadku to, że dla każdego dziecka dysponujemy wyłącznie dychotomiczną informacją o zgonie lub przeżyciu do drugiego roku życia, nie mając informacji o prawdopodobieństwie zgonu w tym okresie (por. [1]).

W celu oszacowania tego prawdopodobieństwa rozważa się, jako punkt wyjścia, prawdopodobieństwa zgonu lub przeżycia dwóch lat dzieci mających tę samą matkę. Zakłada się, że każde dziecko tej samej matki ma takie samo prawdopodobieństwo przeżycia, lecz prawdopodobieństwa te są różne w różnych rodzinach. Zakłada się także, że zgony dzieci w tej samej rodzinie są zdarzeniami niezależnymi. Przy tych założeniach szukane prawdopodobieństwa zgonu można obliczyć, korzystając z rozkładu dwumianowego o różnych parametrach w różnych rodzinach badanej populacji.

Niech π oznacza prawdopodobieństwo zgonu dla każdego z dzieci w danej rodzinie. Liczba zgonów dzieci w danej rodzinie (Y) ma więc rozkład dwumianowy o wartości oczekiwanej $n\pi$ i wariancji $n\pi(1-\pi)$, gdzie n oznacza ilość dzieci w tej rodzinie (por. [2]).

Dla każdej rodziny (i) rozkład dwumianowy może zostać więc zapisany jako:

$$\Pr(Y_i = y_i | \pi, n) = \binom{n_i}{y_i} \pi^{y_i} (1 - \pi)^{n - y_i} \quad (1)$$

a estymatorem prawdopodobieństwa zgonu dzieci w wieku do 2 lat (π) dla całej populacji jest wyrażenie

$$\hat{\pi} = \sum_i^N y_i / \sum_i^N n_i = \frac{1}{N} \sum_i^N (y_i / n_i) \quad (2)$$

gdzie N oznacza liczbę rodzin, a wariancję tego estymatora można określić jako $n\hat{\pi}(1-\hat{\pi})$.

Następnie uchyla się założenie, że prawdopodobieństwo zgonu dziecka (π) jest stałe w każdej rodzinie; prawdopodobieństwa zgonu dziecka w różnych rodzinach można wtedy określić przy pomocy dwu-parametrowego rozkładu beta (por. [1]).

¹ Dane dychotomiczne to dane dwuwartościowe. Zmienne są na skali dychotomicznej, gdy przyjmują tylko dwie wartości.

Oznacza to, że każde dziecko danej matki będzie miało takie samo prawdopodobieństwo zgonu, π , ale te prawdopodobieństwa będą się różnić w różnych rodzinach, zgodnie z rozkładem beta (por. [2, 3]).

Funkcję gęstości rozkładu beta można określić jako:

$$f(\pi|a, b) = \beta^{-1}(a, b)\pi^{a-1}(1-\pi)^{b-1} \quad (3)$$

gdzie a i b to parametry rozkładu, a

$$\beta(a, b) = \Gamma(a)\Gamma(b)/\Gamma(a + b) \quad (4)$$

Następnie stosuje się reparametryzację Prentice'a, Kinga i Palmquista (por. [1, 2]):

$$\gamma = (a + b)^{-1} \quad (5)$$

$$\pi = a(a + b)^{-1} \quad (6)$$

Nadzieja matematyczna w tak określonym rozkładzie beta jest równa π , a γ jest miarą zróżnicowania wartości zmiennej. Wariancję omawianego rozkładu beta można zapisać jako

$$V(\pi) = \frac{ab}{(a + b)^2} \frac{1}{a + b + 1} = \frac{\pi(1 - \pi)}{1 + \gamma^{-1}} \quad (7)$$

W populacji, w której rozkład ryzyka zgonu byłby zgodny z wyżej określonym rozkładem beta, średnie ryzyko zgonu byłoby równe π , a jego wariancja $V(\pi)$.

Połączenie dwumianowego rozkładu ogólnej liczby zgonów dzieci w danej rodzinie, z rozkładem beta liczby zgonów dzieci w różnych rodzinach prowadzi do rozkładu beta-dwumianowego². Prentice wykazał, że rozkład ten pozwala z dobrym przybliżeniem obliczyć szukane prawdopodobieństwo zgonu dzieci do dwóch lat życia. Dla danej populacji szuka się jednego rozkładu beta – jako najbardziej prawdopodobnego rozkładu beta, z którego mógłby pochodzić zaobserwowany rozkład zgonów. Dla każdej populacji szacuje się jedną wartość parametru π i jedną wartość parametru γ .

Kolejnym krokiem jest oszacowanie przewidywanego czasu przeżycia w ciągu pierwszych dwóch lat życia (S) na podstawie prawdopodobieństwa zgonu oszacowanego w wyżej opisany sposób, a następnie mierzy się nierówność w czasie przeżycia. Oczekiwany czas przeżycia można obliczyć wg wzoru (por. [2]):

² Model ten jest szeroko stosowany w badaniach biomedycznych, najczęściej do badania prawdopodobieństwa przeżycia zwierząt w miotach.

$$S = \frac{1}{{}_2m_0} - \frac{e^{-2 \cdot {}_2m_0}}{2 \cdot {}_2m_0} \quad (8)$$

gdzie S to przewidywany czas przeżycia, a ${}_2m_0$ jest współczynnikiem zgonów w ciągu pierwszych dwóch lat życia. Z kolei ${}_2m_0$ można obliczyć na podstawie prawdopodobieństwa zgonu w ciągu pierwszych dwóch lat życia, ${}_2q_0$:

$${}_2m_0 = \frac{\ln[1 - {}_2q_0]}{2} \quad (9)$$

Aby dokonać oceny stopnia nierówności zdrowotnej w populacji, trzeba dokonać wyboru miernika nierówności. We wzorze (10), w odróżnieniu od (11), nie uwzględnia się w liczniku średniego czasu przeżycia (por. [2]):

$$II[\alpha, \beta] = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |S_i - S_j|^\alpha}{2n^2 \bar{S}^\beta} \quad (10)$$

gdzie S_i jest oczekiwanym czasem przeżycia o okresie od momentu urodzenia do wieku dwóch lat i -tego dziecka, a \bar{S} jest przeciętną dla populacji. W mierniku tym porównuje się czas przeżycia każdego dziecka z każdym innym w badanej populacji.

$$IM[\alpha, \beta] = \frac{\sum_{i=1}^n |S_i - \bar{S}|^\alpha}{n \bar{S}^\beta} \quad (11)$$

Miernik IM zbudowany jest w oparciu o odchylenia wartości indywidualnych (dla i -tego dziecka) od średniej dla badanej populacji, a $\alpha > 1$ jest wagą przywiązywaną do obserwacji pochodzących ze skrajnych części omawianego rozkładu; gdy $\alpha = 1$ uwzględnia się je w stopniu minimalnym. $\beta \in [0, 1]$ określa stopień, w jakim odchylenia od średniej są odchyleniami bezwzględnymi bądź względnymi w odniesieniu do średniej. Dla $\beta = 0$ bierze się pod uwagę tylko odchylenia bezwzględne, dla $\beta = 1$ – względne. Dla celu analizy empirycznej, miernik nierówności zdrowotnej (II) określono (por. [3]) jako:

$$II = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |s_i - s_j|^3}{2n^2 \bar{s}^{0,5}} \quad (12)$$

gdzie s_i jest przewidywanym czasem przeżycia między urodzeniem a drugim rokiem życia i -tego dziecka, a (\bar{s}) jest przewidywanym średnim czasem przeżycia w ciągu pierwszych dwóch lat życia w danej populacji.

E. Gakidou i G. King (por. [1]) wykorzystali opisaną metodę badania nierówności przeżycia dzieci do pomiaru nierówności zdrowotnej w 50 krajach. Do pomiaru nierówności zdrowotnej wykorzystali dane zgromadzone w sondażu demograficzno-zdrowotnym (DHS) przeprowadzonym w latach od 1987 do 1997.

Stopień sprawiedliwości dystrybucji zdrowotności oszacowany został natomiast przez Światową Organizację Zdrowia w 2000 roku dla 191 krajów za pomocą wskaźnika równości przeżycia dzieci ECS (*Equality of child survival*) (por. [11, 12]).

Wskaźniki równości przeżycia dzieci ECS (*Equality of child survival*) w badanych populacjach obliczono ze wzoru:

$$ECS = \left[1 - \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |s_i - s_j|^3}{2n^2 \bar{s}^{0,5}} \right] \quad (13)$$

3. Metoda oceny nierówności finansowej

Wiele powszechnie używanych mierników nierówności finansowej można zaliczyć do dwóch grup: mierzących różnice między jednostkami oraz mierzące średnie różnice indywidualne. Pomiar indywidualny dotyczy różnic między każdą parą jednostek lub gospodarstw domowych w próbie. Taki pomiar indywidualny stosujemy, gdy badamy różnicę między jednostkowymi wydatkami na opiekę zdrowotną w odniesieniu do średnich wydatków w populacji. Do takiej grupy pomiarów należy współczynnik Giniego, powszechnie używany do charakterystyki rozkładu dochodu (por. [6]).

Pomiar średniej różnicy indywidualnej w kontekście oszacowania HFC (*household financial contribution*) wynika z normatywnych rozważań leżących u podstawy zasady jednakowego obciążenia gospodarstw domowych wydatkami na rzecz systemu zdrowotnego.

Średnią indywidualną różnicę [wzór (11), w tym przypadku IMD (*individual-mean difference*)] nierówności rozkładu zmiennej y [w tym przypadku HFC (*household financial contribution*)] obliczamy jako (por. [2, 8, 14]):

$$IMD(\alpha, \beta) = \frac{\sum_{i=1}^n |y_i - \mu|^\alpha}{\eta \mu^\beta} \quad (14)$$

gdzie y_i oznacza finansowy wkład gospodarstwa domowego HFC (*household financial contribution*) i , μ jest wysokością średnich wydatków finansowych (tzn. średnim HFC), natomiast n jest liczbą gospodarstw domowych w próbie.

Dla obliczenia wariancji średniego finansowego wkładu gospodarstwa domowego przyjmuje się, że $\alpha = 2$ a $\beta = 0$, a odchylenie standardowe wyraża się wzorem

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum (HFC_i - \mu)^2}{n}} \quad (15)$$

gdzie HFC_i oznacza indywidualne wydatki gospodarstw domowych i a μ oznacza średnią HFC. W oparciu o zasadę jednakowego obciążenia wydatkami ponoszonymi przez gospodarstwa domowe, można zaproponować alternatywny miernik, związany z odchyleniem standardowym. Przy założeniu, że należy skomasować koszty opieki zdrowotnej, a obciążenie powinno zostać podzielone jednakowo na wszystkie gospodarstwa domowe, można wnioskować, że rozkładu HFC nie należy porównywać ze średnią HFC, ale raczej z poziomem, który jest równy stosunkowi ogólnych kosztów opieki zdrowotnej do ogólnej zdolności płatniczej (por. [8]).

Założmy, że system opieki zdrowotnej zabiera pewną kwotę dochodu (*THE*)

$$THE = HFC_1 CTP_1 + HFC_2 CTP_2 \dots + HFC_n CTP_n \quad (16)$$

gdzie HE_i oznacza całkowitą finansową składkę zdrowotną gospodarstwa domowego i a CTP_i oznacza jego zdolność płatniczą. Zgodnie z definicją sprawiedliwości mówiącą, że każde gospodarstwo powinno wpłacić taką samą część w stosunku do swojej zdolności płatniczej (por. [5]), mamy:

$$HFC_1 = HFC_2 \dots = HFC_n = k \quad (17)$$

Podstawiając równanie (17) do równania (16), otrzymujemy:

$$\sum HE_i = k * \sum CTP_i \quad (18)$$

czyli

$$k = \frac{\sum HE_i}{\sum CTP_i} = HFC_0 \quad (19)$$

HFC₀ to wydatki na opiekę zdrowotną, jakie ponosiłyby wszystkie gospodarstwa domowe zgodnie z zasadą równego obciążenia.

Do oceny sprawiedliwości finansowania opieki zdrowotnej można zastosować także m.in. wskaźniki (por. [14, 15, 16]):

- wskaźnik Theila,
- średnie odchylenie logarytmiczne MLD,
- wskaźnik Atkinsona,
- wskaźnik sprawiedliwości wkładu finansowego FFC.

Wskaźniki te należą do grupy mierników opartych o średnią różnicę indywidualnej pod względem nierówności w tym sensie, że porównuje się indywidualne wydatki do średniej. Formułę wskaźnika Theila można zapisać w postaci:

$$T = \frac{1}{n} \sum \frac{y_i}{\mu} \ln\left(\frac{y_i}{\mu}\right) \quad (20)$$

gdzie μ oznacza średni dochód, a definiujemy $y_i = 1 - \text{HFC}_i$. Równanie (20) można wtedy zapisać jako (por. [14]):

$$T = \frac{1}{n} \sum \frac{1 - \text{HFC}_i}{1 - \text{HFC}_0} \ln\left(\frac{1 - \text{HFC}_i}{1 - \text{HFC}_0}\right) \quad (21)$$

Wskaźnik Theila przyjmuje wartości z przedziału $\langle 0; \ln n \rangle$. Wartość wskaźnika Theila jest równa zero przy rozkładzie idealnie równomiernym, a im silniejsza nierówność finansowa, tym wyższa wartość wskaźnika.

Inny miernikiem jest średnie odchylenie logarytmiczne (MLD) zdefiniowane jako (por. [14]):

$$MLD = \frac{1}{n} \sum \ln\left(\frac{\mu}{y_i}\right) \quad (22)$$

Taką samą poprawkę można zastosować do MLD

$$MLD = \frac{1}{n} \sum \ln\left(\frac{1 - \overline{\text{HFC}_0}}{1 - \text{HFC}_i}\right) \quad (23)$$

gdzie y_i oznacza dochód gospodarstwa domowego i , a μ oznacza średni dochód wszystkich gospodarstw domowych. MLD równy jest zero w przypadku absolutnej równości, a wyższe wartości wskazują na rosnącą nierówność finansową.

W konstrukcji wskaźnika Atkinsona przyjmuje się dodatkowe założenia co do postaci funkcyjnej leżącej u podstaw funkcji socjalnej, obciążeń socjalnych i związku między transferami i zmianami nierówności.

Przypuśćmy, że funkcja użyteczności w każdym gospodarstwie domowym jest taka sama i przybiera postać:

$$U(y_i) = a + b \frac{y_i^{(1-e)}}{1-e} \quad (24)$$

dla e , które nie jest równe 1, oraz

$$U(y) = \ln(y) \quad (25)$$

kiedy $e = 1$. Im większa wartość e (e przyjmuje wartości od 0 do 1), tym większe zainteresowanie społeczne nierównością finansową. Miernik Atkinsona wskazuje stopień nierówności poprzez odjęcie odchyień od tego maksimum. Miernik ten można wyprowadzić w następujący sposób:

1. Należy określić wyrównany poziom dochodu, y_e , który, przydzielony każdemu członkowi populacji, prowadziłby do tego samego poziomu pomocy społecznej (W^*)

$$W^* = a + b \sum \left(\frac{y_i^{(1-e)}}{1-e} \right) = \frac{1}{n} \sum U(y_e) = U(y_e), \quad (26)$$

po podstawieniu do równania (24) mamy:

$$y_e = \left(\frac{1}{n} \sum y_i^{1-e} \right)^{\frac{1}{1-e}} \quad (27)$$

2. Następnym krokiem jest porównanie równo rozłożonego dochodu (y_e) i średniego dochodu (μ).

Wskaźnik Atkinsona (A) można teraz zapisać jako:

$$A = 1 - \frac{y_e}{\mu} = 1 - \left[\frac{1}{n} \sum \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^{1-e} \right]^{\frac{1}{1-e}} \quad (28)$$

Wskaźnik Atkinsona mieści się między zerem (całkowita równość) a jednością (maksymalna nierówność). Cechą wyróżniającą tego wskaźnika jest jego zdolność do wychwytywania ruchów w różnych segmentach rozkładu nierówności przy pomocy zmian w wartości parametru e .

Aby wskaźnik Atkinsona odzwierciedlał prawidłowość, że przydatność społeczna wskaźnika jest odwrotnie proporcjonalna do obciążenia płatnościami na ochronę zdrowia, należy podstawić $y_i = 1 - \text{HFC}$ do wzoru (28), a mianowicie:

$$A = 1 - \left[\frac{1}{n} \sum \left(\frac{1 - HFC_i}{1 - HFC_0} \right)^{1-e} \right]^{\frac{1}{1-e}} \quad (29)$$

Wskaźnik Atkinsona jest oparty o różnice i ponadto, wyrażony jest w jednostkach dających się łatwo interpretować.

Wskaźnik sprawiedliwości wkładu finansowego FFC (*Fairness in financial contribution*) został zaproponowany przez Światową Organizację Zdrowia jako charakterystyka rozkładu (HFC). Jest on zbudowany w formie odchylenia standardowego [wzór (15)], jednak aby nadać większą wagę prawej stronie rozkładu, obejmującej gospodarstwa domowe z potencjalnie wysokimi wydatkami, zamiast $\alpha = 2$, przyjęto $\alpha = 3$. Ponadto, sumę odchyleń odjęto od 1, w wyniku czego, miernik ten przybiera wartości z przedziału od 0 do 1, a stopień sprawiedliwości finansowej wzrasta w miarę, jak wskaźnik zbliża się do jedności. Wskaźnik FFC zdefiniowano więc jako:

$$FFC = 1 - \sqrt[3]{\frac{\sum_{i=1}^n |HFC_i - \mu|^3}{n}} \quad (30)$$

Poziom sprawiedliwości w finansowaniu opieki zdrowotnej oszacowany został przez Światową Organizację Zdrowia dla 191 krajów za pomocą miernika FFC_{WHR}

$$FFC_{WHR} = 1 - 4 \sqrt[3]{\frac{\sum_{i=1}^n |HFC_i - \mu|^3}{0,125n}} \quad (31)$$

Zakończenie

W przeprowadzonym w 1997 r. przez Światową Organizację Zdrowia – jedynym globalnym badaniu dotyczącym jakości funkcjonowania systemu opieki zdrowotnej – wykorzystano do pomiaru wskaźniki: równości przeżycia dzieci ECS (*Equality of child survival*) i sprawiedliwości wkładu finansowego FFC (*Fairness in financial contribution*). W ogólnym rankingu, od najlepiej funkcjonującej służby zdrowia do najgorzej funkcjonującej, na 191 państw – Polska zajęła 37 miejsce, tj. ze względu na nierówność zdrowotną 5 miejsce; niestety, ze względu na sprawiedliwość w finansowaniu opieki zdrowotnej – 150 miejsce.

Literatura

- [1] Gakidou E., King G., *An individual approach to health inequality: child survival in 50 countries*, GPE Discussion Paper Series: No. 28 WHO, Geneva 2001.
- [2] Gakidou E., Murray C.J.L., Frank J., *A framework for measuring health inequality*, [in:] Murray C.J.L., Evans D.B. (eds.) *Health systems performance assessment: debates, methods and empiricism*, WHO, Geneva 2003.
- [3] Gakidou E., King G., *Measuring total health inequality: Adding individual variation to group – level differences*, in: Murray C.J.L., Evans D.B. (eds.) *Health systems performance assessment: debates, methods and empiricism*, WHO, Geneva 2003.
- [4] Gakidou E., King G., *Determinants of inequality in child survival: Results from 39 countries*, [in:] Murray C.J.L., Evans D.B. (eds.) *Health systems performance assessment: debates, methods and empiricism*, WHO, Geneva 2003.
- [5] Murray C.J.L., Knaul F., Musgrove Ph., Xu K., Kawabata K., *Defining and measuring fairness in financial contribution to the health system*, GPE Discussion Paper Series: No. 24, WHO, Geneva 2001.
- [6] Murray C.J.L., Xu K., Klavus J., *Assessing the distribution of household financial contributions to the health system: concepts and empirical application*, [in:] Murray C.J.L., Evans D.B. (eds.), *Health systems performance assessment: debates, methods and empiricism*, WHO, Geneva 2003.
- [7] Murray C.J.L., Lauer J., *Overall health system achievement for 191 countries*, GPE Discussion Paper Series: No. 28, WHO, Geneva 2001.
- [8] Technical Consultation on Fairness on Financial Contribution to Health Systems, Geneva 2001.
- [9] Technical Consultation on the Measurement of Health Inequalities WHO, Geneva 2001.
- [10] Regional Consultation and Technical Workshop on Health Systems Performance Assessment, WHO – SEARO, New Delhi 2001.
- [11] Report of the Workshop *Health systems performance the World Health Report*, Rio de Janeiro 2000.
- [12] World Health Organization, *The World Health Report 2000. Statistical Annex*, WHO, Geneva 2000.
- [13] Xu K., Klavus J., Kawabata, Evans D.B., *Household health system contributions and capacity to pay: definitional, empirical, and technical challenges*, [in:] Murray C.J.L., Evans D.B. (eds.), *Health systems performance assessment: debates, methods and empiricism*, WHO, Geneva 2003.

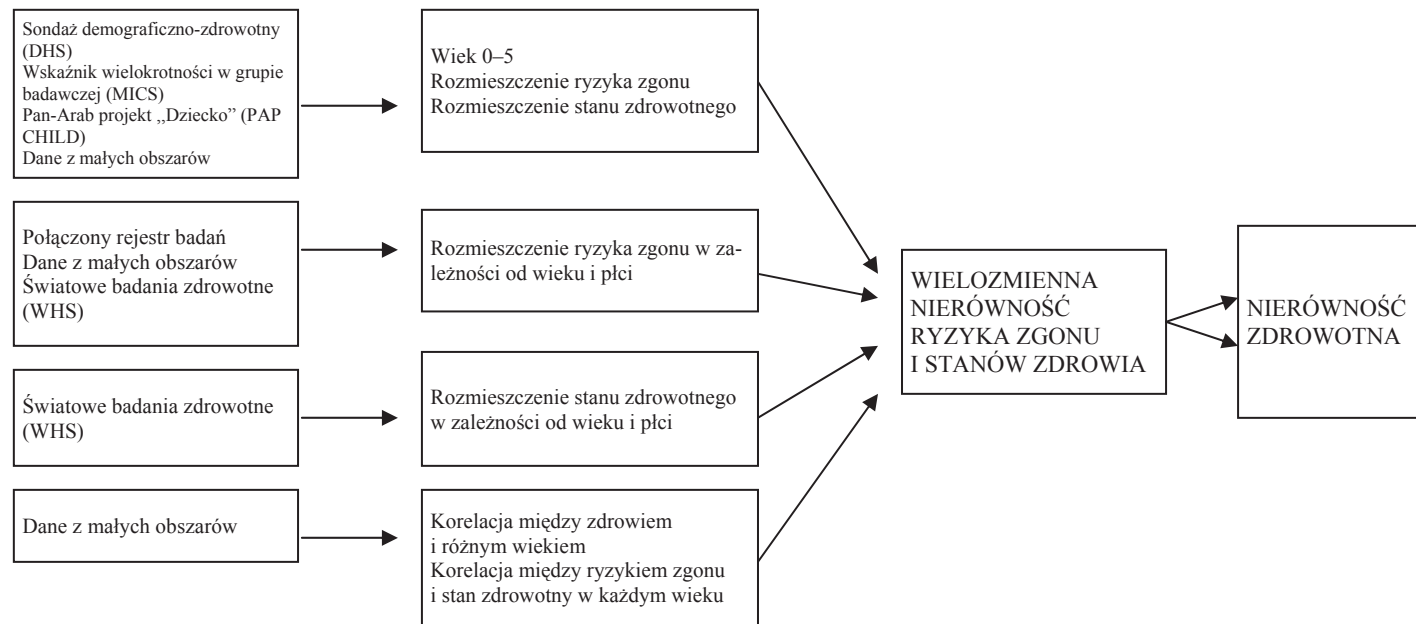
- [14] Xu K., Klavus J., Aguilar-Rivera A.M., *Summary measures of the distribution of household financial contributions to health*, [in:] Murray C.J.L., Evans D.B. (eds.), *Health systems performance assessment: debates, methods and empiricism*, WHO, Geneva 2003.
- [15] Xu K., Klavus J., Evans D.B., *The Impact of Vertical and Horizontal Inequality on the fairness in financial contribution index*, [in:] Murray C.J.L., Evans D.B. (eds.), *Health systems performance assessment: debates, methods and empiricism*, WHO, Geneva 2003.

Summary

Remarks on Methods of Measurement of Health Inequalities and Fairness of Financial Contribution in Health System

Composite measure overall health system attainment is built on five social aspects: level of health, health inequality, responsiveness, responsiveness distribution and fairness of financial contributions to health. In this article methods of health inequality measurement (Equality of child survival) and Fairness in financial contribution (FFC) are presented.

Załącznik 1



Rys.1. Sondáže przeprowadzone w celu uzyskania danych do pomiaru nierówności zdrowotnej

Źródło: [9]