

Paulina UCIEKLAK-JEŻ
Agnieszka BEM
Akademia im. Jana Długosza w Częstochowie

Wpływ niefinansowych zasobów systemu ochrony zdrowia na stan zdrowia kobiet i mężczyzn w Polsce

Synopsis: Celem badania jest analiza związków pomiędzy wielkością i rozmieszczeniem niefinansowych zasobów ochrony zdrowia (kadra medyczna, infrastruktura, sprzęt diagnostyczny) a stanem zdrowia populacji kobiet i mężczyzn w Polsce, mierzonym wskaźnikiem dalszego oczekiwanego trwania życia w wieku 45 i 60 lat.

Metody badawcze obejmują MNK oraz ważoną MNK, uzupełnione o wybrane mierniki dopasowania modelu – kryterium informacyjne Akaike Information, kryterium Hannana-Quinna, kryterium Schwarza-Bayesa.

Wyniki badań wskazują na występowanie istotnego statystycznie związku pomiędzy wybranymi niefinansowymi zasobami ochrony zdrowia. Wykazano, że z punktu widzenia stanu zdrowia populacji najważniejsze znaczenie mają zasoby podstawowej opieki zdrowotnej oraz dostęp do nowoczesnej diagnostyki. Podobną rolę odgrywa liczba łóżek szpitalnych i sal operacyjnych. Nie potwierdzono jednoznacznie różnic pomiędzy płciami i badanymi grupami wiekowymi.

W badaniu wykorzystano dane przekrojowe w układzie wojewódzkim za lata 2009 i 2013, pochodzące z Centrum Systemów Informacyjnych Ochrony Zdrowia.

Słowa kluczowe: system ochrony zdrowia, zasoby niefinansowe, stan zdrowia.

Wprowadzenie

Jednym z celów, które realizują systemy zdrowotne, jest regionalna redystrybucja zasobów systemu – zarówno finansowych, jak i niefinansowych. Redystrybucję tę można uznać za sprawiedliwą, jeśli podział zasobów oparty jest na kryterium uzasadnionych potrzeb zdrowotnych lokalnych społeczności. Działania takie powinny prowadzić to niwelowania różnic regionalnego zróżnicowania wskaźników zdrowotności, których źródłem może być cały szereg czynników społeczno-ekonomicznych czy środowiskowych.

Celem badania jest analiza efektywności regionalnej alokacji niefinansowych systemów ochrony zdrowia w polskim systemie ochrony zdrowia. W pracy

przyjęto założenie, że redystrybucja zasobów finansowych ma drugorzędny charakter w stosunku do zasobów niefinansowych. Istniejąca struktura zasobów niefinansowych (rozmieszczenie szpitali, wyposażenie w kadre i sprzęt medyczny) wpływa bowiem znacząco na podział dostępnych w systemie środków finansowych.

W procesie projektowania badania sformułowano 2 hipotezy badawcze:

H1: alokacja zasobów niefinansowych wpływa na stan zdrowia populacji,

H2: alokacja zasobów niefinansowych ma zróżnicowany wpływ na stan zdrowia kobiet i mężczyzn.

Hipoteza H1 zakłada występowanie istotnego statystycznie związku pomiędzy regionalną redystrybucją zasobów niefinansowych a stanem zdrowia populacji w wieku 45 i 60 lat. Zweryfikowanie hipotezy H1 obejmuje nie tylko analizę związków pomiędzy niefinansowymi zasobami a wskaźnikami zdrowotności populacji, ale umożliwia również wskazanie kategorii zasobów, które mają kluczowe znaczenie z punktu widzenia stanu zdrowia.

Konstrukcja hipotezy H2 bazuje na analizie różnic w zdrowotności populacji kobiet i mężczyzn w wieku 45 i 60 lat, jako konsekwencji nieefektywnego rozmieszczenia niefinansowych zasobów systemu ochrony zdrowia. Różnice te mogą mieć swoje źródło w prowadzonej przez samorządy, przede wszystkim samorządy województwa, polityce zdrowotnej [10]. O ile Narodowy Fundusz Zdrowia dokonuje alokacji środków finansowych na realizację świadczeń zdrowotnych, samorządowe władze województwa, poprzez tworzenie planów zabezpieczenia świadczeń zdrowotnych, wpływają realnie na geograficzne rozmieszczenie infrastruktury ochrony zdrowia.

Inspiracją do badania był fakt, że wiele wcześniejszych badań potwierdziło związek pomiędzy liczbą i rozmieszczeniem kadry medycznej, zwłaszcza lekarzy, i wskaźnikami zdrowotności populacji, między innymi wskaźnikami śmiertelności i oczekiwaną długością życia. Związek ten istnieje nawet po uwzględnieniu nierówności dochodowych ([1], [2], [4]) oraz rozmieszczenia infrastruktury ochrony zdrowia (liczba łóżek szpitalnych) i korzystania ze świadczeń zdrowotnych [5].

Chociaż badanie koncentruje się na geograficznym rozmieszczeniu zasobów ochrony zdrowia, trudno jest pominąć czynniki społeczno-ekonomiczne, które są silnie skorelowane ze stanem zdrowia (płeć, edukacja, dochody). Populacje wojewódzkie wykazują znaczące zróżnicowanie nie tylko w kontekście poziomu dochodów i wykształcenia, ale również pomiędzy kobietami i mężczyznami [6]. Fakt, że kobiety łączą szereg różnych funkcji społecznych (praca zawodowa, opieka nad dziećmi i osobami starszymi itp.), powoduje, że nie tylko korzystają bardziej intensywnie z instrumentów wsparcia socjalnego, ale również, pomimo dłuższego oczekiwanego trwania życia, ich stan zdrowia, mierzony zachorowalnością czy dalszym trwaniem życia w zdrowiu, jest przeciętnie gorszy niż w przypadku populacji męskiej. Bazując na wcześniejszych badaniach, można

stwierdzić, że kobiety w badanej grupie wiekowej korzystają ze świadczeń zdrowotnych częściej niż mężczyźni [7].

W badaniu wykorzystano dane statystyczne dotyczące regionalnej redystrybucji infrastruktury (jednostki ochrony zdrowia, sprzęt diagnostyczny) i zasobów ludzkich (lekarze pierwszego kontaktu, lekarze specjaliści, pielęgniarki), pochodzące z Centrum Systemów Informacyjnych Ochrony Zdrowia, oraz dane Głównego Urzędu Statystycznego. Badania obejmowały lata 2009–2013 [8].

1. Metodologia badania

Celem badania jest analiza związków pomiędzy geograficzną alokacją zasobów niefinansowych a efektami reprezentowanymi przez wskaźniki zdrowotności populacji. Oznacza to ocenę efektywności tej alokacji. Dane były analizowane w ujęciu terytorialnym, odpowiadającym poziomowi NTS2 (zgodnie z nomenklaturą GUS). W przypadku Polski oznacza to analizę na poziomie 16 województw.

Zmienną objaśniającą w konstruowanych modelach było oczekiwane dalsze trwanie życia dla kobiet i mężczyzn w wieku 45 (LEF_45; LEM_45) i 60 lat (LEF_60; LEM_60) dla danych z roku 2009 i 2013. Oczekiwana długość życia jest z jednym kluczowych wskaźników poprawy stanu zdrowia populacji, który umożliwia analizę stanu zdrowia zarówno w oparciu o kryterium płci, jak i miejsca zamieszkania. Na potrzeby analizy wykorzystano oczekiwaną długość życia dla osób w średnim wieku, biorąc pod uwagę, że na oczekiwaną długość życia dla 0-latka silnie wpływa śmiertelność okołoporodowa. Tym samym przyjęto założenie, że stan zdrowia osób w średnim wieku, wyrażony przez LE₄₅ i LE₆₀, jest w znacznej mierze uzależniony od dostępności i jakości świadczeń zdrowotnych, czy – generalnie mówiąc – sprawności systemu zdrowotnego.

Zbiór zmiennych kandydatek na zmienne objaśniające obejmował 15 zmiennych (tabela 1). Dane dotyczące infrastruktury i zasobów kadrowych zostały przekształcone w wartości względne (w relacji do liczby mieszkańców województw).

Tabela 1. Potencjalne zmienne objaśniające

Zmienna	Definicja
Lekarze w szpitalach (DOC)	Liczba lekarzy w szpitalach, niezależnie od formy zatrudnienia
Lekarze specjaliści (DOC_SPEC)	Liczba lekarzy specjalistów w opiece stacjonarnej i ambulatoryjnej, niezależnie od formy zatrudnienia
Pielęgniarki (NURS)	Pielęgniarki pracujące w szpitalach, niezależnie od formy zatrudnienia
Położne (MIDS)	Położne pracujące w szpitalach, niezależnie od formy zatrudnienia
Lekarze pierwszego kontaktu (GP_DOC)	Liczba lekarzy pierwszego kontaktu, niezależnie od formy zatrudnienia

Tabela 1. Potencjalne zmienne objaśniające (cd.)

Zmienna	Definicja
Pielęgniarki podstawowej opieki zdrowotnej (GP_NURS)	Pielęgniarki zatrudnione w podstawowej opiece zdrowotnej (POZ), niezależnie od formy zatrudnienia
Łóżka szpitalne (BEDS)	Całkowita liczba łóżek szpitalnych
Sal operacyjne (O_ROOM)	Całkowita liczba sal operacyjnych w szpitalach
Echokardiograf (ECHO)	Liczba aparatów do echokardiografii
Rentgen (XRAY)	Liczba aparatów rentgenowskich
Ultrasonograf (USG)	Liczba aparatów do ultrasonografii
Elektromiografia (ELMIO)	Liczba aparatów do elektromiografii
PET (PET)	Liczba aparatów do pozytonowej tomografii emisyjnej
Tomografia komputerowa (CTG)	Liczba aparatów do tomografii komputerowej
Rezonans magnetyczny (MAG_RES)	Liczba aparatów do rezonansu magnetycznego

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych CSIOZ [20].

W analizie wykorzystano narzędzia modelowania ekonometrycznego, przede wszystkim Metodę Najmniejszych Kwadratów (MNK) oraz ważoną MNK, a także mierniki dopasowania modelu, takie jak: kryterium informacyjne Akaike, kryterium Hannana-Quinna, kryterium Schwarza-Bayesa. Obliczenia przeprowadzono z zastosowaniem pakietu Statistica 10.

Wyniki i dyskusja

Model 1

W modelu 1 zmienną objaśnianą było oczekiwane dalsze trwanie życia dla kobiet w wieku 45 lat (LEF_45). Oszacowany model wskazał, że liczba pielęgniarek w podstawowej opiece zdrowotnej oraz wyposażenie w sprzęt diagnostyczny (liczba aparatów do echokardiografii i aparatów do rezonansu magnetycznego) wyjaśniają w 83,34% stan zdrowia kobiet w wieku 45 lat (tabela 2 i 3).

Tabela 2. Wyniki estymacji: zmienna objaśniana (Y_i): LEF_45 (2009)

Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	Test t-Student	p-value
const	34,9583	0,891675	39,2052	<0,0001 ^{***}
GP_NURS	4,41882	0,615759	7,1762	<0,0001 ^{***}
ECHO	52,8581	27,9225	1,8930	0,0849 [*]
MAG_RES	2,74414	0,424455	6,4651	<0,0001 ^{***}
* poziom istotności $\alpha = 0,1$, ** poziom istotności $\alpha = 0,05$ *** poziom istotności $\alpha = 0,01$				

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3. Mierniki dopasowania modelu 1

Średnia arytm. zm. zależnej	36,44938	Odch. stand. zm. zależnej	0,660782
Suma kwadratów reszty	1,091373	Błąd standardowy reszty	0,314985
Wsp. determ. R ²	0,833365	Skorygowany R ²	0,772771
F(6, 9)	13,75316	Wartość p dla testy F	0,000293
Logarytm wiarygodności	1,221801	Kryt. inform. Akaike'a	12,44360
Kryt. Schwarza-Bayesa	16,30655	Kryt. Hannana-Quinna	12,64142

Źródło: opracowanie własne.

Test normalności reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 4,69575, p-value = 0,0955718

Model 2

Dla analogicznego okresu przeprowadzono estymację, przyjmując za zmienną objaśnianą dalszą oczekiwaną długość życia dla mężczyzn w wieku 45 lat. Współczynnik determinacji R² wynoszący 91,37 % oznacza, że model jest wyjaśniony za pomocą sześciu zmiennych objaśniających. Analiza wykazała, że z punktu widzenia stanu zdrowia mężczyzn w wieku 45 lat istotne są zarówno zasoby kadrowe (liczba lekarzy pierwszego kontaktu, liczba pielęgniarek w szpitalach i podstawowej opiece zdrowotnej), jak i infrastruktura (liczba łóżek szpitalnych) i wyposażenie w sprzęt diagnostyczny (tomografia komputerowa, rezonans magnetyczny) (tabela 4 i 5).

Tabela 4. Wyniki estymacji: zmienna objaśniana (Y_i): (Y_i): LEM_45 (2009)

Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	Test t-Student	p-value
const	31,3859	0,91322	34,3684	<0,0001***
GP_DOC	8,68633	1,52348	5,7016	0,0003***
NURSE	4,75544	0,828135	5,7423	0,0003***
GP_NURS	2,31404	0,54203	4,2692	0,0021***
BEDS	1,61687	0,353868	4,5691	0,0013***
CTG	218,86	76,8022	2,8497	0,0191**
MAG_RES	792,455	239,913	3,3031	0,0092***

* poziom istotności $\alpha = 0,1$, ** poziom istotności $\alpha = 0,05$ *** poziom istotności $\alpha = 0,01$

Tabela 5. Mierniki dopasowania modelu 2

Średnia arytm. zm. zależnej	29,24500	Odch. stand. zm. zależnej	0,742285
Suma kwadratów reszty	0,713072	Błąd standardowy reszty	0,281479
Wsp. determ. R ²	0,913722	Skorygowany R ²	0,856203
F(6, 9)	15,88561	Wartość p dla testy F	0,000251
Logarytm wiarygodności	2,183071	Kryt. inform. Akaike'a	9,633858
Kryt. Schwarza-Bayesa	15,04198	Kryt. Hannana-Quinna	9,910798

Źródło: opracowanie własne.

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 3,46691 z wartością p = 0,176673

Model 3

W modelu 3 zmienną objaśnianą była dalsza oczekiwana długość życia dla kobiet w wieku 60 lat. Estymację przeprowadzono dla danych z 2009 roku. Wykazano, że stan zdrowia kobiet może być w 89,51% wyjaśniony sześcioma zmiennymi związanymi z istnieniem infrastruktury (liczba łóżek szpitalnych i sal operacyjnych) oraz dostępnością do aparatury diagnostycznej (echokardiografy, PET, rezonans magnetyczny), a spośród zasobów kadrowych wskazano na liczbę pielęgniarek w POZ.

Tabela 6. Wyniki estymacji: zmienna objaśniana (Y_i): LEF_60 (2009)

Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	Test t-Student	p-value
const	20,9127	0,724026	28,8840	<0,0001***
GP_NURS	3,18556	0,395676	8,0509	<0,0001***
BEDS	2,25327	0,296709	7,5942	<0,0001***
ECHO	62,1487	19,1527	3,2449	0,0101**
PET	271,524	147,928	1,8355	0,0996*
MAG_RES	556,309	91,5339	6,0776	0,0002***
O_ROOM	26,122	9,65624	2,7052	0,0242**

* poziom istotności $\alpha = 0,1$, ** poziom istotności $\alpha = 0,05$ *** poziom istotności $\alpha = 0,01$

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 7. Mierniki dopasowania modelu 3

Średnia arytm. zm. zależnej	23,17938	Odch. stand. zm. zależnej	0,483494
Suma kwadratów reszty	0,367994	Błąd standardowy reszty	0,202208
Wsp. determ. R ²	0,895053	Skorygowany R ²	0,825089
F(6, 9)	12,79299	Wartość p dla testy F	0,000587
Logarytm wiarygodności	7,475192	Kryt. inform. Akaike'a	0,950384
Kryt. Schwarza-Bayesa	4,457737	Kryt. Hannana-Quinna	0,673444

Źródło: opracowanie własne.

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 0,252594, p-value = 0,881353

Model 4

Analogicznie przeprowadzono estymację modelu dla zmiennej LEM_60 (2009). W modelu, w którym zmienną objaśnianą jest średnia długość życia mężczyzn w wieku 60, oszacowane zmienne objaśniające wraz z wyrazem wolnym są istotne statystycznie na poziomie istotności $\alpha = 0,01$. Współczynnik determinacji R² wynoszący 88,24% oznacza, że model jest wyjaśniony za pomocą sześciu zmiennych objaśniających. Estymacja wykazała, że zasoby, które mają wpływa na zdrowie mężczyzn w wieku 60 lat, to liczba lekarzy pierwszego kontaktu oraz pielęgniarek, liczba łóżek szpitalnych oraz sprzęt diagnostyczny (MAG_REST, CTG) (tabela 8 i 9).

Tabela 8. Wyniki estymacji: zmienna objaśniana (Y_i): (Y_i): LEM_60 (2009)

Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	Test t-Student	p-value
const	18,221	0,765539	23,8015	<0,0001***
GP_DOC	5,40173	1,27711	4,2296	0,0022***
NURS	2,87361	0,694213	4,1394	0,0025***
GP_NURS	2,06687	0,454375	4,5488	0,0014***
BEDS	1,24612	0,296643	4,2008	0,0023***
CTG	123,327	64,3822	1,9155	0,0877*
MAG_RES	542,225	201,116	2,6961	0,0246**

* poziom istotności $\alpha = 0,1$, ** poziom istotności $\alpha = 0,05$ *** poziom istotności $\alpha = 0,01$

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 9. Mierniki dopasowania modelu 4

Średnia arytm. zm. zależnej	17,84125	Odch. stand. zm. zależnej	0,532877
Suma kwadratów reszty	0,501092	Błąd standardowy reszty	0,235959
Wsp. determ. R ²	0,882356	Skorygowany R ²	0,803926
F(6, 9)	11,25028	Wartość p dla testy F	0,000960
Logarytm wiarygodności	5,005421	Kryt. inform. Akaike'a	3,989158
Kryt. Schwarza-Bayesa	9,397279	Kryt. Hannana-Quinna	4,266099

Źródło: opracowanie własne.

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 2,33965 z wartością p = 0,310421

Model 5

W modelu 5 oszacowano wpływ zasobów niefinansowych na stan zdrowia kobiet w wieku 45 lat, bazując na danych z roku 2013. Współczynnik determinacji R² na poziomie 93,40%, pokazał, że model wyjaśnia za pomocą siedmiu zmiennych stan zdrowia kobiet, wskazując na zasoby ludzkie: liczbę lekarzy i pielęgniarek podstawowej opieki zdrowotnej, liczbę pielęgniarek, liczbę lekarzy specjalistów w szpitalach oraz infrastrukturę: liczbę łóżek i sale operacyjne w szpitalach, a wśród sprzętu diagnostycznego – na liczbę aparatów do CTG (tabela 10 i 11).

Tabela 10. Wyniki estymacji: zmienna objaśniana (Y_i): LEF_45 (2013)

Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	Test t-Student	p-value
const	36,2939	0,215671	168,2838	<0,0001***
GP_DOC	2,52329	0,561547	4,4935	0,0020***
NURS	1,74942	0,418721	4,1780	0,0031***
DOC_SPEC	0,96619	0,380887	2,5367	0,0349**
GP_NURS	4,3818	0,570284	7,6835	<0,0001***
BEDS	1,98677	0,261035	7,6111	<0,0001***
CTG	161,129	56,0374	2,8754	0,0207**
O_ROOM	4,59701	1,44985	3,1707	0,0132**

* poziom istotności $\alpha = 0,1$, ** poziom istotności $\alpha = 0,05$ *** poziom istotności $\alpha = 0,01$

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 11. Mierniki dopasowania modelu 5

Średnia arytm. zm. zależnej	37,20313	Odch. stand. zm. zależnej	0,671364
Suma kwadratów reszty	0,445958	Błąd standardowy reszty	0,236103
Wsp. determ. R ²	0,934039	Skorygowany R ²	0,876323
F(6, 9)	16,18343	Wartość p dla testy F	0,000388
Logarytm wiarygodności	5,937941	Kryt. inform. Akaike'a	4,124119
Kryt. Schwarza-Bayesa	10,30483	Kryterium Hannana-Quinna	4,440622

Źródło: opracowanie własne.

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 1,35256, p-value = 0,508505

Model 6

Kontynuując badania, przeprowadzono estymację parametrów modelu objaśniającego wpływ niefinansowych zasobów na stan zdrowia mężczyzn w wieku 45 lat, opierając się na danych z roku 2013. Współczynnik determinacji R² na poziomie 89,60% oznacza, że model jest wyjaśniony za pomocą ośmiu zmiennych objaśniających – liczby lekarzy pierwszego kontaktu, liczby pielęgniarzek (w szpitalach i POZ), liczby lekarzy specjalistów, liczby łóżek szpitalnych oraz sprzętu diagnostycznego (echokardiograf, CTG, MAG_RES) (tabela 12 i 13).

Tabela 12. Wyniki estymacji: zmienna objaśniana (Y_i): LEM_45 (2013)

Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	Test t-Student	p-value
const	29,5339	0,391621	75,4145	<0,0001***
GP_DOC	4,02245	0,938347	4,2867	0,0036***
NURS	1,3982	0,726927	1,9234	0,0958*
DOC_SPEC	3,69251	0,735531	5,0202	0,0015***
GP_NURS	6,62587	0,950756	6,9691	0,0002***
BEDS	3,03195	0,442955	6,8448	0,0002***
ECHO	92,9026	30,0035	3,0964	0,0174**
CTG	333,531	93,3961	3,5711	0,0091***
MAG_RES	227,851	112,145	2,0318	0,0817*

* poziom istotności $\alpha = 0,1$, ** poziom istotności $\alpha = 0,05$ *** poziom istotności $\alpha = 0,01$

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 13. Mierniki dopasowania modelu 6

Średnia arytm. zm. zależnej	30,39187	Odch. stand. zm. zależnej	0,786945
Suma kwadratów reszty	0,966487	Błąd standardowy reszty	0,371577
Wsp. determ. R ²	0,895956	Skorygowany R ²	0,777049
F(8, 7)	7,534929	Wartość p dla testy F	0,007571
Logarytm wiarygodności	0,249608	Kryt. inform. Akaike'a	18,49922
Kryt. Schwarza-Bayesa	25,45251	Kryt. Hannana-Quinna	18,85528

Źródło: opracowanie własne.

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 0,59988 z wartością p = 0,740863

Model 7

W modelu 7 za zmienną objaśniającą przyjęto dalszą oczekiwaną długość życia kobiet w wieku 60 lat, w oparciu o dane z 2013 roku (LEF_60). Współczynnik determinacji (R²) wskazuje, że model wyjaśnia 89,68% zmienności, przy użyciu sześciu zmiennych wyjaśniających – liczba pielęgniarek i lekarzy podstawowej opieki zdrowotnej, liczba pielęgniarek w szpitalach, liczba łóżek szpitalnych i sal operacyjnych, liczba aparatów do CTG (tabela 14 i 15).

Tabela 14. Wyniki estymacji: zmienna objaśniana (Y_i): LEF_60 (2013)

Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	Test t-Student	p-value
const	23,1886	0,186931	124,0488	<0,0001***
GP_DOC	1,72431	0,476583	3,6181	0,0056***
NURS	1,37061	0,360472	3,8023	0,0042***
GP_NURS	2,74045	0,380582	7,2007	<0,0001***
BEDS	1,48233	0,225272	6,5802	0,0001***
CTG	81,8991	42,5386	1,9253	0,0863*
O_ROOM	3,1067	1,25902	2,4676	0,0357**

* poziom istotności $\alpha = 0,1$, ** poziom istotności $\alpha = 0,05$ *** poziom istotności $\alpha = 0,01$

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 15. Mierniki dopasowania modelu 7

Średnia arytm. zm. zależnej	23,75688	Odch. stand. zm. zależnej	0,501899
Suma kwadratów reszty	0,390070	Błąd standardowy reszty	0,208185
Wsp. determ. R ²	0,896767	Skorygowany R ²	0,827945
F(8, 7)	13,03025p	Wartość p dla testy F	0,000547
Logarytm wiarygodności	7,009124	Kryt. inform. Akaike'a	0,018247
Kryt. Schwarza-Bayesa	5,389874	Kryt. Hannana-Quinna	0,258693

Źródło: opracowanie własne.

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 3,51251, p-value = 0,17269

Model 8

Analogicznie opracowano model 8 – na podstawie danych z 2013 roku dla mężczyzn w wieku 60 lat. Współczynnik determinacji R² wynoszący 84,92% oznacza, że model jest wyjaśniony za pomocą siedmiu zmiennych objaśniających – liczby lekarzy (w szpitalach i pierwszego kontaktu), liczby pielęgniarek w szpitalach, liczby łóżek szpitalnych oraz sprzętu diagnostycznego (echokardiograf, CTG, MAG_RES) (tabela 16 i 17).

Tabela 16. Wyniki estymacji: zmienna objaśniana (Y_i): LEM_60 (2013)

Zmienna	Współczynnik	Błądstandardowy	Test t-Student	p-value
const	17,9145	0,310185	57,7543	<0,0001***
GP_DOC	2,15127	0,715638	3,0061	0,0169**
DOC	1,54645	0,423341	3,6530	0,0065***
NURS	4,69001	0,7246	6,4726	0,0002***
BEDS	2,20549	0,35409	6,2286	0,0003***
ECHO	74,9322	26,6094	2,8160	0,0226**
CTG	264,852	74,1213	3,5732	0,0073***
MAG_RES	161,245	86,2385	1,8698	0,0984*

* poziom istotności $\alpha = 0,1$, ** poziom istotności $\alpha = 0,05$ *** poziom istotności $\alpha = 0,01$

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 17. Mierniki dopasowania modelu 8

Średnia arytm. zm. zależnej	18,62562	Odch. stand. zm. zależnej	0,566250
Suma kwadratów reszty	0,725529	Błąd standardowy reszty	0,301150
Wsp. determ. R ²	0,849150	Skorygowany R ²	0,717155
F(7, 8)	6,433236	Wartość p dla testy F	0,008821
Logarytm wiarygodności	2,044522	Kryt. inform. Akaike'a	11,91096
Kryt. Schwarza-Bayesa	18,09167	Kryt. Hannana-Quinna	12,22746

Źródło: opracowanie własne.

Test na normalność rozkładu reszt –

Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny

Statystyka testu: Chi-kwadrat(2) = 0,190967 z wartością p = 0,908933

Analizując uzyskane wyniki, można wskazać te kategorie zasobów, które mają największe znaczenie z punktu widzenia stanu zdrowia populacji. Należą do nich przede wszystkim: liczba łóżek szpitalnych, liczba aparatów do MAG_RES – te zasoby zostały wskazane przez 7 z 8 oszacowanych modeli. Kolejna grupa bardzo istotnych zasobów to liczba pielęgniarek zatrudnionych w szpitalach oraz liczba lekarzy i pielęgniarek pierwszego kontaktu, a także liczba aparatów do CTG – wskazane przez 6 z 8 modeli. Pozostałe grupy zasobów, które można uznać za istotne, to liczba sal operacyjnych oraz liczba aparatów do echokardiografii (tabela 18).

Tabela 18. Zasoby niefinansowe istotne z punktu widzenia stanu zdrowia kobiet i mężczyzn

LEF_45 (2009)	LEM_45 (2009)	LEF_60 (2009)	LEM_60 (2009)	LEF_45 (2013)	LEM_45 (2013)	LEF_60 (2013)	LEM_60 (2013)
	BEDS	BEDS	BEDS	BEDS	BEDS	BEDS	BEDS
MAG_RES	MAG_RES	MAG_RES	MAG_RES		MAG_RES		MAG_RES
	NURS		NURS	NURS	NURS	NURS	NURS
	CTG		CTG	CTG	CTG	CTG	CTG
	GP_DOC		GP_DOC	GP_DOC	GP_DOC	GP_DOC	GP_DOC
	GP_NURS		GP_NURS	GP_NURS	GP_NURS	GP_NURS	
ECHO		ECHO			ECHO		ECHO
		O_ROOM		O_ROOM		O_ROOM	
				DOC_SPEC	DOC_SPEC		
GP_NURS		GP_NURS					
							DOC
		PET					

Źródło: opracowanie własne.

Analiza nie wykazała różnic w oszacowanych zmiennych objaśniających, których źródłem byłby wiek (tabela 18). Zarówno dla mężczyzn w wieku 45, jak i 60 lat kluczowe zasoby niefinansowe to liczba łóżek szpitalnych, liczba lekarzy pierwszego kontaktu, liczba pielęgniarek zatrudnionych w szpitalach i podstawowej opiece zdrowotnej oraz liczba aparatów do MAG_RES i CTG – pojawiły się one w każdym z 8 modeli (z wyjątkiem pielęgniarek pierwszego kontaktu – 7 modeli).

W przypadku kobiet analiza nie może być tak jednoznaczna. Bazując na modelach oszacowanych dla danych z roku 2009, można wskazać nieliczne zasoby, które mają istotne znaczenie z punktu widzenia zdrowotności – w przypadku kobiet w wieku 45 lat są to liczba pielęgniarek w podstawowej opiece zdrowotnej oraz liczba aparatów do echokardiografii i MAG_RES. Wraz ze wzrostem wieku dochodzą do nich kolejne zasoby związane z opieką stacjonarną – liczba łóżek szpitalnych oraz sal operacyjnych oraz liczba aparatów do diagnostyki PET. Bazując na modelach oszacowanych dla danych z roku 2013, możemy stwierdzić taki sam brak zależności pomiędzy niefinansowymi zasobami a wiekiem. Obydwa modele wskazały niemal takie same (poza jedną zmienną) istotne zasoby. Są to: liczba lekarzy i pielęgniarek w podstawowej opiece zdrowotnej, liczba pielęgniarek w szpitalach, liczba łóżek i sal operacyjnych oraz liczba aparatów do CTG.

Analiza różnic pomiędzy populacją męską i żeńską nie wykazuje znaczących różnic (dla mężczyzn istotna jest dodatkowo liczba aparatów do MAG_RES) w zakresie istotnych grup zasobów, jednak tylko wtedy, gdy za podstawę analizy przyjmujemy modele oszacowane dla danych z 2013 roku. Opierając analizę na modelach oszacowanych dla danych z 2009 roku, można wskazać na istotną różnicę pomiędzy płciami, szczególnie w przypadku osób w wieku 45 lat – stan zdrowia mężczyzn jest uzależniony od znacznie większej grupy zasobów.

Wnioski

W badaniu weryfikowano dwie hipotezy badawcze. Pierwsza z nich odnosiła się do związku pomiędzy stanem zdrowia populacji męskiej i żeńskiej, jako konsekwencji regionalnej alokacji niefinansowych zasobów ochrony zdrowia. Wykazano, że stan zdrowia populacji zależy od określonej grupy zasobów niefinansowych, przy czym nie można jednoznacznie wykazać różnic pomiędzy osobami w wieku 45 i 60 lat. Na tej podstawie wskazano kluczowe, z punktu widzenia zdrowotności, zasoby niefinansowe. Uzyskane wyniki podkreślają ogromne znaczenie podstawowej opieki zdrowotnej oraz dostępu do nowoczesnej diagnostyki (MAG_RES, CTG, echokardiograf). Za zaskakujące należy uznać fakt, że przeprowadzone badania nie wykazały istotnego wpływu zasobów kadrowych w opiece stacjonarnej (lekarze i lekarze specjaliści zatrudnieni w szpitalach),

podkreśliły jednocześnie istotny wpływ liczby łóżek szpitalnych oraz liczby sal operacyjnych, co może wskazywać, jak istotna jest fizyczna dostępność do świadczeń opieki stacjonarnej.

Przeprowadzona analiza nie pozwala na jednoznaczne pozytywne zweryfikowanie hipotezy H2. Bazując na modelach dla roku 2009 możemy stwierdzić, że stan zdrowia mężczyzn jest w większym stopniu zależny od niefinansowych zasobów ochrony zdrowia, jednak modele oszacowane dla roku 2013 tej tezy nie potwierdzają.

Prezentowane badania są częścią szerszych badań oceny efektywności alokacyjnej w polskim systemie ochrony zdrowia. Następnym krokiem w analizie powinna być budowa modelu ekonometrycznego przy wykorzystaniu danych panelowych za lata 2009–2013, co zapewni poprawę wyników – poprzez wzrost liczby stopni swobody i zmniejszenie problemu współliniowości danych, ułatwienie identyfikacji parametrów modeli ekonometrycznych i wybór konkurencyjnych założeń ekonomicznych, umożliwiających wyeliminowanie lub zmniejszenie obciążenia dla estymatorów.

Literatura

- [1] Anand S., Bärnighausen T, *Human resources and health outcomes: cross-country econometric study*, „The Lancet” 2004, nr 364, ss. 1603–1609; [http://dx.doi.org/10.1016/S0140-6736\(04\)17313-3](http://dx.doi.org/10.1016/S0140-6736(04)17313-3).
- [2] Chen L.E., Boufford J.I., Brown H., Chowdhury M., Wibulpolprasert S., *Human resources for health: overcoming the crisis*, „The Lancet” 2004, nr 364, ss. 1984–1990; [http://dx.doi.org/10.1016/S0140-6736\(04\)17482-5](http://dx.doi.org/10.1016/S0140-6736(04)17482-5).
- [3] Fyderek Ł., *Rozwiązywanie problemu nierówności dostępu oraz zdrowia w planach i strategiach wojewódzkich*, [w:] Golnowska S. (red.), *Polityka zdrowotna wobec dostępności opieki zdrowotnej, wykluczenie oraz nierówności w zdrowiu*, IPiSS, Warszawa 2007.
- [4] Horev T., Pesis-Katz I., Mukamel D.B., *Trends in geographic disparities in allocation of health care resources in the US*, „Health Policy” 2004, nr 2, ss. 223–232; <http://dx.doi.org/10.1016/j.healthpol.2003.09.011>.
- [5] Litaker D., Love T.E., *Health care resources allocation individuals' health needs: examining the degree of fit*, „Health Policy” 2005, nr 73, ss. 183–193; <http://dx.doi.org/10.1016/j.healthpol.2004.11.010>.
- [6] Sowa A., *Fakty statystyczne o dostępności opieki zdrowotnej do świadczeń zdrowotnych*, [w:] Golnowska S. (red.), *Polityka zdrowotna wobec dostępności opieki zdrowotnej, wykluczenie oraz nierówności w zdrowiu*, IPiSS, Warszawa 2007.

- [7] Ucieklak-Jeż P., Bem A., Prędkiewicz P., *Effectiveness of allocation of health system non-financial resources*, Strategica International Academic Conference – Third Edition-Local versus Global, SNSPA, Faculty of Management, Bucharest, Romania 2015, ss. 647–656.
- [8] <https://www.csioz.gov.pl/>.

The effect of non-financial reserves of the health protection system on the state of health of women and men in Poland

Abstract: The aim of this research is to analyse the relationships between the volume and distribution of non-financial resources of the health care system (medical staff, infrastructure, diagnostic equipment) and the population's state of health of women and men in Poland, at the age of 45 and 60, measured with the life expectancy indicator.

Research methods include the Least Squares (LS) method and the weighted LS, completed by selected measures of the model fitting: Akaike's Information Criterion, Hannan-Quinn's Criterion, Schwarz-Bayes' Criterion.

Test results show the existence of statistically significant relationship between selected non-financial health resources and population's state of health. It has been also proved, that, from the point of view of population state of health, primary health care resources and access to advanced diagnostics are the most important. A similar role plays by the number of hospital beds and operating rooms. The differences between the sexes and analysed age groups have not been clearly confirmed. In this research a cross-sectional data, by the provinces, for the years 2009 and 2013, have been employed. The data have been obtained from the Centre of Health Information Systems.

Keywords: health care system, non-financial resources, population's state of health.