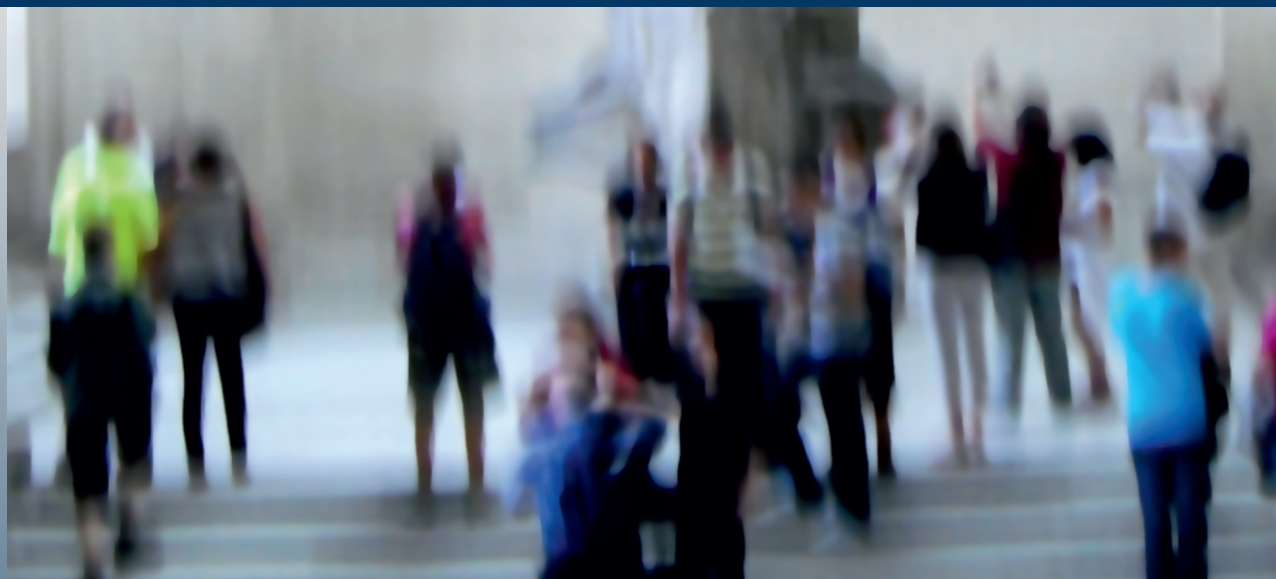


IWONA LASKOWSKA

**Zdrowie  
i nierówności w zdrowiu –  
determinanty i implikacje  
ekonomiczno-społeczne**



WYDAWNICTWO  
UNIWERSYTETU  
ŁÓDZKIEGO

IWONA LASKOWSKA

**Zdrowie  
i nierówności w zdrowiu –  
determinanty i implikacje  
ekonomiczno-społeczne**



WYDAWNICTWO  
UNIWERSYTETU  
ŁÓDZKIEGO

ŁÓDŹ 2012

Iwona Laskowska – Instytut Gospodarki Przestrzennej, Katedra Ekonometrii Przestrzennej  
Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Uniwersytet Łódzki  
91-214 Łódź, ul. Rewolucji 1905 r. nr 37

RECENZENT

*Stanisław Maciej Kot*

REDAKTOR WYDAWNICTWA UŁ

*Ewa Siwińska*

SKŁAD I ŁAMANIE

*ESUS – Agnieszka Buszewska*

OKŁADKĘ PROJEKTOWAŁA

*Barbara Grzejszczak*

Praca naukowa finansowana ze środków na naukę w latach 2010–2012  
jako projekt badawczy nr NN 111 271438

© Copyright by Uniwersytet Łódzki – Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego 2012

Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego  
90-131 Łódź, ul. Lindleya 8

Wydanie I. Nakład 150 egz. Ark. druk. 14,5  
Zam. 4999/2012. Cena zł 30,- + VAT

ISBN 978-83-7525-705-2  
<https://doi.org/10.18778/7525-705-2>

*Moim Najbliższym dedykuję...*



# SPIS TREŚCI

<b>Wprowadzenie</b> .....	9
<b>CZĘŚĆ I. WYBRANE ZAGADNIENIA TEORETYCZNE I METODOLOGICZNE</b> .....	15
<b>Rozdział 1. Zdrowie w procesach ekonomicznych</b> .....	17
1.1. Zdrowie jako element kapitału ludzkiego .....	17
1.2. Potencjalne kanały wpływu zdrowia na efekty ekonomiczne – rozważania teoretyczne.....	20
1.3. Makro- i mikroekonomiczne koszty złego stanu zdrowia .....	22
1.3.1. Stan zdrowia osób pracujących i jego konsekwencje ekonomiczne.....	23
1.3.2. Obciążenie budżetów gospodarstw domowych wydatkami na ochronę zdrowia.....	27
1.4. Rola sektora ochrony zdrowia w gospodarce .....	28
1.5. Wybrane problemy analiz empirycznych nad znaczeniem zdrowia dla rozwoju ekonomicznego .....	29
1.5.1. Pomiar stanu zdrowia na potrzeby badań empirycznych.....	30
1.5.1.1. Obiektywne mierniki stanu zdrowia .....	31
1.5.1.2. Subiektywne oceny stanu zdrowia .....	35
1.5.1.3. Indeksy stanu zdrowia.....	36
1.5.2. Złożoność relacji pomiędzy stanem zdrowia a rozwojem ekonomicznym.....	37
1.6. Wpływ stanu zdrowia na rozwój ekonomiczny – przegląd badań światowych.....	37
1.6.1. Analizy makroekonomiczne.....	38
1.6.1.1. Stan zdrowia w modelach wzrostu gospodarczego.....	38
1.6.1.2. Stan zdrowia w modelach łącznej produktywności czynników produkcji .....	46
1.7. Znaczenie zdrowia dla gospodarek regionalnych .....	47
1.8. Zdrowie a efekty ekonomiczne w badaniach mikroekonomicznych.....	48
1.8.1. Zdrowie a osiągnięte dochody z pracy.....	49
1.8.2. Zdrowie a podaż pracy.....	51
1.8.3. Absencja chorobowa .....	52
1.9. Stan badań w Polsce.....	52
1.10. Przyczyny polaryzacji wyników badań .....	53
1.11. Podsumowanie .....	55
<b>Rozdział 2. Teoretyczne i metodologiczne aspekty badań nad determinantami stanu zdrowia</b> .....	57
2.1. Uwagi wprowadzające .....	57
2.2. Dynamiczna funkcja produkcji zdrowia .....	58
2.3. Dane panelowe w empirycznych aplikacjach funkcji produkcji zdrowia .....	60

2.3.1. Dynamiczne modele panelowe. Wybrane zagadnienia.....	62
2.3.1.1. GMM pierwszych różnic Arellano-Bonda .....	63
2.3.1.2. Systemowy estymator Blundella-Bonda (GMM-SYS).....	65
2.3.2. Weryfikacja statystyczna dynamicznych modeli panelowych .....	67
2.3.2.1. Test Arellano-Bonda i test Sargana .....	67
2.3.2.2. Testy pierwiastka jednostkowego dla danych panelowych.....	68
2.4. Funkcja produkcji zdrowia z uwzględnieniem zależności przestrzennych – modele regresji przestrzennej .....	68
2.5. Modele zmiennych jakościowych w analizach indywidualnego stanu zdrowia.....	71
2.6. Pozostałe koncepcje modelowania stanu zdrowia .....	73
2.7. Makroekonomiczne determinanty i uwarunkowania stanu zdrowia .....	74
2.7.1. Rola systemu ochrony zdrowia w kształtowaniu stanu zdrowia społeczeństwa .....	76
2.7.2. Wpływ dostępności usług zdrowotnych na stan zdrowia .....	77
2.7.3. Wybrane metody pomiaru dostępności usług zdrowotnych.....	80
2.7.3.1. Klasyczne miary dostępności .....	80
2.7.3.2. Modele grawitacji.....	80
2.8. Mikroekonomiczne determinanty stanu zdrowia.....	82
2.9. Podsumowanie .....	83
<b>Rozdział 3. Istota i problem pomiaru nierówności w zdrowiu .....</b>	<b>85</b>
3.1. Wprowadzenie .....	85
3.2. Nierówności w zdrowiu jako element nierówności społecznych .....	86
3.3. Pomiar nierówności .....	89
3.3.1. Metodologia pomiaru nierówności .....	90
3.3.1.1. Krzywa Lorenza i miary wywodzące się od niej .....	92
3.3.1.2. Pomiar społeczno-ekonomicznych nierówności w zdrowiu .....	93
3.3.1.2.1. Krzywe koncentracji.....	94
3.3.1.2.2. Indeksy koncentracji.....	95
3.4. Nierówność nie do uniknięcia i nierówność, której można uniknąć. Standaryzacja demograficzna indeksu koncentracji.....	99
3.5. Dekompozycja indeksu koncentracji .....	101
3.5.1. Dekompozycja zmian w indeksie koncentracji.....	102
3.5.2. Dekompozycja indeksu koncentracji dla nieliniowych modeli stanu zdrowia .....	103
3.6. Indeksy koncentracji dla danych panelowych .....	104
3.7. Z badań światowych nad nierównościami w zdrowiu .....	104
3.8. Nierówności w wykorzystaniu świadczeń zdrowotnych i ich pomiar .....	109
3.9. Z badań nad społeczno-ekonomicznymi nierównościami w wykorzystaniu świadczeń zdrowotnych.....	113
3.10. Podsumowanie .....	117
<b>CZĘŚĆ II. WYNIKI ANALIZ EMPIRYCZNYCH DLA POLSKI .....</b>	<b>119</b>
<b>Rozdział 4. Mikroekonomiczne determinanty stanu i nierówności zdrowia w Polsce.</b>	
<b>Rezultaty analiz empirycznych.....</b>	<b>121</b>
4.1. Wprowadzenie .....	121
4.2. Metodologia badań i materiał statystyczny.....	122

4.3. Wpływ pozycji ekonomicznej na indywidualne oceny stanu zdrowia – wyniki regresji logistycznej .....	127
4.4. Związek stanu zdrowia z dochodami w wybranych subpopulacjach .....	135
4.5. Ocena skali związanych z dochodami nierówności w zdrowiu z wykorzystaniem indeksów i krzywych koncentracji.....	137
4.6. Dekompozycja indeksu koncentracji stanu zdrowia.....	141
4.7. Nierówności a wiek.....	143
4.8. Regionalne zróżnicowanie związanych z dochodami nierówności w zdrowiu .....	145
4.9. Związane z dochodami nierówności w wykorzystaniu świadczeń zdrowotnych.....	147
4.10. Skala nierówności w Polsce na tle nierówności w innych krajach.....	154
4.11. Rola polityki społecznej w niwelowaniu nierówności w zdrowiu.....	154
4.12. Podsumowanie .....	157
<b>Rozdział 5. Stan zdrowia w ujęciu przestrzennym – nierówności, uwarunkowania .....</b>	<b>159</b>
5.1. Wprowadzenie .....	159
5.2. Przestrzenne zróżnicowanie stanu zdrowia w Polsce w latach 1999–2008.....	160
5.2.1. Stan zdrowia populacji w wieku produkcyjnym.....	161
5.2.2. Syntetyczny miernik stanu zdrowia <i>HSI</i> .....	162
5.3. Przestrzenne nierówności w zdrowiu w okresie 1999–2008 .....	164
5.4. Determinanty regionalnego zróżnicowania stanu zdrowia – weryfikacja empiryczna z zastosowaniem dynamicznej funkcji produkcji zdrowia .....	166
5.4.1. Metodologia badań.....	166
5.4.2. Dostępność świadczeń zdrowotnych i jej zróżnicowanie regionalne .....	168
5.4.3. Pozostałe ekonomiczne i społeczne determinanty stanu zdrowia.....	172
5.4.4. Rezultaty analizy empirycznej.....	172
5.5. Wpływ dostępności świadczeń na przestrzenne nierówności stanu zdrowia .....	177
5.6. Wpływ poprawy dostępności świadczeń zdrowotnych na stan zdrowia osób w wieku produkcyjnym – analiza scenariuszowa.....	180
5.7. Podsumowanie .....	184
<b>Rozdział 6. Ekonomiczne implikacje stanu zdrowia – rezultaty analiz empirycznych dla Polski .....</b>	<b>185</b>
6.1. Wprowadzenie .....	185
6.2. Mikroekonomiczne implikacje stanu zdrowia.....	187
6.2.1. Zdrowie a osiągnięte dochody – oszacowania poszerzonego modelu Mincera.....	187
6.2.2. Stan zdrowia a aktywność zawodowa osób w wieku produkcyjnym .....	193
6.3. Zdrowie jako potencjalny czynnik rozwoju regionalnego – wyniki regresji wzrostu z wykorzystaniem dynamicznych modeli panelowych.....	196
6.4. Podsumowanie .....	205
<b>Zakończenie .....</b>	<b>207</b>
<b>Bibliografia .....</b>	<b>211</b>
<b>Spis tabel.....</b>	<b>225</b>
<b>Spis rysunków.....</b>	<b>227</b>
<b>Spis wykresów .....</b>	<b>229</b>
<b>Od Redakcji.....</b>	<b>231</b>





## WPROWADZENIE

Nieodłączną część rozwoju społecznego i gospodarczego zintegrowanej Europy stanowi dążenie do zmniejszania różnic w stanie zdrowia pomiędzy mieszkańcami różnych regionów oraz osobami różniącymi się położeniem społecznym<sup>1</sup>. Dobry stan zdrowia społeczeństwa uznawany jest za jeden z podstawowych warunków zrównoważonego rozwoju. Jest miarą wewnętrznej spójności i równowagi społecznej.

Rola zdrowia nabrała nowego znaczenia wraz z upowszechnieniem się w latach 80. ubiegłego wieku teorii wzrostu endogenicznego, w myśl której jednym z podstawowych wyznaczników wzrostu gospodarczego jest kapitał ludzki, w szerokim rozumieniu traktowany również jako zasób zdrowia zawarty w społeczeństwie.

Jak wynika z rozważań teoretycznych, popartych licznymi badaniami empirycznymi dla wielu krajów, stan zdrowia poza faktem, iż stanowi podstawowe prawo i wartość dla poszczególnych członków społeczeństwa, może mieć również swoje implikacje ekonomiczne zarówno dla jednostek bądź gospodarstw domowych, jak i dla gospodarek krajowych. Rzutuje także na pełnienie ról społecznych.

Można zakładać wzrost znaczenia zdrowia jako fundamentalnego czynnika, kształtującego kapitał ludzki w perspektywie pojawiających się problemów demograficznych. W obliczu starzenia się siły roboczej, istotnym problemem staje się zdrowie populacji osób pracujących. Zły stan zdrowia wśród starszych pracowników może mieć konsekwencje dla podaży pracy w wielu krajach europejskich. Problem ten dotyczy także Polski.

Zdecydowanie gorszy od przeciętnego dla krajów Unii Europejskiej stan zdrowia ludności Polski wiąże się ze szczególnymi zadaniami stawianymi przed systemem ochrony zdrowia. Jednym z nich jest „poprawa stanu zdrowia społeczeństwa polskiego w stopniu zmniejszającym dystans istniejący pomiędzy Polską i średnim poziomem stanu zdrowia w Unii Europejskiej”<sup>2</sup>. Kolejny, równie ważny cel to zmniejszenie różnic społecznych i terytorialnych w stanie zdrowia populacji.

---

<sup>1</sup> Wśród zobowiązań przyjętych przez Unię Europejską w zakresie spójności społecznej, praw człowieka i równości szans leży zmniejszenie zakresu nierówności społeczno-ekonomicznych obejmujących kilka powiązanych ze sobą wymiarów, w tym zdrowie [zob. Europejska Komisja Ekonomiczno-Społeczna, *Solidarność w zdrowiu: zmniejszanie nierówności zdrowotnych w UE*, 2008].

<sup>2</sup> Zob. Strategia rozwoju ochrony zdrowia w Polsce na lata 2007–2013.

Realizacja zadań<sup>3</sup> związanych z poprawą stanu zdrowia społeczeństwa i niwelowaniem nierówności wymaga dysponowania wynikami badań wielu dyscyplin naukowych, w tym dyscyplin zajmujących się ilościowym pomiarem zjawisk społecznych i ekonomicznych.

Powstaje potrzeba poszukiwań bądź adaptacji już istniejących metod analiz i narzędzi badawczych, mogących wspierać proces racjonalnego podejmowania decyzji związanych z wdrażaniem programów prowadzących do poprawy stanu zdrowia i redukcji nierówności.

Zasadniczy cel podjęty w niniejszej pracy stanowi przedstawienie teoretycznych i metodologicznych aspektów badań oraz wyników analiz empirycznych służących identyfikacji społeczno-ekonomicznych uwarunkowań i implikacji stanu i nierówności zdrowia w Polsce.

Cel pracy zorientowany jest na realizację zadań, mających charakter kwestii teoretyczno-metodologicznych, jak i tych o charakterze empirycznym.

Zagadnienia teoretyczno-metodologiczne koncentrują się wokół metod identyfikacji uwarunkowań stanu i nierówności zdrowia oraz sposobów analizy związku stanu zdrowia z rozwojem ekonomicznym.

Na uwagę zasługują stosowane w świecie dość powszechnie, a w Polsce niewykorzystywane metody kwantyfikacji nierówności zdrowia, zwłaszcza jej społeczno-ekonomicznego wymiaru. Przedstawione mierniki pozwalają na ocenę skali nierówności rozumianej jako nierównomierny rozkład wybranych wskaźników stanu zdrowia.

W nurt empiryczny wpisują się badania, umożliwiające weryfikację poniższych hipotez:

- czynniki społeczno-ekonomiczne stanowią jedno z głównych uwarunkowań stanu zdrowia jednostki,
- istnieją nierówności w stanie zdrowia mierzonym za pomocą ocen subiektywnych na niekorzyść osób o niskich dochodach,
- skala społeczno-ekonomicznych nierówności w zdrowiu podlega zróżnicowaniu regionalnemu,
- wzrost dostępności świadczeń zdrowotnych może przyczynić się do poprawy stanu zdrowia i zmniejszenia przestrzennych nierówności w zdrowiu,
- stan zdrowia jako składowa kapitału ludzkiego stanowi czynnik rozwoju ekonomicznego zarówno w skali mikroekonomicznej, jak i gospodarki regionalnej.

Weryfikacja poszczególnych hipotez badawczych wiązała się z zastosowaniem różnych klas modeli ekonometrycznych przy różnym stopniu dezagregacji danych statystycznych. Każde z podejść – na poziomie indywidualnym oraz na poziomie zagregowanym – wychwytuje bowiem inne aspekty, uzupełniając się nawzajem w kompleksowej analizie poruszanych zagadnień.

---

<sup>3</sup> Cele takie wyznacza Narodowy Program Zdrowia i Strategia Rozwoju Ochrony Zdrowia.

Formułowane hipotezy badawcze weryfikowane były na podstawie danych statystycznych dla Polski publikowanych przez GUS, Ministerstwo Zdrowia i Centrum Systemów Informacyjnych Ochrony Zdrowia oraz danych mikroekonomicznych udostępnionych przez Autorów projektu *Diagnoza Społeczna*.

Podjęte w pracy badania teoretyczne i empiryczne zmierzają ku bliższemu poznaniu wzajemnych relacji pomiędzy zdrowiem a rozwojem ekonomicznym. Analizując tego rodzaju związki, przyjmować można dwa różne paradygmaty badawcze. Zgodnie z pierwszym z nich, to stan zdrowia warunkuje możliwości rozwoju ekonomicznego, a inwestycje w zdrowie są inwestycjami w kapitał ludzki. W drugim z podejść przyjmuje się wpływ niskiego statusu ekonomicznego na stan zdrowia. Zakłada się, że dobre warunki życia idą w parze z dobrym stanem zdrowia, stanowiącym cel rozwoju. Bez względu na przyjęty paradygmat badania stanu zdrowia i nierównego statusu zdrowotnego należą obecnie do kanonu badań nad warunkami życia [Golinowska (red.), 2007].

Motywację do podjęcia badań w tym obszarze stanowi brak dla warunków polskich kompleksowych analiz stanu zdrowia, jego nierówności oraz konsekwencji ekonomicznych z zastosowaniem odpowiednich narzędzi statystyczno-ekonometrycznych. W Polsce, jak dotychczas, pojawiło się stosunkowo niewiele opracowań teoretycznych na temat metod pomiaru nierówności zdrowia, zwłaszcza w aspekcie społeczno-ekonomicznym, a także badań empirycznych w tym zakresie. Wprawdzie specjaliści z wielu dziedzin interesują się zagadnieniem nierówności w sferze ochrony zdrowia, jednak nie są to badania pozwalające na ilościową ocenę skali nierówności czy uwzględnienie zależności przyczynowo-skutkowych pomiędzy stanem zdrowia, jego determinantami i następstwami. Analizy ekonometryczne w tym obszarze należą do nielicznych.

Wydaje się, że prezentowane studia teoretyczne i wyniki badań empirycznych mogą w pewnej mierze przyczynić się do wypełnienia istniejącej luki.

W pracy przedstawione zostały różne podejścia badawcze do pomiaru i modelowania stanu zdrowia oraz kwantyfikacji nierówności w zdrowiu.

Większość postawionych hipotez badawczych, obejmujących wiele złożonych problemów, nie była weryfikowana empirycznie dla warunków polskich z wykorzystaniem proponowanej metodologii.

Pomiar nierówności w zdrowiu z zastosowaniem prezentowanych miar nie był dotychczas prowadzony. Możliwość dekompozycji wykorzystanego w badaniach indeksu koncentracji zdrowia pozwala na określenie głównych przyczyn społeczno-ekonomicznych nierówności w zdrowiu, co czyni go cennym narzędziem analiz w tym obszarze, ułatwiającym podejmowanie decyzji skutkujących redukcją luki zdrowotnej w wymiarze społeczno-ekonomicznym.

Modele ekonometryczne należące do klasy panelowych modeli dynamicznych nie były dotychczas stosowane w tym kontekście. Metody ich estymacji mają liczne zalety, do których zalicza się możliwość uwzględnienia dynamiki zjawisk, pewnych nieobserwowalnych cech badanych obiektów oraz endoge-

niczności niektórych zmiennych objaśniających. Ta ostatnia kwestia wydaje się szczególnie istotna w analizach wzajemnych relacji pomiędzy stanem zdrowia a rozwojem ekonomicznym.

Niewiele badań dotyczących roli kapitału ludzkiego w rozwoju ekonomicznym, zwłaszcza rozwoju regionalnym w Polsce, uwzględnia ten jego aspekt. W zdecydowanej większości kapitał ludzki utożsamiany jest z wykształceniem [np. Herbst (red.), 2007]. Zagadnienie wpływu kapitału ludzkiego w formie zdrowia na wzrost gospodarczy polskich regionów stanowi obszar słabo rozpoznany.

Warto podkreślić, iż jest to jedno z nielicznych opracowań o charakterze ekonomicznym poświęcone zagadnieniom ochrony zdrowia rozważanym nie przez pryzmat finansowania tej sfery, a zasadniczego efektu jej funkcjonowania – stanu zdrowia.

Praca składa się z dwóch części. Na część I, teoretyczno-metodologiczną, składają się rozdziały 1–3. Część II, poświęconą analizom empirycznym dla Polski, tworzą rozdziały 4–6.

Kluczowym pojęciem dla całości rozważań zawartych w pracy jest „zdrowie”. W rozdziale 1 przedstawione zostały refleksje nad znaczeniem zdrowia w procesach ekonomicznych. Dokonano przeglądu wybranych prac badawczych prezentujących wyniki badań światowych nad rolą stanu zdrowia zarówno na poziomie mikro, jak i makroekonomicznym. Przybliżone zostały zagadnienia pomiaru stanu zdrowia na potrzeby analiz empirycznych.

Teoretyczne i metodologiczne aspekty badań nad determinantami stanu zdrowia stanowią treść rozdziału 2. Znalazły się w nim propozycje modeli ekonometrycznych stosowanych w badaniach empirycznych stanu zdrowia. Konstrukcją teoretyczną wykorzystywaną w modelowaniu stanu zdrowia jest funkcja produkcji zdrowia. Rozdział ten traktować należy jako wprowadzenie do podjętych w dalszej części pracy badań dla warunków polskich.

Rozdział 3 traktuje o istocie i problemach pomiaru nierówności w zdrowiu, które w zdecydowanej części pracy utożsamiane są z nierównomiernym rozkładem wybranych wskaźników stanu zdrowia. Przedstawione zostały tutaj propozycje najbardziej popularnych metod pomiaru, w większości bazujących na krzywych koncentracji. Końcowa część rozdziału zawiera wyniki badań nad nierównościami zdrowia dla wybranych krajów, co umożliwi ocenę porównawczą skali społeczno-ekonomicznych nierówności stanu zdrowia w Polsce.

Rozdziały 4–6 stanowią drugą, empiryczną część pracy. Zakres zawartych w nich analiz dla Polski wyznaczony został przez postawione hipotezy badawcze. W wieloletniej historii światowych badań nad stanem i nierównościami w zdrowiu zaznaczają się dwa wyraźne nurty. Pierwszy z nich związany jest z analizą różnic w stanie zdrowia pomiędzy obszarami geograficznymi. Drugi natomiast odnosi się do nierówności w zdrowiu związanych z zajmowaną pozycją społeczno-ekonomiczną. W pracy rozważone zostały obydwie wątki.

Prezentowane rozwiązania i wyniki są rezultatem prowadzonych prac aplikacyjnych z wykorzystaniem danych zagregowanych oraz analiz mikroekonomicznych.

Rozdział 4 w całości poświęcony został badaniom mikroekonomicznym nad uwarunkowaniami stanu zdrowia i społeczno-ekonomicznymi nierównościami w zdrowiu. Z wykorzystaniem indeksu nierównomierności rozkładu stanu zdrowia ze względu na status społeczno-ekonomiczny weryfikowano hipotezę, iż stan zdrowia ściśle związany jest z pozycją społeczno-ekonomiczną jednostki. Poruszony został również problem korzystania ze świadczeń zdrowotnych. Badania przeprowadzone zostały w kilku przekrojach: z podziałem na województwa, wiek, poziom wykształcenia. Zastosowana metodologia zgodna jest z metodologią stosowaną w badaniach dla innych krajów, co umożliwi analizę komparatywną.

W badaniach empirycznych poświęconych ocenie stanu zdrowia populacji często ignoruje się zagadnienie jego nierównomiernego rozkładu wewnątrz kraju. Rozdział 5 traktuje o zróżnicowaniu stanu zdrowia w przekroju przestrzennym. Do pomiaru przestrzennych nierówności w zdrowiu zastosowany został indeks Giniego. Postawiono hipotezę, iż determinantą przestrzennego zróżnicowania stanu zdrowia mogą być różnice w dostępie do opieki zdrowotnej. Dla zweryfikowania powyższej hipotezy zastosowana została dynamiczna funkcja produkcji zdrowia oszacowana na podstawie danych panelowych. Zastosowana metodologia pozwoliła na ocenę czynników, wpływających na stan zdrowia i jego regionalne zróżnicowanie oraz rekomendacje ich zmian.

Kolejny, kluczowy wątek stanowią analizy poświęcone ekonomicznym implikacjom stanu zdrowia wypełniające w całości rozdział 6. Powiązania pomiędzy zdrowiem a efektami ekonomicznymi mogą być rozważane na poziomie indywidualnym bądź w skali makroekonomicznej. Z zastosowaniem modeli ekonomicznych weryfikowano hipotezę, iż stan zdrowia jednostki w istotny sposób decyduje o jej rozwoju ekonomicznym wyrażonym osiąganym dochodem i aktywnością zawodową oraz hipotezę, iż jednym z wyznaczników rozwoju regionu może być stan zdrowia społeczeństwa, szczególnie populacji osób w wieku produkcyjnym. W tym ostatnim przypadku zastosowana została regresja wzrostu dla danych panelowych.

Całość pracy dopełnia zakończenie, stanowiące podsumowanie omawianych zagadnień. Zasygnalizowano w nim ograniczenia prowadzonych analiz i kierunki dalszych badań.

Praca adresowana jest do szerokiego grona czytelników – teoretyków i praktyków, zajmujących się społeczno-ekonomicznymi aspektami stanu zdrowia. Wyniki badań mogą być bowiem wskazówką dla polityki zdrowotnej, bądź w szerszym sensie, polityki społecznej.

Poruszana problematyka jest złożona i wielowątkowa. Przedstawione rozważania teoretyczne i rezultaty badań empirycznych nie wyczerpują wszystkich

możliwych kwestii. Tworzą natomiast podstawy do szerszych analiz stanu i nierówności zdrowia oraz ich ekonomicznych implikacji.

Autorka pragnie podziękować wszystkim osobom, które bezpośrednio lub pośrednio przyczyniły się do powstania niniejszej pracy.

Szczególne wyrazy podziękowania za inspirację do podjęcia badań w tym obszarze oraz pomoc naukową składam Pani Profesor zw. dr hab. Jadwidze Sucheckiej.

Za pomoc naukową oraz stworzenie dogodnych warunków do realizacji pracy pragnę również podziękować kierownikowi Katedry Ekonometrii Przestrzennej UŁ Panu Profesorowi zw. dr. hab. Bogdanowi Sucheckiemu.

Miło mi złożyć serdeczne podziękowania na ręce Pana Profesora zw. dr. hab. Stanisława Macieja Kota, którego rzetelne i konstruktywne uwagi przyczyniły się do usunięcia z tekstu wielu niejasności i nadania ostatecznego kształtu pracy.

Niniejsza rozprawa powstała w dużej mierze dzięki dofinansowaniu Komitetu Badań Naukowych (projekt badawczy NN111 271438).

Wszelkie pozostałe w tekście usterki i niedociągnięcia obciążają wyłącznie autorkę.

## **Część I**

# **WYBRANE ZAGADNIENIA TEORETYCZNE I METODOLOGICZNE**





## Rozdział 1

### ZDROWIE W PROCESACH EKONOMICZNYCH

#### 1.1. Zdrowie jako element kapitału ludzkiego

Współcześnie, w myśl rozwijanej od lat 60. ubiegłego wieku teorii, kapitał ludzki traktowany jest jako jeden z czynników rozwoju. Teoria owa znalazła swoje odzwierciedlenie w badaniach nad wzrostem gospodarczym. Okazało się bowiem, że wyjaśnienie wzrostu produkcji wyłącznie poprzez zmiany w zasobach kapitału rzeczowego i siły roboczej nie jest możliwe. Bardziej sformalizowanego wyrazu idea kapitału ludzkiego zaczęła nabierać w latach 60. ubiegłego stulecia. Za prekursorów teorii kapitału ludzkiego uważa się Schultza [1961] i Beckera [1962].

Schultz [1961] wykazał, że kapitał ludzki stanowi istotny czynnik produkcji. On też uważany jest za autora pojęcia „kapitał ludzki”, który według niego oznacza „cechy nabytej jakości populacji, które mają wartość i mogą być wzbogacone za pomocą odpowiedniego inwestowania”. Unikatową cechą kapitału ludzkiego jest to, że stanowi część człowieka, nie jest niezależnym od niego bytem.

Zgodnie z teorią kapitału ludzkiego nakłady na podnoszenie jakości czynnika ludzkiego traktuje się w kategoriach czysto ekonomicznych, a dokładniej – jako inwestycje. Jakość kapitału ludzkiego jest pochodną inwestycji w jego rozwój. Zdaniem Schultza inwestycje w kapitał ludzki należy rozumieć jako wydatki na edukację, **opiekę zdrowotną** oraz migracje. Za Beckerem można przyjąć, że jest to „ogół działań, które wpływają na przyszły pieniężny i fizyczny dochód przez powiększanie zasobów w ludziach”. Według Beckera [1962] inwestycje w kapitał ludzki to:

- formalna edukacja,
  - doskonalenie zawodowe,
  - wykorzystywanie innych źródeł wiedzy poza szkołą i pracą,
  - a także inwestycje związane z **ochroną zdrowia** i sferą duchową człowieka.
- Domański [1993] wśród inwestycji w kapitał ludzki wymienia:
- **usługi ochrony zdrowia** wpływające na długość życia, witalność i siłę ludzi,
  - szkolenia w pracy,
  - formalne kształcenie na wszystkich poziomach edukacji,
  - migracje ludności w celu podjęcia lepszej pracy,
  - badania naukowe.

Wynika stąd, że jedną z form inwestycji w kapitał ludzki stanowią nakłady na zdrowie, decydujące o kondycji fizycznej i psychicznej, a tym samym o zdolności

do pracy. Dobry stan zdrowia może zwiększać produktywność<sup>1</sup>, co w konsekwencji prowadzi do lepszych efektów ekonomicznych.

Teoria kapitału ludzkiego stała się istotnym elementem wszechstronnej analizy roli jakości czynnika ludzkiego w procesach ekonomicznych. Liczne badania poświęcone związkom kapitału ludzkiego i wzrostu ekonomicznego na ogół potwierdzają istnienie takiej zależności, a akceptacja jego jakości ludzkiego jako czynnika w znacznym stopniu decydującego o wynikach działalności gospodarczej jest współcześnie powszechna.

Kapitał ludzki odegrał istotną rolę w endogenicznych modelach wzrostu, przy czym wyraźnie zaznaczają się dwa podejścia do jego wpływu na wzrost gospodarczy [Aghion, Howitt, 1992]. W pierwszym z nich kapitał ludzki definiowany jest jako argument funkcji produkcji. Takie podejście znaleźć można w modelu Mankiwa-Romera-Weila [1992] czy Lucasa [1988]. W podejściu drugim traktowany jest jako czynnik, mający wpływ na powstawanie innowacji i przyswajanie nowych technologii – czynnik niezbędny dla rozwoju technologicznego [zob. Florczak, 2007].

Rola zdrowia zauważona została już przez twórców teorii kapitału ludzkiego, jednak uwaga wielu badaczy przez lata skupiła się na kształceniu i zdobywaniu doświadczenia zawodowego jako czynnikach decydujących o jego jakości. Mimo roli, jaką obecnie przypisuje się kapitałowi ludzkiemu, w literaturze brak jednoznacznego i precyzyjnego określenia tego pojęcia. Może być bowiem rozumiany w wąskim zakresie i wówczas utożsamiany jest z wykształceniem. Zwolennikiem takiego podejścia jest np. Romer [1989], dla którego kapitał ludzki to „zdolności, umiejętności i wiedza poszczególnych pracowników”. W szerokim rozumieniu natomiast „kapitał ludzki to zasób wiedzy, umiejętności, **zdrowia**, energii witalnej zawartej w społeczeństwie, zdeterminowany cechami genetycznymi populacji. Zasób ten jest dany przez genetyczne cechy danej populacji raz na zawsze, ale można go powiększać drogą inwestycji zwanych inwestycjami w człowieka” [Domański, 1993, s. 19]. Współczesne rozumienie kapitału ludzkiego, mimo wielu funkcjonujących w nauce definicji, skłania się ku szerokiemu pojmowaniu tej kategorii.

Znaczący wkład w zrozumienie znaczenia zdrowia, jako integralnej części kapitału ludzkiego wniósł Grossman [1972], tworząc model „popytu na zdrowie”<sup>2</sup>. Grossman zauważył dualny charakter dobra, jakim jest zdrowie. Może być bowiem rozważane zarówno w kategorii dóbr konsumpcyjnych, jak i w kategorii dóbr inwestycyjnych. Jako dobro konsumpcyjne wpływa bezpośrednio na funkcję indywidualnej „użyteczności” (zadowolenia) – wzrasta zadowolenie ludzi,

---

<sup>1</sup> Za wyznaczniki utraty produktywności uważa się czasową nieobecność w pracy, ciągłą lub długotrwałą niepełnosprawność, przedwczesną umieralność [Maciąg, 2008].

<sup>2</sup> A dokładniej model popytu na dobro zwane „dobrym zdrowiem”. Nieco szerzej model Grossmana omówiony został w rozdziale 2 niniejszej pracy.

którzy są zdrowi. Cieszenie się dobrym zdrowiem jest przyjemne samo w sobie, ponadto pozwala na podjęcie aktywności związanych z pracą i wypoczynkiem. Czas choroby prowadzi do spadku użyteczności. Zdrowie jako dobro inwestycyjne traktowane jest jako element kapitału ludzkiego. Podobnie jak edukacja stanowi zasób, pozwalający na podjęcie aktywności zawodowej i bycie wydajnym pracownikiem. Wartość zdrowia jako dobra inwestycyjnego wychwytywana jest (przynajmniej częściowo) poprzez jego wpływ na aktywność zawodową, wydajność pracy i dochody<sup>3</sup>.

Jednakże dopiero wraz z upowszechnieniem się teorii wzrostu endogenicznego, traktujących kapitał ludzki jako jeden z czynników wzrostu gospodarczego, rola zdrowia nabrała nowego znaczenia.

Od czasu rozszerzenia przez Mankiwa, Romera i Weila [1992] modelu Solowa poprzez uwzględnienie w funkcji produkcji typu Cobba-Douglasa nowego czynnika – kapitału ludzkiego, poszukuje się odpowiednich wyznaczników tej kategorii. Współczesne modele wzrostu, obok tradycyjnych zmiennych reprezentujących pracę i kapitał, uwzględniają także indykatory kapitału ludzkiego – edukację i stan zdrowia<sup>4</sup>. Najbardziej znaczące prace z tego zakresu to Barro, Sala-i-Martin [2003] czy Bloom, Canning, Sevilla [2004].

Duży wkład w prace nad zdrowiem jako czynnikiem rozwoju gospodarczego wniósł raport Światowej Organizacji Zdrowia – *Macroeconomics and Health: Investing in Health for Economic Development* z 2001 r. Zawarte w nim tezy przyczyniły się do podjęcia na szerszą skalę badań w tym zakresie.

Traktowanie spraw zdrowia jako czynnika rozwoju społeczno-gospodarczego państw wspólnoty europejskiej znalazło swój wyraz m. in. w Strategii Lizbońskiej [2000]. Dobry stan zdrowia społeczeństwa uważany jest za podstawę zrównoważonego rozwoju gospodarczego. Jest miarą wewnętrznej spójności i równowagi społecznej. Kondycja zdrowotna populacji znalazła swoje odzwierciedlenie we wskaźniku syntetycznego rozwoju społecznego (*Human Development Index* – HDI). Jednym z trzech obszarów uwzględnionych przy jego konstrukcji jest stan zdrowia scharakteryzowany przeciętnym dalszym trwaniem życia w momencie urodzenia.

Z powyższych powodów postrzeganie ochrony zdrowia wyłącznie w kategoriach kosztu, charakterystyczne dla poprzednich dekad, ustępuje miejsca nowemu podejściu, w którym środki przeznaczane na poprawę stanu zdrowia populacji traktowane są jako inwestycja i jednocześnie jedna z metod stymulowania rozwoju społeczno-gospodarczego [WHO 2001; Suhrcke i in., 2006; Alsan i in., 2006]<sup>5</sup>.

---

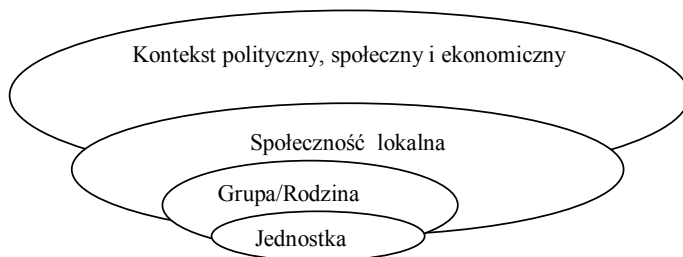
<sup>3</sup> Wcześniej wielu ekonomistów uznawało zdrowie jako formę kapitału, nie podejmując się jednakże opracowania ujęcia sformalizowanego (modelowego) tego aspektu kapitału ludzkiego.

<sup>4</sup> Rozważany jest również udział kapitału społecznego [Sztaudynger, 2005; Herbst (red.), 2007] bądź kapitału rodzinnego [Sztaudynger, 2009] we wzroście gospodarczym.

<sup>5</sup> Dla przykładu inwestycje w zdrowie umożliwiły wydłużenie o dwa lata ustawowego wieku przechodzenia na emeryturę w Niemczech [Hermanowski, 2010].

## 1.2. Potencjalne kanały wpływu zdrowia na efekty ekonomiczne – rozważania teoretyczne

Zdrowie rozpatrywać można na wielu płaszczyznach i w wielu aspektach, w tym w kontekście ekonomicznym (rys. 1.1).



Rys. 1.1. Płaszczyzny oddziaływania zdrowia

Źródło: Karski, 2006, s. 186.

W literaturze ekonomicznej wskazuje się na istnienie licznych kanałów, poprzez które zdrowie może wpływać na wyniki ekonomiczne. Najczęściej rozważane kategorie mogące znajdować się pod wpływem zdrowia to:

- podaż pracy,
- wydajność pracy,
- edukacja,
- oszczędności,
- podaż pracy członków gospodarstwa domowego z osobą chorą [Suhrecke i in., 2005].

Efekt jego oddziaływania może być obserwowany zarówno na poziomie indywidualnym, jak i w szerszej skali.

Z punktu widzenia jednostki, zdrowie jest podstawowym warunkiem rozwoju osobistego – wartością pozwalającą na realizację życiowych aspiracji. Umożliwia osiągnięcie większej wydajności i w konsekwencji wyższe dochody oraz satysfakcję z życia. Dobry stan zdrowia może stanowić zachętę do podnoszenia poziomu wykształcenia, co w sposób pośredni może również przyczyniać się do wzrostu produktywności i osiągnięcia wyższych dochodów. Wydłużenie oczekiwanej długości życia skłania do czynienia oszczędności na okres emerytalny [Suhrecke i in., 2006].

W szerszej skali zdrowie może stanowić jeden z zasobów warunkujących rozwój społeczno-ekonomiczny. Pozytywne dla całej gospodarki w efekty wiążą się mogą z wynikającego z poprawy stanu zdrowia spadku absencji chorobowej połączonego ze wzrostem wydajności pracowników. Teoretycznie można bowiem zakładać, że przeciętna wydajność pracownika zdrowego, *ceteris paribus*, będzie

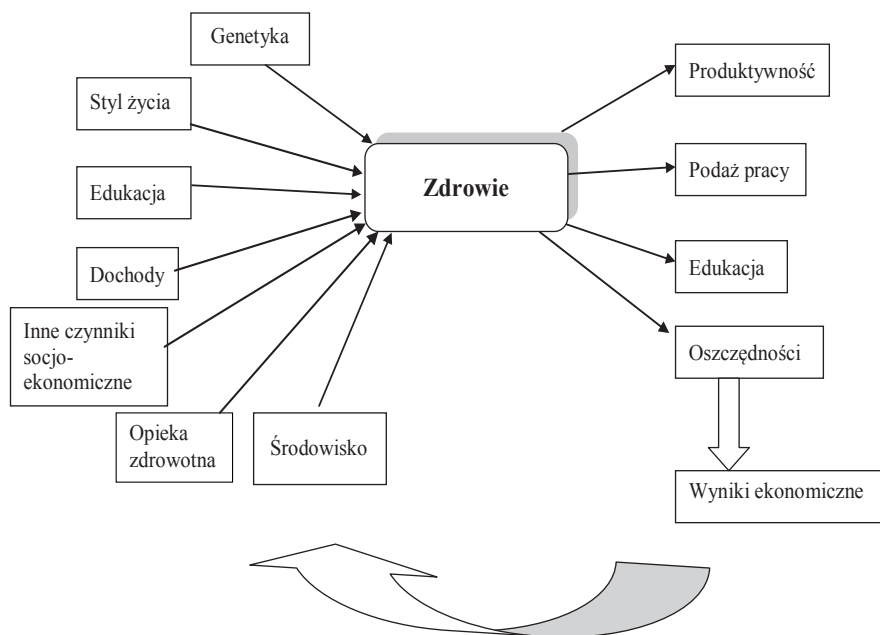
wyższa niż pracownika nie cieszącego się dobrym zdrowiem, co wynikać może z dwóch powodów:

- po pierwsze, może się to wiązać z jego lepszą kondycją fizyczną i psychiczną;
- po drugie, pracownicy zdrowi są w stanie w sposób bardziej efektywny wykorzystywać technologie, maszyny i pozostałe środki produkcji, szybciej dostosowując się do zachodzących w organizacji zmian [Hnatyszyn-Dzikowska i in., 2008].

Przyczyniając się do zmniejszenia absencji chorobowej, stan zdrowia może również kształtować podaż pracy. W społeczeństwach zdrowych, o długim przeciętnym trwaniu życia, możliwe staje się wydłużenie wieku emerytalnego.

Potencjalne korzyści ekonomiczne wynikające z poprawy stanu zdrowia populacji są przedmiotem prowadzonych w ostatnim czasie badań empirycznych nad wzrostem gospodarczym (tab. 1.1). Jednakże mechanizmy, łączące stan zdrowia i rozwój ekonomiczny, należą do niezwykle skomplikowanych. Stan zdrowia uwarunkowany jest bowiem poziomem rozwoju ekonomicznego, przekładającym się na finansowanie, sposób funkcjonowania, dostępność zasobów ochrony zdrowia, profilaktykę, edukację prozdrowotną (zob. rozdz. 2). Może być również jednym z czynników determinujących rozwój ekonomiczny<sup>6</sup>.

Potencjalne związki stanu zdrowia z gospodarką ilustruje rys. 1.2.



Rys. 1.2. Relacje między stanem zdrowia i gospodarką

Źródło: Suhrcke i in., 2005.

<sup>6</sup> Badania empiryczne związane z problematyką znaczenia stanu zdrowia dla rozwoju ekonomicznego w Polsce stanowią treść rozważań przedstawionych w rozdziale 6.

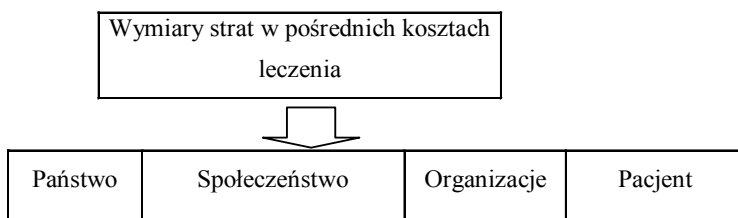
### 1.3. Makro- i mikroekonomiczne koszty złego stanu zdrowia

W rozważaniach nad ekonomicznym (i społecznym) znaczeniem zdrowia nie można pominąć stanu jego braku, czyli choroby. Przeprowadzane na świecie analizy dowodzą, że choroba nie powinna być uważana za zdarzenie wyłącznie zdrowotne. Powinna być traktowana także jako poważne zagadnienie gospodarcze [Ruszkowski, 2010].

Niski poziom zdrowia niejednokrotnie jest powodem utraty zdolności do pracy, prowadząc do obniżenia jakości życia osób chorujących i olbrzymich kosztów ponoszonych przez społeczeństwo. Choroba, a zwłaszcza choroba przewlekła, stanowi duże obciążenie nie tylko dla chorego, ograniczając jego aktywność ekonomiczną. Niekorzyści wynikające z choroby odczuwa także rodzina, zakład pracy czy każde inne środowisko, z którym spotyka się chory. Ekonomiczne konsekwencje chorób są dotkliwe również dla gospodarki – nie tylko w czasie ich wystąpienia, ale również w przyszłości. Lepszy stan zdrowia społeczności to tym samym ograniczenie negatywnych skutków chorób i wiążących się z nimi kosztów wykraczających daleko poza koszty medycyny naprawczej.

O randze problemu świadczy fakt uwzględnienia wśród przyjętych przez Radę Europy w 2001 r. wskaźników, służących do monitorowania obszarów wiążących się z najwyższymi kosztami społecznymi, również wskaźników charakteryzujących obszar zdrowia: przeciętnego dalszego trwania życia w chwili narodzin oraz samooceny stanu zdrowia według kwintylowych grup dochodowych [Panek (red.), 2007, s. 114].

W światowej ekonomice ochrony zdrowia, zależnie od kraju, stosowane są różne metody analizy kosztów choroby, na które składają się koszty pośrednie i bezpośrednie. Do bezpośrednich kosztów leczenia – kosztów medycyny naprawczej – zalicza się wydatki poniesione na świadczenia zdrowotne, w tym leki. Poza kosztami medycyny naprawczej ważną rolę odgrywają pośrednie koszty leczenia – ekonomiczne i społeczne koszty ponoszone przez państwo, społeczeństwo, organizacje zatrudniające osoby chore oraz samych pacjentów (rys. 1.3).



Rys. 1.3. Wymiary strat związanych z pośrednimi kosztami leczenia

Źródło: Maciąg, 2008.

W skali makroekonomicznej przyczyną kosztów pośrednich jest absencja chorobowa, przedwczesne zgony, konieczność wypłacania rent i odszkodowań. Znaczna część chorych przewlekle i niepełnosprawnych korzysta z renty, tylko część pracuje zawodowo w pełnym wymiarze godzin [zob. np. Rydlewska-Liszkowska, 2007].

Na poziomie przedsiębiorstwa koszty pośrednie wynikają m. in. z konieczności reorganizacji procesu produkcji, rekrutacji i szkolenia nowego personelu, zmniejszenia produktywności, utraconej produkcji, godzin nadliczbowych, a w przypadku chorób zawodowych i wypadków przy pracy także z konieczności wypłaty odszkodowań.

Nie można zapominać o kosztach chorób ponoszonych przez samych chorych i ich rodziny. Składają się na nie utracone wynagrodzenia, koszty opieki zdrowotnej. Poza kosztami dającymi się skwantyfikować istnieje problem kosztów niewymiernych (ukrytych) – kosztów cierpienia fizycznego i psychicznego, bólu, rozłąki z bliskimi, utraconej jakości życia, konieczności opieki nad chorym. Wyrażenie ich w jednostkach pieniężnych nie jest możliwe.

Jak wynika z szacunków prowadzonych na świecie [zob. Ruszkowski, 2010], koszty pośrednie złego stanu zdrowia populacji, wynikające głównie z obniżonej na skutek choroby produktywności, niekiedy wielokrotnie przewyższają koszty bezpośrednie powstające w sektorze świadczeń medycznych<sup>7</sup>.

### **1.3.1. Stan zdrowia osób pracujących i jego konsekwencje ekonomiczne**

Stan zdrowia osób pracujących uważany jest za jedno z istotnych kryteriów służących ocenie sprawności funkcjonowania systemu ochrony zdrowia oraz poziomu rozwoju społeczno-ekonomicznego danego kraju.

Stan zdrowia ludności Polski, mimo mającej miejsce w ostatniej dekadzie znacznej poprawy, nadal odbiega od stanu zdrowia w wielu krajach europejskich. Wyraża się to w istotnie krótszej w porównaniu z krajami Europy Zachodniej przeciętnej długości życia oraz przeciętnej długości życia w zdrowiu zarówno dla mężczyzn, jak i kobiet [zob. Wojtyniak, Goryński (red.), 2008, s. 8].

Problemem szczególnie istotnym dla Polski jest umieralność osób w wieku produkcyjnym, przekraczająca zdecydowanie wartość przeciętną dla krajów Unii Europejskiej (wykres 1.1).

Nadwyżka przedwczesnych zgonów w odniesieniu do poziomu średniego państw UE jest znacząca. Na przestrzeni ostatnich lat udało się zmniejszyć dystans pomiędzy Polską a średnią dla krajów Unii Europejskiej w zakresie umieralności

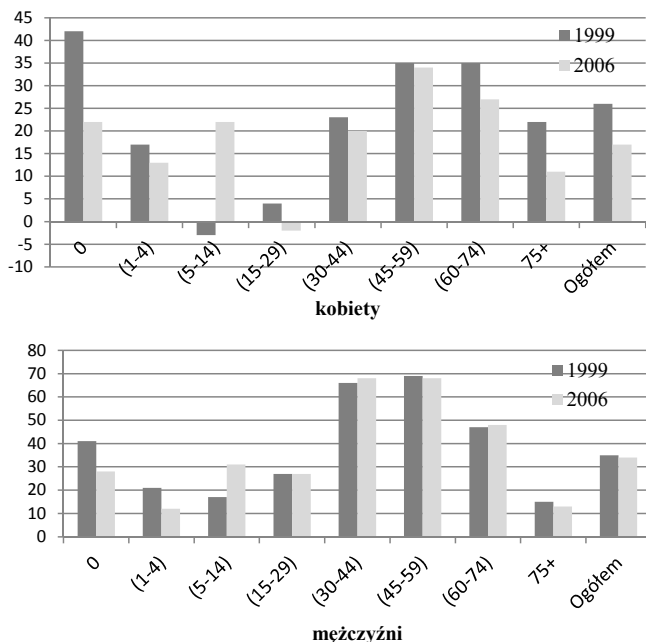
---

<sup>7</sup> Przegląd niektórych badań światowych dotyczących społecznych kosztów wybranych chorób przedstawia Maciąg [2008].



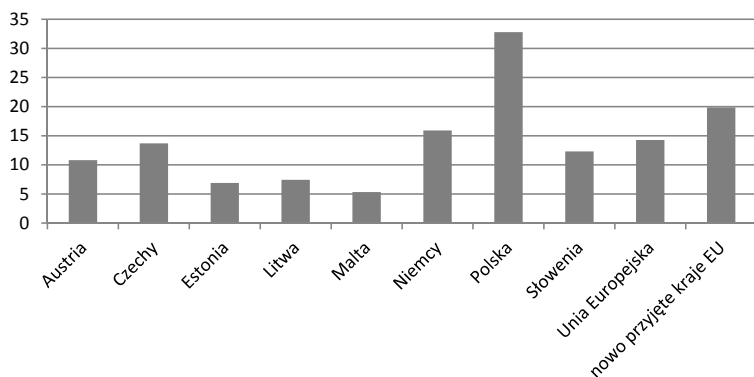
kobiet niemal we wszystkich przedziałach wiekowych. Najmniej korzystne zmiany dotyczą kobiet w wieku produkcyjnym. W przedziale wiekowym 30–59 lat poziom umieralności w dalszym ciągu znacznie przekracza średnią rozważanych krajów.

Wykres 1.1. Nadwyżka umieralności (w %) w stosunku do średniej w 27 krajach UE w grupach wieku w 1999 i 2006 r.



Źródło: Wojtyniak, Goryński (red.), 2008, s. 43.

Wykres 1.2. Absencja chorobowa w wybranych krajach europejskich w 2010 r. (w dniach rocznie na 1 zatrudnionego)

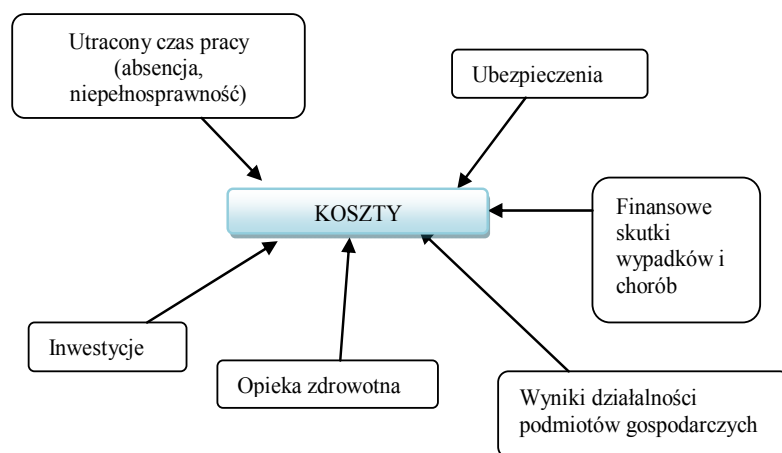


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych WHO.

Przedwczesna umieralność mężczyzn nadal pozostaje bardzo wysoka w odniesieniu do wartości przeciętnej Unii Europejskiej. Uzyskana poprawa w okresie 1999–2006 jest niewielka (wyjątek stanowi przedział wiekowy 0–4 lata). Zmiany współczynników umieralności mężczyzn w wieku produkcyjnym następują bardzo powoli. Dla przedziału wiekowego 30–44 lata zaobserwowano nawet wzrost umieralności w odniesieniu do średniego poziomu UE.

Systematycznie rosną koszty absencji chorobowej pracujących. Wysoki jest wskaźnik absencji (wykres 1.2). Wzrasta również globalna liczba dni absencji ubezpieczonych w ZUS [zob. Roczniki Statystyczne ZUS].

Ze słabą kondycją zdrowotną osób pracujących, której częściowe odzwierciedlenie stanowią choroby zawodowe, wiążą się poważne konsekwencje ekonomiczne. Koszty rent przyznanych z powodu niezdolności do pracy z przyczyn zdrowotnych stanowią olbrzymie obciążenie finansowe społeczeństwa. Zgodnie z szacunkami Światowej Organizacji Zdrowia około jednej czwartej globalnego obciążenia chorobami przypada na populację osób pracujących. Koszty chorób zawodowych i wypadków obciążają pracowników, pracodawców oraz całe społeczeństwo (rys. 1.4).



Rys. 1.4. Czynniki kosztów chorób zawodowych i wypadków przy pracy

Źródło: Rydlewska-Liszkowska, 2007.

W Polsce koszt rent z tytułu niezdolności do pracy w stosunku do PKB należy do najwyższych na świecie [zob. Kancelaria Sejmu, Biuro Komisji Sejmowych, 2010, s. 8]. Wysokość świadczeń związanych z niezdolnością do pracy na przestrzeni ostatnich lat wykazywała tendencję rosnącą (wykres 1.3).

Aż 20% ogółu ludności w wieku produkcyjnym w Polsce w 2010 r. stanowiły osoby niepełnosprawne. Według szacunków UE jest to jedna z najwyższych wartości wśród krajów członkowskich.

Stan zdrowia nie pozostaje bez wpływu na podaż siły roboczej. Nabiera to szczególnego znaczenia w kontekście zachodzących zmian demograficznych. Istniejące tendencje demograficzne powodują zmniejszanie się liczebne populacji osób w wieku produkcyjnym względem populacji osób w wieku przed i poprodukcyjnym. Niższy współczynnik urodzeń pociąga za sobą wzrost średniej wieku dla osób aktywnych zawodowo [zob. Kotowska, Wóycicka (red.), 2008].

Wykres 1.3. Wydatki na świadczenia związane z niezdolnością do pracy w latach 2005-2009 (w mln zł)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych ZUS z 2011 r.

Zły stan zdrowia wśród starszych pracowników może mieć konsekwencje dla podaży pracy nie tylko w Polsce. Problem ten dotyczy wielu krajów europejskich. Przeciwdziałanie skutkom zmian struktury wieku ludności wiąże się z ograniczeniem odpływu z rynku pracy osób ze starszych grup wieku produkcyjnego [Panek (red.), 2007, s. 97]. Wiek opuszczenia rynku pracy (efektywny wiek emerytalny) w Polsce na tle pozostałych krajów Unii Europejskiej należy do niskich [zob. Kotowska, Wóycicka (red.), 2008] zarówno dla kobiet, jak i dla mężczyzn.

Czynników wzrostu aktywności osób w starszych grupach wieku produkcyjnego można upatrywać po stronie podażowej i popytowej<sup>8</sup>. Poważnymi barierami podnoszenia aktywności zawodowej osób w wieku okołoemerytalnym, leżącymi po stronie podażowej, są niskie umiejętności, zwłaszcza dotyczące technologii informatycznych, oraz stan zdrowia tej populacji. Zły stan zdrowia przez połowę osób biernych zawodowo wskazywany jest jako główny czynnik utrudniający podjęcie pracy.

Promowanie zdrowia pracujących staje się więc jedną z metod inwestowania w rozwój firm, w podnoszenie ich konkurencyjności. W większości krajów rozwiniętych został dostrzeżony problem złej kondycji zdrowotnej pracowników.

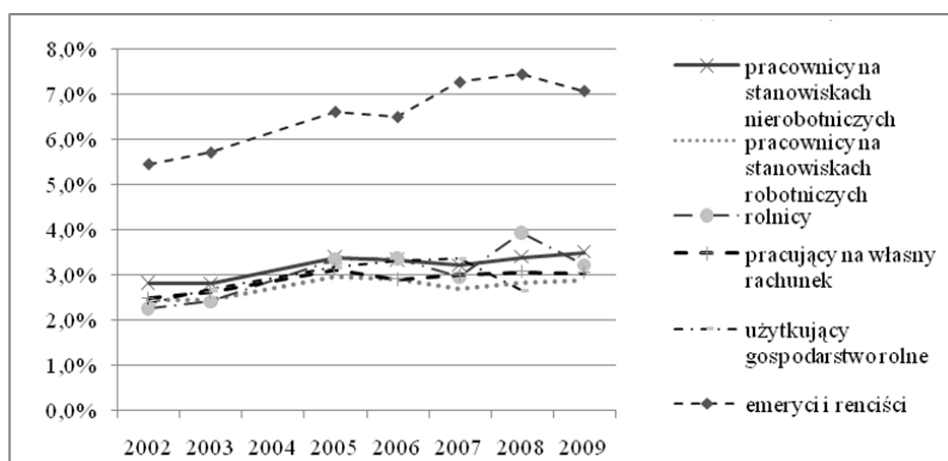
<sup>8</sup> Czynniki strony popytowej związane są z rozwojem miejsc pracy dostosowanych do możliwości starszych pracowników.

Skloniło to do wprowadzenia specyficznych dla danego kraju mechanizmów ochrony zdrowia pracujących. W Polsce polegają one m. in. na wprowadzeniu nałożonych na pracodawców obowiązków prawnych dotyczących ochrony zdrowia pracowników.

### 1.3.2. Obciążenie budżetów gospodarstw domowych wydatkami na ochronę zdrowia

Zły stan zdrowia pociąga za sobą również konsekwencje dla budżetów gospodarstw domowych. Stosunkowo niskie kwoty przeznaczane na finansowanie ochrony zdrowia ze środków publicznych zmuszają pacjentów do znacznych dodatkowych wydatków na leczenie, co niejednokrotnie stanowi poważne obciążenie domowych budżetów. Wydatki na świadczenia medyczne ponoszone z dochodów osobistych systematycznie wzrastają (wykres 1.4).

Wykres 1.4. Udział wydatków na ochronę zdrowia w dochodach rozporządzalnych w latach 2002–2009



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Wydatki prywatne stanowią około jednej czwartej funduszy przeznaczonych na finansowanie świadczeń medycznych<sup>9</sup>. Wśród wielu różnych przyczyn wysokiego udziału środków prywatnych w finansowaniu świadczeń medycznych wymienia się wzrost cen artykułów medycznych (szczególnie duże obciążenie domowych budżetów stanowią wydatki na leki), wzrost liczby usług świadczonych przez placówki

<sup>9</sup> Szerszą dyskusję na ten temat przedstawiają Ryc, Skrzypczak, 2006.

prywatnej służby zdrowia, pojawienie się konieczności ponoszenia przez pacjentów różnego rodzaju opłat formalnych i nieformalnych [Suchecka, Laskowska, 2008]. Z dochodów osobistych finansowane są zarówno świadczenia zdrowotne udzielane w publicznej i niepublicznej służbie zdrowia, które z mocy obowiązujących uregulowań prawnych są częściowo lub całkowicie odpłatne, jak również świadczenia udzielane w gabinetach prywatnych. Długi czas oczekiwania na poradę i niski poziom usług świadczonych w placówkach publicznych sprawiają, że tam, gdzie jest to możliwe, społeczeństwo korzysta z prywatnej, w powszechnym mniemaniu lepszej, opieki medycznej. Wysokie opłaty za świadczenia zdrowotne mogą niejednokrotnie zagrażać realizacji pozostałych potrzeb życiowych.

Znaczne obciążenie budżetów gospodarstw domowych związane z zakupem leków i usług w sektorze prywatnym, ograniczone możliwości realizacji potrzeb zdrowotnych w ramach publicznego systemu ochrony zdrowia oraz nie zawsze zadowalająca pacjenta jakość usług stwarzają podstawy rozwoju prywatnych ubezpieczeń zdrowotnych. W chwili obecnej skłonność polskiego społeczeństwa do ponoszenia dodatkowych obciążeń finansowych w postaci ubezpieczeń zdrowotnych jest jeszcze niewielka [Czapiński, Panek (red.), 2009; Suchecka, Laskowska, 2008]. Brak satysfakcji z obowiązującego systemu ochrony zdrowia tylko do pewnego stopnia może wpływać na zainteresowanie dobrowolnymi ubezpieczeniami zdrowotnymi. Skłonność do ubezpieczania się poza systemem publicznym uwarunkowana jest siłą nabywczą społeczeństwa, zaufaniem do prywatnych firm ubezpieczeniowych, atrakcyjnością ofert polis prywatnego ubezpieczenia zdrowotnego [Sobczak, 2007]. Rynek ubezpieczeń zdrowotnych w Polsce znajduje się w początkowej fazie rozwoju. Jego znaczenie jest jeszcze marginalne i sprowadza się głównie do ubezpieczeń finansowanych ze środków zakładów pracy.

#### **1.4. Rola sektora ochrony zdrowia w gospodarce**

Niezależnie od znaczenia samego zdrowia oraz jego wpływu na gospodarkę istotną i systematycznie wzrastającą rolę we współczesnych gospodarkach odgrywa sektor ochrony zdrowia. Wynika to z następujących powodów [Golinowska (red.), 2007, s. 36]:

1. Znaczący udział w produkcie krajowym: zgodnie ze współczesnymi poglądami na zagadnienie tworzenia dochodu narodowego, usługi, w tym usługi ochrony zdrowia, stanowią obszar tworzenia dochodu narodowego równorzędny z produkcją dóbr materialnych. Ochrona zdrowia wpływa również na szereg innych sfer działalności gospodarczej, które w istotnym stopniu przyczyniają się do tworzenia dochodu narodowego. Wymienić tutaj można przemysł farmaceutyczny czy produkcję aparatury i materiałów medycznych.

2. Duże znaczenie dla rynku pracy – w wielu krajach sektor ochrony zdrowia jest jednym z najbardziej liczących się pracodawców. W sektorze tym kreowane

jest zapotrzebowanie na kadry o wysokich kwalifikacjach oraz na znaczącą liczbę nowych miejsc pracy, także w administracji publicznej i instytucjach trzeciej strony (np. ubezpieczeniach). Wzrasta także zapotrzebowanie na usługi jednostek badawczo-rozwojowych w pozostającym w ścisłym związku z ochroną zdrowia przemyśle farmaceutycznym.

3. Wyższe niż w wielu innych sektorach zapotrzebowanie na nowe technologie. Wprowadzanie nowych medykamentów, wyposażenia diagnostycznego oraz nowoczesnych procedur medycznych wiąże się z koniecznością stosowania nowych technologii z większą intensywnością niż w wielu innych sektorach. Nakłady na B+R w ochronie zdrowia, stanowiące znaczącą część całkowitych nakładów na B+R, przyczyniają się do wzrostu poziomu innowacyjności. Dodatkowy czynnik istotny dla gospodarki stanowi rozwój gałęzi przemysłu powiązanych z ochroną zdrowia – farmaceutycznego i chemicznego.

Najważniejszym jednak zadaniem stawianym przed systemem ochrony zdrowia jest poprawa bądź utrzymanie dobrego stanu zdrowia społeczeństwa.

Niezależnie od poglądów i sprzecznych wyników badań empirycznych odnośnie wpływu sektora ochrony zdrowia (a raczej wybranych aspektów jego funkcjonowania) na zdrowie społeczeństwa [zob. punkt 2.3.1], niewątpliwie powszechnie dostępna oraz dobrze funkcjonująca opieka medyczna, korzystająca z najnowocześniejszych zdobyczy nauk biomedycznych, jest w stanie przedłużyć życie ludzkie, przynieść ulgę w cierpieniu, a przede wszystkim zapewnić społeczeństwu poczucie bezpieczeństwa zdrowotnego, wynikającego z powszechnej dostępności świadczeń medycznych [Leowski 2004, s. 77]

Współcześnie bezpieczeństwo socjalne, w tym bezpieczeństwo zdrowotne, uznawane jest za jedną z najwyższych wartości w systemie wartości społecznych. Cele systemu zdrowotnego sprowadzają się do zaspokojenia indywidualnych potrzeb zdrowotnych, wynikających z chorób, wypadków oraz działań zdrowia publicznego, koncentrującego się na zapobieganiu chorobom i promocji zdrowia.

Efektom działania opieki zdrowotnej jest jej wpływ na jakość życia, wzrost aktywności (w tym zawodowej). Ochrona zdrowia odgrywa również kluczową rolę w dostarczaniu informacji o zachowaniach prozdrowotnych [zob. Jack, Lewis, 2009].

## **1.5. Wybrane problemy analiz empirycznych nad znaczeniem zdrowia dla rozwoju ekonomicznego**

W ciągu ostatnich lat poczyniono wiele starań prowadzących do zrozumienia relacji między zdrowiem i rozwojem ekonomicznym. Przypuszczenie o pozytywnym wpływie zdrowia na rozwój ekonomiczny niejednokrotnie było weryfikowane empirycznie. Do pierwszych badań w tym obszarze należy seria prac zdobywcy nagrody Nobla – R. Fogla. Jak wynika z jego badań, znaczna część wzrostu

ekonomicznego Anglii na przestrzeni lat 1790–1980 spowodowana była poprawą żywienia i stanu zdrowia [Fogel, 1994].

Zainteresowanie tym zagadnieniem na szerszą skalę pojawiło się wraz z opublikowaniem prac Światowej Organizacji Zdrowia, podkreślających konieczność inwestowania w zdrowie jako nośnika wzrostu gospodarczego nie tylko w krajach rozwijających się, w których – ze względu na wysoki udział pracowników fizycznych w zasobach siły roboczej – negatywne skutki choroby odczuwane są szczególnie silnie. Pomimo innej specyfiki zależności pomiędzy zdrowiem i gospodarką związek taki może istnieć również w krajach rozwiniętych.

Badania empiryczne nad znaczeniem zdrowia dla rozwoju ekonomicznego, których liczba w ostatnich latach zdecydowanie wzrosła, sprowadzają się do odpowiedzi na pytanie: Czy lepszy stan zdrowia może przyczynić się do podniesienia dobrobytu [zob. Suhrcke i in. 2008].

Odpowiedź na powyższe pytanie nie jest prosta. Jedną z przyczyn utrudniających empiryczną weryfikację hipotezy o znaczeniu zdrowia w procesach ekonomicznych stanowi brak uniwersalnego miernika stanu zdrowia. Bezpośrednie, ilościowe wyrażenie stanu zdrowia jednostki bądź populacji ogranicza brak naturalnej jednostki jego pomiaru. Do oceny stanu zdrowia wykorzystuje się różnego rodzaju indykatory związane ze zdrowiem fizycznym, psychicznym i zdrowiem społecznym<sup>10</sup>, choć charakterystyka mogąca w pełni odzwierciedlać kondycję zdrowotną nie istnieje. Brak kompleksowego miernika czyni pomiar kapitału zdrowotnego niezwykle trudnym zadaniem. Ocena stanu zdrowia może być bowiem dokonywana na wielu płaszczyznach, a uzależniona jest od celu badań. Inne aspekty stanu zdrowia stanowią przedmiot zainteresowania nauk medycznych, epidemiologii czy demografii, jeszcze inne są interesujące z perspektywy ekonomii.

### 1.5.1. Pomiar stanu zdrowia na potrzeby badań empirycznych

Punkt wyjścia dla wszelkich prób pomiaru stanu zdrowia stanowi definicja zdrowia – problematyczna i niejednoznaczna. Definicji takich powstało bowiem wiele, od bardziej ogólnych po bardziej szczegółowe. Tradycyjna i wąska definicja zdrowia wywodzi się z medycyny i utożsamia pojęcie zdrowia z pojęciem braku choroby. Liczne funkcjonujące w literaturze przedmiotu szerokie definicje zdrowia podkreślają jego wielowymiarowy charakter. Obecnie postrzeganie zdrowia wykracza poza uznawanie go, zgodnie ze Światową Deklaracją Zdrowia [*Narodowy Program Zdrowia*, s. 10], za jedno z podstawowych praw człowieka. Charakterystyczne dla wielowymiarowych koncepcji zdrowia jest przekonanie,

---

<sup>10</sup> O braku zdrowia społecznego świadczyć mogą związane ze stanem zdrowia ograniczenia w pełnieniu funkcji społecznych.

że dobry stan zdrowia prowadzi do społecznego dobrobytu. Konsekwencją takiego rozumienia zdrowia jest postrzeganie go nie tylko jako stanu fizycznego, charakteryzującego się brakiem choroby, lecz również jako zaangażowania w życie ekonomiczne i społeczne [Golinowska (red.), 2007, s. 14].

Szerokie rozumienie stanu zdrowia powoduje, że ocena kondycji zdrowotnej wymaga prowadzenia badań i gromadzenia danych statystycznych na różnym poziomie agregacji. W tym celu wykorzystywane są zarówno dane epidemiologiczne dotyczące kondycji zdrowotnej populacji, jak i dane sondażowe na temat samopoczucia poszczególnych jednostek.

Wypracowane w literaturze przedmiotu mierniki stanu zdrowia najczęściej przyjmują formę tzw. mierników negatywnych – obrazujących stan braku zdrowia. Rzadziej mają charakter mierników pozytywnych. Do najbardziej popularnych należą<sup>11</sup>:

- miary długości życia,
- miary jakości życia w zdrowiu,
- współczynniki zachorowalności (zapadalności) i chorobowości,
- absencja chorobowa (dotyczy wyłącznie osób ubezpieczonych i aktualnie zatrudnionych),
- samoocena stanu zdrowia,
- występowanie chorób przewlekłych,
- mierniki sprawności funkcjonalnej.

Wybór sposobu pomiaru uzależniony jest również od tego, czy zdrowie ma być rozpatrywane na poziomie populacji (zagregowanym), czy też na poziomie jednostki (indywidualnym).

### 1.5.1.1. Obiektywne mierniki stanu zdrowia

Jednym z podstawowych i nielicznych pozytywnych mierników stanu zdrowia społeczeństwa jest oczekiwana długość życia (*life expectancy*).

Oczekiwaną długość życia noworodka  $e_0$  definiuje się jako wartość oczekiwaną zmiennej losowej  $T$  reprezentującej czas życia:

$$e_0 = \int_0^{\infty} tf(t)dt \quad (1.1)$$

gdzie  $f(t)$  jest funkcją gęstości rozkładu tej zmiennej.

---

<sup>11</sup> Ocena sytuacji zdrowotnej przez Światową Organizację Zdrowia dokonywana jest z wykorzystaniem przeciętnego dalszego trwania życia w chwili narodzin, prawdopodobieństwa zgonu poniżej 5 roku życia, prawdopodobieństwa zgonu w wieku pomiędzy 15 a 59 rokiem życia, przeciętnego trwania życia w zdrowiu w chwili narodzin i w wieku 60 lat, oczekiwanej liczby lat w złym stanie zdrowia w chwili narodzin, udziału (w %) oczekiwanej liczby lat w złym stanie zdrowia w przeciętnym trwaniu życia [WHO, 2006].



Można rozważać także oczekiwane dalsze trwanie życia dla osób w wieku  $x > 0$ , oznaczane jako  $e_x^0$ .

W praktyce wielkości te szacuje się na podstawie danych kohortowych lub przekrojowych, przy czym w statystyce publicznej częściej wykorzystywane są dane przekrojowe, pochodzące z rejestracji bieżącej dla konkretnego okresu.

W przypadku ujęcia przekrojowego, oczekiwane dalsze trwanie życia wyraża się poprzez średnią liczbę lat, jaką może przeżyć osoba w wieku  $x$  przy założeniu, że intensywność zgonów w dalszych przedziałach wieku równa jest intensywności zgonów we wszystkich generacjach żyjących w danym okresie.

Oczekiwane dalsze trwanie życia jest jedną z głównych charakterystyk tablic trwania życia<sup>12</sup>.

Zdaniem niektórych ekonomistów [zob. Sen, 2002], syntetyczne „ucieleśnienie” wielu aspektów stanu zdrowia stanowić może funkcja przeżycia. Funkcja przeżycia  $S(t)$  dla zmiennej losowej  $T$  określa prawdopodobieństwo tego, że osoba dożyje co najmniej do czasu  $t$ , tzn.:

$$S(t) = P(T > t) = 1 - f(t) \quad (1.2)$$

gdzie  $F$  jest dystrybuantą rozkładu czasu życia.

Istnieje duża grupa rozkładów teoretycznych wykorzystywanych do reprezentacji rozkładu czasu życia. Do częściej stosowanych rozkładów w analizie przeżycia zaliczyć można:

- rozkład wykładniczy:

$$S(t) = e^{-(\alpha t)} \quad \alpha > 0 \quad (1.3)$$

- rozkład Weibulla (uogólniony rozkład wykładniczy):

$$S(t) = e^{-(\alpha t)^\beta} \quad \alpha > 0, \beta > 0 \quad (1.4)$$

- rozkład logarytmiczno-normalny:

$$S(t) = 0.5 - \Phi\left\{\frac{\ln t - \mu}{\delta}\right\}, \quad \beta > 0 \quad (1.5)$$

gdzie  $\Phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^z \exp(-\frac{1}{2}u^2) du$ ,  $\delta > 0$  i  $\mu$  są parametrami rozkładu.

Żaden z powyższych rozkładów nie jest odpowiednim modelem trwania życia w dłuższych przedziałach wieku [zob. Balicki, 2006, s. 141]. Gompertz [1825]

<sup>12</sup> Konstrukcja tablic trwania życia niezbędnych do wyznaczania oczekiwanej długości życia omówiona została np. w: Balicki, 2006.

zapropował model procesu umieralności, wykorzystywany w analizie wymiarania populacji ludzkich, w którym funkcja przeżycia ma postać:

$$S(t) = \exp\left\{\frac{B}{\ln c}(1-c)^t\right\} \quad (1.6)$$

gdzie  $B > 0$  oraz  $c > 1$  są parametrami.

Inną możliwością charakteryzowania procesu przeżycia jest wykorzystanie funkcji dalszego trwania życia  $S_t(\tau)$ . Funkcja ta określa prawdopodobieństwo, że osoba dożyje co najmniej czasu  $t+\tau$ , licząc od chwili  $t$ .

Ze względu na obiektywizm pomiaru względną precyzję pomiaru i dostępność, często używanymi indykatorami stanu zdrowia populacji są współczynniki zgonów. Najbardziej ogólną miarę umieralności stanowi współczynnik umieralności (*crude death rate*):

$$CDR_t = \frac{Z_t}{\bar{L}_t} \quad (1.7)$$

gdzie:

$Z_t$  – ogólna liczba zgonów w okresie  $t$  (zazwyczaj jest to rok kalendarzowy),

$\bar{L}_t$  – średnia liczba ludności w okresie  $t$  [Panek (red.), 2007, s. 81].

Wykorzystanie ogólnego współczynnika umieralności jako miary stanu zdrowia populacji ma pewne wady. Szczególnie w krajach rozwiniętych współczynniki te znajdują się pod silnym wpływem relatywnie dużej liczby zgonów osób w starszym wieku. Nie są wrażliwe na stosunkowo niewielką liczbę zgonów wśród osób młodszych<sup>13</sup>. Odwrotna sytuacja ma miejsce w krajach rozwijających się.

Na uwzględnienie ryzyka zgonu zależnego od wieku pozwalają cząstkowe współczynniki zgonów  $DR_{x,t}$  wyznaczone dla pojedynczych roczników wieku lub dla grup wieku (*age-specific death rates*):

$$DR_{x,t} = \frac{Z_{x,t}}{L_{x,t}} \quad (1.8)$$

gdzie:

$Z_{x,t}$  – liczba zgonów ludności w wieku  $x$  lat w okresie  $t$ ,

$L_{x,t}$  – liczba ludności w wieku  $x$  lat w okresie  $t$ .

Duża wrażliwość ogólnego współczynnika zgonów na różnice w strukturze ludności ze względu na wiek powoduje, że staje się on bezzasadny w porównaniach stanu zdrowia różnych populacji. Na wyeliminowanie wpływu różnic w strukturze ludności według wieku pozwala standaryzacja. Standaryzowany współczynnik zgonów można obliczyć korzystając z zależności:

<sup>13</sup> Polska również należy do krajów o dużym ryzyku przedwczesnego zgonu.

$$SDR_t = \sum_x L_x^* w_{x,t} / \sum_x L_x^* \quad (1.9)$$

gdzie:

$L_x^*$  – liczba ludności w wieku  $x$  w populacji standardowej,

$w_{x,t}$  – cząstkowe współczynniki zgonów w okresie  $t$  w populacji rzeczywistej.

Współczynniki standaryzowane, często stosowane przez Światową Organizację Zdrowia [Golinowska (red.), 2007, s. 169], pozwalają na porównania stanu zdrowia różnych populacji w różnym czasie. Trzeba jednak mieć na uwadze, że standaryzowane współczynniki zgonów to współczynniki teoretyczne, wyznaczone dla populacji standardowej na podstawie umieralności obserwowanej w populacji rzeczywistej [Panek (red.), 2007, s. 84].

W badaniach dotyczących trwania życia popularnym pojęciem staje się „umieralność przedwczesna” bądź inaczej „umieralność możliwa do uniknięcia” (*potentially avoidable mortality*), w praktyce często charakteryzowana współczynnikami zgonów w przedziale wiekowym 0–64 lata. O ile pozwala na to dostępny materiał statystyczny, inną możliwością jest zastosowanie wskaźnika PYLL (*Potential Years of Life Lost*) określanego jako utracone lata potencjalnego życia [Panek, (red.), 2007, s. 218]:

$$PYLL = \frac{\sum_{x=0}^{L\dot{Z}} Z_{x,t} (L\dot{Z} - x)}{\bar{L}_t} \quad (1.10)$$

gdzie:

$L\dot{Z}$  – przyjęty arbitralnie limit lat życia,

$x$  – wiek, w którym nastąpił zgon,

$Z_{x,t}$  – liczba zgonów ludności w wieku  $x$  lat w okresie  $t$ ,

$\bar{L}_t$  – średnia liczba ludności w wieku od 0 do  $L\dot{Z}$  w okresie  $t$  [Panek (red.), 2007, s. 219].

Dużego znaczenia nabierają miary ujmujące jednocześnie długość i jakość życia. Do najbardziej popularnych miar wywodzących się z badań nad jakością życia należą: DALE (*Disability Adjusted Life Expectancy*), QALY (*Quality Adjusted Life Years*), DALY (*Disability Adjusted Life Years*)<sup>14</sup>.

Alternatywę w stosunku do wskaźników umieralności bądź ich uzupełnienie stanowią miary chorobowości. Jednakże brak wyraźnej różnicy między chorobą i zdrowiem, niekiedy nieokreślone a czasami subiektywne objawy powodują utrudnienia w prowadzeniu statystyki chorób<sup>15</sup>. Stąd popularność wykorzystania statystyk zgonów – zdarzeń określonych w sposób jednoznaczny, choć nie są to

<sup>14</sup> Szerszy opis wymienionych miar znaleźć można w: Panek (red.), 2007; Suchecka, 2010.

<sup>15</sup> Systematycznej rejestracji podlegają wyłącznie zachorowania na choroby zakaźne, zawodowe, nowotworowe, weneryczne, gruźlicę płuc, choroby psychiczne i wybrane choroby dziecięce.

miary doskonałe. Nie doszacowują bowiem obciążeń związanych ze schorzeniami przewlekłymi (choroby psychiczne, choroby układu oddechowego, choroby układu ruchu).

Inny aspekt oceny stanu zdrowia stanowi absencja chorobowa, której pomiaru dokonuje się za pomocą współczynnika absencji chorobowej

$$WACH_t = \frac{D_t^{NP}}{L_t^Z D_t^K} \quad (1.11)$$

gdzie:

$D_t^{NP}$  – liczba dni niezdolności do pracy z powodu choroby w okresie  $t$ ,

$L_t^Z$  – liczba osób zatrudnionych w okresie  $t$ ,

$D_t^K$  – liczba dni kalendarzowych.

Miary absencji chorobowej dostarczają informacji o stanie zdrowia wyłączając osób ubezpieczonych i aktualnie zatrudnionych [zob. Panek (red.), 2007].

### 1.5.1.2. Subiektywne oceny stanu zdrowia

Poza obiektywnymi miarami stanu zdrowia populacji, do których zaliczana jest oczekiwana długość życia, wskaźniki umieralności i chorobowości, coraz większe znaczenie przypisuje się miarom subiektywnym. Źródłem informacji o subiektywnych ocenach stanu zdrowia są komplementarne w stosunku do danych epidemiologicznych dane sondażowe, stanowiące podstawę badań mikroekonomicznych. W badaniach sondażowych stan zdrowia oceniany jest na podstawie:

- subiektywnej oceny (samooceny) stanu zdrowia,
- występowania stanów chorobowych lub chorób chronicznych (występowanie chorób chronicznych ze względu na spowodowany nimi spadek wydajności i koszty leczenia osób na nie cierpiących ma duże znaczenie w kontekście oceny ekonomicznych konsekwencji złego stanu zdrowia),
- opisu zakresu sprawności (ograniczeń w wykonywaniu codziennych czynności).

Najczęściej jednak stosowane w badaniach sondażowych indykatory stanu zdrowia sprowadzają się do samooceny. Samoocena stanu zdrowia stanowiąca agregat wielu czynników znanych tylko jednostce mogących decydować o jej samopoczuciu, pomimo związanego z nią subiektywizmu, jest zbieżna z miarami, które można uznać za obiektywne, np. opinia lekarza czy prawdopodobieństwo zgonu [Mossey, Shapiro, 1982]<sup>16</sup>, występowanie chorób przewlekłych [Chandola, Jenkinson, 2000]. Przy posługiwaniu się miarami subiektywnymi wskazana jed-

<sup>16</sup> Przeprowadzone na poziomie regionów badania wskazują na silną korelację pomiędzy przeciętnym trwaniem życia w regionie i samooceną stanu zdrowia mieszkańców regionu [Golinowska (red.), 2007].

nak jest ostrożność. Postrzeganie własnego zdrowia zależy bowiem od oczekiwań wobec niego. Oczekiwania te mogą być systematycznie różne w poszczególnych grupach, co może być problematyczne w analizach porównawczych, szczególnie międzynarodowych. W ramach danego kraju błędy wynikające z przybliżenia sytuacji obiektywnej za pomocą miar subiektywnych uznawane są za nieduże [Bago d’Uva i in., 2006]. Subiektywne oceny stanu zdrowia można zatem uznać za dobre przybliżenie sytuacji obiektywnej.

### 1.5.1.3. Indeksy stanu zdrowia

Na potrzeby analiz konstruowane są także miary syntetyczne, wyrażające za pomocą jednego wskaźnika różne aspekty stanu zdrowia, zazwyczaj powstające poprzez przyznanie punktów odpowiednim kategoriom definiującym zdrowie [Feeny i in., 2002; Salomon i in., 2002]. Miary syntetyczne mają zdecydowaną przewagę nad wskaźnikami uwzględniającymi jeden z aspektów zdrowia.

Indeks stanu zdrowia (*Health State Index – HSI*) stanowi ważoną sumę poszczególnych wskaźników (indykatorów):

$$HSI = \sum_{k=1}^K w_k HI_k, \quad k = 1, 2, \dots, K \quad (1.12)$$

gdzie:

$HSI$  – indeks stanu zdrowia,

$HI_k$  –  $k$ -ty wskaźnik stanu zdrowia,

$w_k$  – waga  $k$ -tego wskaźnika stanu zdrowia.

Jednym z popularnych sposobów określania wag jest przyjęcie schematu:

$$w_k = \frac{V_k}{\sum_{k=1}^K V_k} \quad (1.13)$$

gdzie:  $V_k$  jest współczynnikiem zmienności dla  $k$ -tego indykatora stanu zdrowia.

Dla oceny ogólnych problemów zdrowotnych opracowanych zostało kilka powszechnie znanych indeksów punktowych [np. Euroqol-5D, Health Utility Index]. Jednymi z najbardziej popularnych, rozwijanymi od lat są kwestionariusze określane symbolem „SF” – SF36, SF20, SF12, SF8, SF6 [Suchecka, 2010, s. 113]. Ich konstrukcja wymaga posiadania bogatych danych poświęconych zdrowiu, a te na ogół zawierają bardzo ubogie informacje dotyczące pozycji ekonomicznej i społecznej jednostki [O’Donell i in., 2008], co utrudnia weryfikację wielu hipotez.

### **1.5.2. Złożoność relacji pomiędzy stanem zdrowia a rozwojem ekonomicznym**

W analizach empirycznych koncentrujących się na ocenie wpływu stanu zdrowia na rozwój ekonomiczny kolejną trudność, poza problemami z kwantyfikacją stanu zdrowia, stanowi złożoność relacji pomiędzy wynikami ekonomicznymi a zdrowiem. Pritchett i Summers [1996], Bhargava i in. [2001] argumentują, że zdrowie nie może być traktowane jako egzogeniczna determinanta rozwoju ekonomicznego. Wzrost dochodu prowadzi do większych inwestycji w zdrowie, co stwarza możliwość istnienia zależności w kierunku odwrotnym [zob. rys. 1.1]. W analizach empirycznych powstaje konieczność uporania się z problemem endogeniczności, który w tym kontekście oznaczać może jednoczesną zależność pomiędzy przyjętą do analiz aproksymantą stanu zdrowia i efektami ekonomicznymi.

### **1.6. Wpływ stanu zdrowia na rozwój ekonomiczny – przegląd badań światowych**

Mimo wspomnianych trudności podjęte zostały liczne prace badawcze w tym zakresie, różniące się ramami przestrzenno-czasowymi, wykorzystywanymi zmiennymi charakteryzującymi zdrowie i ich definicją oraz technikami estymacji. Prowadzone prace dzielą się na dwie zasadnicze kategorie: ujęcie makro- i mikroekonomiczne.

W skali makroekonomicznej najczęściej badaniu podlega związek między zróżnicowaniem wskaźników zdrowotnych (charakteryzujących długość życia, zachorowalność na wybrane choroby, umieralność z powodu określonych chorób) i różnicami w poziomie i dynamice wzrostu PKB.

Analizy mikroekonomiczne koncentrują się wokół oceny wpływu chorób lub subiektywnego odczucia zdrowia na osiągnięte dochody, aktywność zawodową czy prawdopodobieństwo przejścia na emeryturę.

Istnieje również trzeci kierunek badań – łączący podejście mikro- i makroekonomiczne. W ramach tego nurtu podejmowane są próby wykorzystania oszacowań wpływu indywidualnego stanu zdrowia na dochody osobiste do oceny związku stanu zdrowia populacji z dochodem narodowym [zob. Weil, 2005].

Niniejszy paragraf poświęcony został krótkiemu przeglądowi badań związanych z różnymi kanałami potencjalnego wpływu zdrowia na rezultaty ekonomiczne [rys. 1.2], uwzględniając charakter wykorzystywanych danych statystycznych oraz przyjętą w badaniach aproksymantę stanu zdrowia. Przytoczone wyniki badań, poza nielicznymi wyjątkami, dotyczą krajów wysoko rozwiniętych bądź krajów o różnym poziomie rozwoju. Przegląd prac badawczych dla krajów rozwijających się przedstawiają Jack, Lewis [2009].

### 1.6.1. Analizy makroekonomiczne

Zasadniczy nurt badań nad znaczeniem kapitału zdrowotnego dla rozwoju społeczno-gospodarczego opiera się na analizach makroekonomicznych. Mimo, iż rola zdrowia jako elementu kapitału ludzkiego i czynnika rozwoju ekonomicznego na gruncie teoretycznym została dostrzeżona, w większości prowadzonych badań aspekt ten jest pomijany, a kapitał ludzki utożsamiany jest z wykształceniem. Badania relacji pomiędzy wzrostem gospodarczym a zdrowiem rozwinęły się stosunkowo niedawno.

W zastosowaniach empirycznych znajdują odzwierciedlenie różne postulaty i rozwiązania teoretyczne odnośnie do kapitału ludzkiego w szerokim rozumieniu. Mianowicie, wyróżnia się tutaj dwa podejścia i wynikające z nich hipotezy:

- hipoteza pierwsza, traktująca kapitał ludzki (w tym kapitał zdrowotny) jako dodatkowy – obok kapitału rzeczowego i siły roboczej – czynnik produkcji. Empiryczna weryfikacja tej hipotezy prowadzi do konstrukcji poszerzonej funkcji produkcji typu Cobba-Douglasa;

- hipoteza druga, traktująca kapitał ludzki (w tym kapitał zdrowotny) jako czynnik mający wpływ na powstawanie innowacji i przyswajanie nowych technologii. Wpływ tego czynnika na wzrost gospodarczy odbywa się nie tylko bezpośrednio, lecz także w sposób pośredni – za pomocą łącznej produktywności czynników produkcji (*TFP*) [Aghion, Howitt, 1992; Florczak, 2007].

Najbardziej popularne narzędzie empirycznej weryfikacji wpływu zdrowia na wzrost ekonomiczny stanowi regresja. Analizy w tym zakresie zazwyczaj prowadzą się do regresji PKB na osobę, wzrostu PKB lub *TFP* w zależności od miar charakteryzujących wyniki zdrowotne.

#### 1.6.1.1. Stan zdrowia w modelach wzrostu gospodarczego

W prowadzonych na świecie badaniach empirycznych dotyczących wpływu stanu zdrowia na wzrost gospodarczy wyodrębniają się dwa nurty. Nurt pierwszy nawiązuje do standardowego narzędzia analizy wzrostu gospodarczego [Sztaydynger, 2005] – do funkcji produkcji. Punkt wyjścia na ogół stanowi odpowiednia modyfikacja funkcji Cobba-Douglasa uwzględniająca czynnik zdrowia.

W 1992 r. Mankiw, Romer i Weil do dwuczynnikowej funkcji produkcji wprowadzili nowy czynnik – kapitał ludzki (*S*), otrzymując funkcję:

$$Y = A K^{\alpha_K} L^{\alpha_L} S^{\alpha_S} \quad (1.14)$$

gdzie:

*Y* – PKB,

*A* – łączna produktywność czynników produkcji,

$K$  – zasób majątku trwałego,  
 $L$  – liczba pracujących,  
 $S$  – kapitał ludzki,  
 $\alpha_K, \alpha_L, \alpha_S$  – parametry strukturalne.

Kapitał ludzki, stanowiący odrębny czynnik produkcji, odgrywa tutaj podobną rolę do kapitału fizycznego. Odnośnie do kapitału ludzkiego czynione są trzy założenia: a) ludzie inwestują w kapitał ludzki w taki sam sposób jak w kapitał rzeczowy (część dochodów przeznaczana jest na akumulację kapitału ludzkiego), b) kapitał ludzki podlega deprecjacji według stałej stopy deprecjacji, c) produkt podlega podziałowi na konsumpcję i inwestycje pomiędzy kapitał ludzki i rzeczowy [Mankiw, Romer, Weil, 1992, za: Hnatyszyn-Dzikowska i in., 2008].

Knowels i Owen [1995] dokonali dekompozycji kapitału ludzkiego – zgodnie z założeniami teorii kapitału ludzkiego – na dwie składowe: „kapitał zdrowia” i „kapitał edukacji”. Uzasadnia to wykorzystanie w funkcji regresji dodatkowej zmiennej objaśniającej w postaci stanu zdrowia. Rozszerzony model Mankiwa, Romera i Weila przybiera postać:

$$Y = K^{\alpha_K} E^{\alpha_E} H^{\alpha_H} (AL)^{1-\alpha_K-\alpha_E-\alpha_H} \quad (1.15)$$

$$\alpha_K, \alpha_E, \alpha_H > 0, \quad \alpha_K + \alpha_E + \alpha_H = 1$$

Przyjmując, że  $k = K / AL$ ,  $e = E / AL$ ,  $h = H / AL$  oznaczają zasób kapitału rzeczowego i zasób kapitału ludzkiego (w wymiarze edukacji i zdrowia) przypadające na jednostkę efektywnej siły roboczej, można wyznaczyć poziom produkcji przypadający na jednostkę efektywnej siły roboczej:

$$y = \frac{Y}{AL} = \frac{K^{\alpha_K} E^{\alpha_E} H^{\alpha_H} (AL)^{1-\alpha_K-\alpha_E-\alpha_H}}{AL} = \left(\frac{K}{AL}\right)^{\alpha_K} \left(\frac{E}{AL}\right)^{\alpha_E} \left(\frac{H}{AL}\right)^{\alpha_H} = k^{\alpha_K} e^{\alpha_E} h^{\alpha_H} \quad (1.16)$$

Zakładając, że zmiany poszczególnych czynników produkcji opisują równania różnicowe:

$$\Delta K = s_K Y - \delta_K K, \quad \Delta E = s_E Y - \delta_E E, \quad \Delta H = s_H Y - \delta_H H \quad (1.17)$$

gdzie  $s_K, s_E, s_H \in (0, 1)$  to stopa inwestycji w kapitał rzeczowy ( $K$ ), edukację ( $E$ ) lub zdrowie ( $H$ ), natomiast  $\delta_K, \delta_E, \delta_H \in (0, 1)$  oznaczają stopę deprecjacji odpowiednio kapitału rzeczowego i kapitału ludzkiego w wymiarze zdrowia i wymiarze edukacji. Przyjmując, że zasób siły roboczej zmienia się w tempie  $\lambda$ , stopa wzrostu zasobu wiedzy technologicznej w tempie  $g$ , po dokonaniu odpowiednich przekształceń można wyprowadzić następujący układ dynamiki kapitału ludzkiego i rzeczowego na jednostkę efektywnej pracy (siły roboczej):



$$\begin{cases} \Delta k = s_K y - (\lambda + g + \delta_K)k \\ \Delta e = s_E y - (\lambda + g + \delta_E)e \\ \Delta h = s_H y - (\lambda + g + \delta_H)h \end{cases} \quad (1.18)$$

Rozwiązanie modelu Mankiwa-Romera-Weila pokazuje, iż strumień produktu na jednostkę efektywnej pracy zależy nie tylko od zasobu kapitału rzeczowego, lecz również zasobu kapitału ludzkiego w wymiarze edukacji i zdrowia.

Uzyskane przez Knowlesa i Owena rezultaty badań empirycznych wykazały istnienie silnego związku pomiędzy dochodem *per capita* a stanem zdrowia reprezentowanym przez oczekiwaną długość życia.

Wśród pojawiających się w literaturze przedmiotu modyfikacji funkcji Cobba-Douglasa, pozwalających na uwzględnienie roli zdrowia społeczeństwa we wzroście gospodarczym, szczególną popularność zdobył model Blooma, Canninga i Sevilli [2004]. Dokonano w nim rozszerzenia funkcji produkcji o dwie dodatkowe zmienne, uznawane przez mikroekonomistów za podstawowe, poza edukacją, wyznaczniki kapitału ludzkiego – doświadczenie zawodowe oraz zdrowie [Bloom, Canning, Sevilla, 2004]. Kapitał ludzki w rozważanym modelu zdekomponowany został na trzy składowe: przeciętną liczbę lat nauki ( $s$ ), przeciętne doświadczenie zawodowe siły roboczej ( $exp$ ) oraz jego kwadrat ( $exp^2$ ), zdrowie ( $h$ ) wyrażone oczekiwaną długością życia. Zaproponowana przez Blooma, Canninga i Sevillę funkcja produkcji z uwzględnieniem kapitału zdrowotnego przyjęła postać:

$$Y = AK^\alpha L^\beta e^{\varphi_1 s + \varphi_2 exp + \varphi_3 exp^2 + \varphi_4 h} \quad (1.19)$$

Badania Blooma, Canninga i Sevilli pozwoliły na wyciągnięcie wniosku, iż wydłużenie oczekiwanej długości życia społeczeństwa o rok przyczynia się do wzrostu produkcji nawet o 4% [Hnatyszyn-Dzikowska i in., 2008]. W związku z powyższym zdrowie można uznać za zmienną znaczącą dla wzrostu gospodarczego. Jednak brak statystycznie istotnego wpływu kapitału i edukacji powoduje, że wyniki te należy uznać za dyskusyjne.

Drugie z podejść stosowanych w badaniach empirycznych nawiązuje do tzw. regresji wzrostu, której celem jest wyjaśnienie przeciętnej stopy wzrostu gospodarczego w danym okresie [zob. np. Herbst (red.), 2007]. Modele tego typu szacowane są zazwyczaj na podstawie prób przekrojowo-czasowych. Regresję wzrostu dla  $N$  obiektów i  $T$  okresów, gdzie  $i$  wskazuje numer obiektu, natomiast  $t$  numer okresu, można przedstawić następująco [Bloom, Canning, Sevilla, 2004]:

$$\Delta y_{it} = \alpha_0 + \gamma y_{it-1} + \delta^T \mathbf{x}_{it} + \xi_{it} \quad (1.20)$$

gdzie:

$y_{it}$  – oznacza PKB w okresie  $t$  w kraju  $i$ ;

$\mathbf{x}_{it}$  – zmienne objaśniające, wśród których znajduje się stan zdrowia;

$\xi_{it}$  – składnik losowy;

$\alpha_0, \gamma, \delta$  – parametry strukturalne modelu.

Do najbardziej znanych prac z wykorzystaniem regresji wzrostu należą badania przeprowadzone przez Barro. W jego pracach oprócz miar kapitału ludzkiego w formie edukacji pojawiają się jednocześnie mierniki kapitału ludzkiego w formie zdrowia aproksymowane oczekiwaną długością życia.

Zastosowanie regresji wzrostu z uwzględnieniem oczekiwanej długości życia można znaleźć m. in. w pracach: Barro [1996], Barro i Lee [1994], Barro i Sala-i-Martin [1995], Bloom, Canning, Malaney [2000], Gallup i Sachs [2000], Bhargava i in. [2001]. Podobne podejście zastosowane zostało w badaniach przeprowadzonych przez Komisję Makroekonomii i Zdrowia WHO, z których wynika, iż poprawa o 10% oczekiwanej długości życia jest związana ze wzrostem gospodarczym o 0,3–0,4% w skali rocznej, przy zachowaniu zasady *ceteris paribus*.

Tylko nieliczni autorzy [zob. Sachs i Warner, 1997] wprowadzili do modelu kwadrat oczekiwanej długości życia. Uzasadnieniem dla wykorzystania tak zdefiniowanej zmiennej jest rosnący wraz z wydłużeniem trwania życia współczynnik obciążenia na pracującego osobami w wieku poprodukcyjnym.

Analizy empiryczne nad rolą stanu zdrowia we wzroście gospodarczym w przeważającej większości bazują na danych przekrojowych i próbach przekrojowo-czasowych łączących zarówno bardziej, jak i mniej rozwinięte gospodarczo kraje. Aplikacje wykorzystujące szeregi czasowe są znacznie rzadsze.

Krótki przegląd historycznie najwcześniejszych weryfikowanych empirycznie modeli z oczekiwaną długością życia w charakterze miernika stanu zdrowia zawarty został w tab. 1.1.

W analizach relacji stanu zdrowia i wzrostu gospodarczego w charakterze miernika stanu zdrowia, zamiast znajdującej się pod dużym wpływem umieralności niemowląt oczekiwanej długości życia, znaleźć można propozycje innych miar, zazwyczaj związanych z umieralnością wśród osób dorosłych, np. frakcja osób przeżywających okres 15–64 lata (*adult survival rate*) [Bhargava i in., 2001; Weil, 2007; Lorentzen i in., 2008].

Znaczna część badań nad wzrostem gospodarczym z wykorzystaniem jednego z dwóch wspomnianych podejść (funkcja produkcji bądź regresja wzrostu) potwierdza istnienie związku stanu zdrowia z rozwojem ekonomicznym. Uzyskane prozwrostowe efekty stanu zdrowia, pomimo znaczących różnic w doborze krajów do próby przekrojowej (w przeważającej większości są to badania dla prób łączących kraje o bardzo zróżnicowanym poziomie rozwoju), zakresu czasowego próby, formy funkcyjnej, definicji i konfiguracji zmiennych, a także różnic w zastosowanych technikach estymacji, można uznać za istotne.

Tabela 1.1. Oszacowania efektu wpływu stanu zdrowia na wzrost gospodarczy  
( $\Delta \ln PKB \text{ per capita}$ )

Autor badania	Miara stanu zdrowia: oczekiwana długość życia pod postacią logarytmu		
	ocena parametru (błąd standardowy)	wykorzystane dane statystyczne	zastosowana metoda estymacji
Barro [1996]	0,042 (0,014)	Dane dla trzech okresów: 1965–1975 n=80 1975–1985 n=87 1985–1990 n=84	3SLS z użyciem opóźnionych wartości niektórych regresorów w charakterze instrumentów, efekt losowy dla okresów
Barro, Lee [1994]	0,073 (0,013)	Dwa okresy: 1965–1975 n=85 1975–1985 n=95	SUR z efektem losowym dla kraju
Barro, Sala –i–Martin [1996]	0,058 (0,013)	Dwa okresy : 1965–1975 n=87 1975–1985 n=97	SUR z efektem losowym dla kraju
Bloom, Canning, Malaney [2000]	0,063 (0,016)	Dane przekrojowo-czasowe: 1965–1990 n=391	Regresja KMNK na próbie przekrojowo-czasowej
Bloom, Malaney [1998]	0,027 (0,107)	Dane przekrojowo-czasowe: 1965–1990 n=77	KMNK
Bloom [1999]	0,019 (0,012)	Dane przekrojowo-czasowe: 1965–1990 n=80	2MNK
Bloom, Williamson [1998]	0,040 (0,010)	Dane przekrojowo-czasowe: 1965–1990 n=78	KMNK
Caselli, Esquivel i Lefort [1996]	–0,001(0,032)	Dane panelowe: 1960–1985, n=91	Estymator GMM Arellano-Bonda
Gallup i Sachs [2000]	0,030 (0,009)	Dane przekrojowo-czasowe: 1965–1990 n=75	KMNK
Hamoudi i Sachs [1999]	0,072 (0,020)	Dane przekrojowo-czasowe: 1980–1995 n=78	KMNK

Uwagi: GMM – uogólniona metoda momentów, KMNK – klasyczna metoda najmniejszych kwadratów, 3SLS – potrójna metoda najmniejszych kwadratów, SUR – *seemingly unrelated regression*.

Wszystkie modele wśród zmiennych objaśniających zawierają logarytm PKB *per capita* dla pierwszego okresu próby.

Wśród pozostałych zmiennych objaśniających znajdują się np.: udział nakładów inwestycyjnych w PKB, zmiany relacji *terms of trade*, zmienne charakteryzujące wykształcenie wyższe, wskaźnik otwartości gospodarki, stopa przyrostu siły roboczej.

Źródło: Bloom, Canning, Sevilla, 2004.

Literatura światowa dostarcza również wielu dowodów przeczących tej tezie. W jednym z najbardziej znaczących, przeprowadzonych w ostatnich latach badaniu dla krajów o różnym poziomie rozwoju gospodarczego Acemoglu i Johnson [2007] nie potwierdzili istnienia takiego związku. W przeciwieństwie do badań zakładających stałą wielkość populacji [np. Weil, 2005], Acemoglou i Johnson uwzględnili możliwość wpływu poprawy stanu zdrowia na wzrost liczby ludności. Zgodnie z neoklasyczną teorią wzrostu, stanowiącą podstawę badań, wzrost liczby ludności może prowadzić do początkowego zmniejszenia dochodu na osobę. Ten początkowy spadek kompensowany jest poprzez wzrost produkcji wynikający z powiększających się zasobów siły roboczej i akumulacji kapitału. Rekompensata wynikająca z wydłużenia oczekiwanej długości życia może być ograniczona nieelastyczną podażą niektórych czynników produkcji, szczególnie stałą podażą ziemi, odgrywającą dużą rolę w krajach nieuprzemysłowionych.

W rozważanych modelach ekonometrycznych w charakterze zmiennej objaśnianej autorzy wykorzystali: logarytm PKB, logarytm PKB *per capita* oraz logarytm PKB na populację osób w wieku produkcyjnym dla różnych grup krajów: o niskim, średnim i wysokim poziomie rozwoju gospodarczego.

Na gruncie przyjętych założeń i z wykorzystaniem specyficznie<sup>17</sup> skonstruowanej zmiennej w charakterze instrumentu dla oczekiwanej długości życia autorzy nie potwierdzili pozytywnego dla wzrostu gospodarczego znaczenia poprawy stanu zdrowia po II wojnie światowej. Z zastosowaniem różnych technik estymacji (KMNK, MZI, estymator GMM Arellano-Bonda), w części rozważanych modeli ekonometrycznych, uzyskano nieistotny, a niekiedy ujemny wpływ oczekiwanej długości życia na PKB *per capita* oraz PKB w przeliczeniu na populację osób w wieku produkcyjnym.

Podobnie, jak szereg innych, badania Acemoglu i Johnsona nie są wolne od zarzutów. Bloom, Canning i Fink [2009] argumentują, że modele ekonometryczne Acemoglu i Johnsona zostały błędnie wyspecyfikowane. Nie uwzględniono w nich bowiem możliwości konwergencji dochodów. Natomiast krytykę instrumentów wykorzystanych przez Acemoglu i Johnsona przedstawił Bleakley [2006]. Skonstruowanej zmiennej instrumentalnej zarzucono nieuwzględnienie w dostateczny sposób umieralności wśród dorosłych oraz nadanie zbyt dużej wagi chorobom o wysokim ryzyku zgonu.

Korzystając z tych samych danych, lecz bazując na modelu pozwalającym na konwergencję warunkową dochodów, Bloom, Canning i Fink [2009] wykazali, że poprawa stanu zdrowia związana z postępiem medycyny i transformacją epidemiologiczną może prowadzić do wzrostu poziomu dochodów.

Znaczącego wpływu stanu zdrowia na wzrost gospodarczy nie potwierdziły również badania przeprowadzone przez Ashrafa, Lestera, Weila [2008]. Wynika z nich bowiem, iż nawet znaczna poprawa stanu zdrowia mierzonego oczekiwaną

---

<sup>17</sup> Dokładny opis konstrukcji zmiennej instrumentalnej znaleźć można w Acemoglu, Johnson, 2007.

długością życia prowadzić może do umiarkowanego wzrostu PKB *per capita* i to w dłuższej perspektywie (nawet kilkudziesięcioletniej). Co więcej, niewielkie efekty przynieść może także kontrolowanie określonych chorób, szczególnie niebezpiecznych w krajach rozwijających się.

Warto podkreślić, iż zdecydowana większość modeli ekonometrycznych służących weryfikacji hipotezy o roli zdrowia jako czynnika wzrostu gospodarczego bazuje na danych statystycznych dla krajów o różnym poziomie rozwoju. Pewną lukę stanowią badania makroekonomiczne obejmujące swoim zasięgiem wyłącznie kraje rozwinięte. Tymczasem, jak dowodzi Weil [2007], wyniki badań dla krajów o zróżnicowanym poziomie rozwoju gospodarczego mogą istotnie różnić się od wyników badań prowadzonych wyłącznie dla krajów dobrze bądź wyłącznie dla krajów słabo rozwiniętych. Pozytywny efekt oddziaływania stanu zdrowia na PKB jest silniejszy w tych ostatnich.

Dla krajów o wysokim poziomie rozwoju wyniki badań nad znaczeniem zdrowia dla stymulowania wzrostu PKB są zdecydowanie bardziej niejednoznaczne. O ile Rivera i Currais [1999a, 1999b, 2003] wykazali, że wzrost wydatków na zdrowie wywiera dodatni i istotny wpływ na wzrost wydajności w krajach OECD, badania przeprowadzone przez Hartwiga [2008] nie potwierdziły istnienia związku stanu zdrowia ze wzrostem gospodarczym.

Jak dowodzą analizy MacDonalda i Robertsa [2002], oczekiwana długość życia nie jest statystycznie istotną zmienną objaśniającą wzrost wydajności w krajach o wysokim poziomie dochodów.

Jednym z powodów niejednoznaczności wyników może być niewłaściwy dobór aproksymanty stanu zdrowia. Oczekiwana długość życia uważana jest za dobrą charakterystykę stanu zdrowia w krajach rozwijających się, choć również w ich przypadku podejmowane są próby określenia wpływu chorób specyficznych dla tej grupy krajów na wzrost gospodarczy. W dotychczasowych analizach rozważane były skutki malarii [Gallup, Sachs, 2000], HIV/AIDS [Jamison i in. 2001], niedożywienia [Weil, 2005], gruźlicy [Delfino, Simmons, 2005].

Potrzeba prowadzenia badań nad znaczeniem zdrowia dla rozwoju ekonomicznego w krajach rozwiniętych rodzi konieczność poszukiwań i weryfikacji mierników (indykatorów) innych niż wykorzystywane powszechnie w regresjach wykorzystujących dane dla krajów o zróżnicowanym poziomie rozwoju. W krajach rozwiniętych gospodarczo szczególnego znaczenia nabiera wpływ tzw. chorób cywilizacyjnych na produktywność i wyniki gospodarcze. Wskaźniki te wykazują znacznie większe zróżnicowanie niż oczekiwana długość życia. Wśród innych wyznaczników stanu zdrowia właściwych dla krajów rozwiniętych wymienia się problemy ze zdrowiem psychicznym czy miary zachorowalności i umieralności w określonych przedziałach wiekowych [Tompa, 2002].

Współczynnik umieralności wywołanej chorobami układu krążenia u osób w wieku produkcyjnym wykorzystany został przez Suhrcke i Urbana [2006] w badaniach obejmujących 26 krajów o wysokim poziomie rozwoju. Autorzy

zastosowali dynamiczne modele panelowe z właściwymi dla nich metodami estymacji pozwalającymi na uwzględnienie potencjalnej endogeniczności chorób układu krążenia (estymator Blundella i Bonda). Analizy dla okresu 1960–2000 wykazały, iż wskaźnik ten znacząco wpływa na wzrost gospodarczy. Redukcja umieralności na choroby układu krążenia populacji osób w wieku produkcyjnym o 10% może przyczynić się do wzrostu dochodu *per capita* o 1%.

Umieralność z powodu wypadków i chorób niezakaźnych wśród osób dorosłych w charakterze indikatora stanu zdrowia wykorzystana została przez Suhrcke i in. (2007) w badaniach dla Federacji Rosyjskiej. Kraj ten należy do nielicznych, w których oczekiwana długość życia w ostatnich latach uległa skróceniu, a ocena ogólnego stanu zdrowia w porównaniu z państwami o zbliżonej sytuacji ekonomicznej wypada bardzo niekorzystnie. Jak dowodzą przeprowadzone badania, niezależnie od zastosowanej metody badawczej, ekonomiczne efekty poprawy stanu zdrowia osób dorosłych w Rosji mogą być istotne dla gospodarki. Badania Suhrcke i in. koncentrują się wyłącznie na Federacji Rosyjskiej, lecz zdaniem autorów, zbliżona sytuacja, ze względu na podobieństwa w sytuacji ekonomicznej i zdrowotnej, może występować w innych krajach postsocjalistycznych.

Nie sposób ocenić zalety i wady poszczególnych modeli ekonometrycznych wiążących zdrowie ze wzrostem gospodarczym oraz trafność doboru miernika stanu zdrowia.

Ciekawe rozwiązania znaleźć można w pracach autorstwa Nordhaua [1999] i Jamisona, Sachsa, Wanga [2001]. Nordhaus zastosował szersze ujęcie. Ocenił znaczenie zdrowia dla podniesienia społecznego dobrobytu rozumianego szerzej niż wzrost PKB *per capita*. Autor przyjął założenie, że przy tym samym dochodzie rocznym długie i zdrowe życie stoi wyżej w hierarchii dobrobytu niż życie krótkie i w złym zdrowiu. Wychodząc od indywidualnej użyteczności, będącej funkcją oczekiwanego konsumpcji ważonej prawdopodobieństwem przeżycia wynikającym z funkcji przeżycia<sup>18</sup> i dokonując wyceny „dodatkowego” roku życia osiągniętego dzięki wydłużeniu oczekiwanej długości życia w zdrowiu, stwierdził istotny wpływ poprawy stanu zdrowia na dobrobyt w Stanach Zjednoczonych na przestrzeni XX w.

Funkcja przeżycia dla różnych przedziałów wiekowych zastosowana została również przez Jamisona, Sachsa i Wanga [2001] do oceny wpływu epidemii AIDS na ubytek dochodu narodowego w Afryce Subsaharyjskiej.

Kolejną propozycję stanowi wykorzystanie nie bezpośrednich miar stanu zdrowia społeczności, a raczej inwestycji w kapitał zdrowotny wyrażonych poprzez nakłady na ochronę zdrowia. Podejście takie zastosowali, m. in., Beraldo, Montolio, Turati [2009], uzyskując potwierdzenie wpływu wydatków na ochronę zdrowia na stopę wzrostu PKB.

---

<sup>18</sup> Funkcja przeżycia krótko scharakteryzowana została w punkcie 1.5.1.1.

### 1.6.1.2. Stan zdrowia w modelach łącznej produktywności czynników produkcji

Wpływ kapitału ludzkiego na wzrost gospodarczy może odbywać się nie tylko w sposób bezpośredni. Jakość kapitału ludzkiego, na którą składa się również stan zdrowia, stanowi o możliwości gospodarki w zakresie efektywnego wykorzystania istniejącego majątku trwałego, a także wpływa na możliwości generowania postępu technicznego [Aghion, Howitt, 1992]. Wpływ kapitału ludzkiego realizuje się pośrednio za pomocą łącznej produktywności czynników produkcji TFP.

W badaniach empirycznych zmienna aproksymująca stan zdrowia, podobnie jak aproksymanty innych elementów kapitału ludzkiego, wprowadzana jest nie do równania wzrostu, lecz do modelu objaśniającego zmienność TFP. Do wyznaczenia bezpośrednio nieobserwowalnej łącznej produktywności czynników produkcji posłużyć może formuła reszty Solowa [zob. Florczak, 2011]:

$$TFP = \frac{Y}{K^\alpha L^{1-\alpha}} \quad (1.21)$$

gdzie:

$TFP$  – łączna produktywność czynników produkcji,

$Y$  – produkcja (PKB),

$K$  – kapitał rzeczowy,

$L$  – pracujący,

$\alpha$  – elastyczność produkcji względem kapitału rzeczowego.

Podejście takie zastosowali, m. in., Cole i Neumayer [2006], badając związek słabej kondycji zdrowotnej z łączną produktywnością czynników produkcji w krajach rozwijających się. Wychodząc z funkcji produkcji Cobb-Douglasa z uwzględnieniem kapitału ludzkiego Cole i Neumayer wyznaczyli  $TFP$ , a następnie do modelu objaśniającego zmienność łącznej produktywności czynników produkcji:

$$\ln TFP_{it} = \gamma_i + \delta_t + \beta_1 \ln X_{it} + \theta Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1.22)$$

wprowadzili różne mierniki stanu zdrowia charakterystyczne dla krajów rozwijających się. Zmienna  $X$  alternatywnie oznaczała zachorowania na malarię, niedożywienie bądź choroby wynikające z braku dostępu do czystej wody. W wektorze  $Z$  natomiast uwzględniono otwartość gospodarki, stopę inflacji oraz udział rolnictwa w PKB.

Obliczenia przeprowadzone przez Cole'a i Neumayera potwierdziły istotny negatywny wpływ złego stanu zdrowia na  $TFP$  badanej grupy krajów.

## 1.7. Znaczenie zdrowia dla gospodarek regionalnych

Zdecydowana większość dotychczasowych badań dotyczy gospodarek narodowych, znacznie mniej gospodarek regionalnych. Do pewnego stopnia tłumaczy to brak wiarygodnych danych statystycznych o stanie zdrowia na poziomie regionalnym w wielu krajach [zob. Počas, Soukiazis, 2011].

Rola zdrowia dla rozwoju regionalnego zazwyczaj rozważana jest w kontekście konwergencji regionalnej. Zagadnienie konwergencji było i nadal jest przedmiotem wielu badań empirycznych. Wzmoczone zainteresowanie problematyką konwergencji trwa od lat 90. XX w., a jedną z bardziej znaczących prac z tego zakresu stanowi opracowanie Barro i Sala-i- Martina [1992]<sup>19</sup>.

Ze względu na ograniczoną dostępność danych statystycznych na poziomie regionalnym niejednokrotnie rozważany jest nie bezpośredni wpływ stanu zdrowia, a raczej czynników szeroko charakteryzujących sektor ochrony zdrowia na wzrost gospodarczy. Badania z uwzględnieniem bezpośrednich miar stanu zdrowia w modelach wzrostu regionalnego należą do rzadkości.

W jednym z nielicznych, Stilianos i Konstantionos [2011] zastosowali czynnik zwiększający ryzyko wystąpienia szeregu chorób niezakaźnych – otyłość – do badań nad regionalną konwergencją w USA z wykorzystaniem danych dla okresu 1997–2007. W rozważanym modelu konwergencji warunkowej autorzy uwzględnili również zależności przestrzenne:

$$\ln(y_{it}) = \beta_0 + (1 - \beta_1) \ln(y_{i,0}) + \beta_2 OB_{it} + \beta_3 \mathbf{W} \ln(y_{i,0}) + \xi_{it} \quad (1.23)$$

gdzie  $y$  jest dochodem realnym na osobę,  $OB$  to odsetek osób z nadwagą w populacji osób dorosłych, natomiast  $\mathbf{W}$  macierzą interakcji przestrzennych<sup>20</sup>. Wyniki przeprowadzonych badań potwierdziły negatywny wpływ czynnika zagrożenia stanu zdrowia dla rozwoju regionalnego. Jednocześnie, jak podkreślają autorzy, wadą modelu jest nieuwzględnienie w nim innych czynników (poza początkowym poziomem dochodów i stanem zdrowia) mogących warunkować rozwój regionalny. Stanowi on jednak podstawę do dalszych, pogłębionych badań w tym zakresie.

Dotychczasowe badania dla gospodarek regionalnych krajów europejskich z reguły uwzględniają wpływ czynników charakteryzujących sektor ochrony zdrowia na rozwój regionalny.

González-Parámo i López [2002] analizowali relację pomiędzy inwestycjami publicznymi a wzrostem dochodu *per capita* w poszczególnych regionach Hiszpanii w okresie 1965–1995. Dla wyjaśnienia wzrostu regionalnego wykorzystane zostały różne miary nakładów na kapitał ludzki, mianowicie, nakłady

<sup>19</sup> Istota konwergencji oraz różne jej rodzaje zostały krótko scharakteryzowane w punkcie 6.2.

<sup>20</sup> Zagadnienie konstrukcji macierzy wag przestrzennych poruszone zostało w punkcie 2.4.



publiczne na edukację oraz nakłady publiczne na zdrowie. Z wykorzystaniem rozszerzonego modelu Solowa oszacowanego na podstawie danych panelowych, autorzy stwierdzili, iż dla rozwoju regionalnego ma znaczenie tylko kapitał ludzki aproksymowany wydatkami publicznymi na ochronę zdrowia.

Zupełnie odmienne rezultaty uzyskali Riviera i Currais [2004]. Przeprowadzone przez nich badania konwergencji regionów hiszpańskich z wykorzystaniem danych panelowych dla lat 1973–1993 nie potwierdziły wpływu wydatków na edukację i ochronę zdrowia na proces konwergencji pomiędzy 17 hiszpańskimi regionami. Wyniki te mogą sugerować, zdaniem autorów, iż zwrot wydatków na edukację i infrastrukturę ochrony zdrowia pojawia się z kilkuletnim opóźnieniem.

Analizę relacji pomiędzy edukacją, zdrowiem (a dokładniej zasobami ochrony zdrowia) i wzrostem ekonomicznym Grecji na poziomie NUTS-3 dla okresu 1981–2003 przedstawili Benos i Karagiannis [2009]. Jak dowodzą autorzy, zasoby ochrony zdrowia wyrażone liczbą lekarzy mają istotne znaczenie dla wzrostu greckich regionów. W regionach słabiej rozwiniętych ekonomicznie, rola zdrowia jest większa niż rola edukacji.

W modelach wzrostu regionalnego postaci (1.20) i konwergencji dla regionów Portugalii przeprowadzonych przez Poças, Soukiazis [2011] obok czynników ekonomicznych uwzględnione zostały aspekty demograficzne, a także czynniki związane z ochroną zdrowia: dostępność lekarzy oraz konsumpcja leków (w charakterze aproksymanty stanu zdrowia). Badania potwierdziły istotne znaczenie obydwu czynników związanych z sektorem ochrony zdrowia dla rozwoju regionalnego.

## **1.8. Zdrowie a efekty ekonomiczne w badaniach mikroekonomicznych**

Najbardziej obszerna grupa obejmuje badania na poziomie indywidualnym lub na poziomie gospodarstw domowych. W podejmowanych badaniach rozważany jest wpływ zdrowia na takie kategorie ekonomiczne, jak: 1) płace i dochody, 2) liczba przepracowanych godzin, 3) aktywność zawodowa, 4) wcześniejsze emerytury, 5) decyzje związane z oszczędzaniem, 6) podaż pracy osób zajmujących się chorymi [Suhrcke i in., 2006].

Część z nich koncentruje się na natychmiastowym wpływie zdrowia na efekty ekonomiczne (podaż pracy, wydajność). W innych rozważane są możliwości wpływu długookresowego.

Najbardziej wyraźnie zdrowie osób dorosłych wpływa na wyniki ekonomiczne poprzez rynek pracy i właśnie temu zagadnieniu poświęca się najwięcej uwagi. Zazwyczaj rozważane są relacje: zdrowie – dochody, zdrowie – podaż pracy. Zdrowie warunkować może nie tylko liczbę przepracowanych godzin,

pracy. Zdrowie warunkować może nie tylko liczbę przepracowanych godzin, ale również prawdopodobieństwo bycia zatrudnionym. Jednostki dotknięte chorobą zmuszane są do zmiany pracy, korygowania planów dotyczących kariery zawodowej, niekiedy karane przez pracodawcę za niską wydajność. Zły stan zdrowia zwiększa szanse na wcześniejsze przejście na emeryturę, choć relacja ta w dużym stopniu może zależeć od przyjętych w danym kraju rozwiązań instytucjonalnych. Istotny jest również wpływ złego stanu zdrowia na rodziny osób chorych.

W badaniach sondażowych, stanowiących podstawę analiz mikroekonometrycznych, pomiar stanu zdrowia z reguły dokonywany jest za pomocą oceny subiektywnej (samooceny) stanu zdrowia, występowania stwierdzonych klinicznie chorób lub chorób chronicznych, ograniczenia zakresu sprawności, miar antropometrycznych [zob. np. Golinowska (red.), 2007; Suhrcke i in. 2007].

W zdecydowanej większości wykorzystywane dane sondażowe dotyczą jednostek w jednym punkcie w czasie, choć wyraźnie wzrasta liczba badań z wykorzystaniem danych panelowych [zob. np. Jäckle, 2007; Jäckle, Himmler, 2010].

Wpływ zdrowia na wyniki ekonomiczne na poziomie indywidualnym jest dobrze udokumentowany nie tylko w krajach słabych gospodarczo. Znacząca liczba badań nad wpływem stanu zdrowia na osiągnięcia na rynku pracy dotyczy krajów członkowskich Unii Europejskiej, jak i innych krajów wysoko rozwiniętych.

### **1.8.1. Zdrowie a osiągnane dochody z pracy**

Główną kategorią ekonomiczną mogącą znajdować się pod wpływem stanu zdrowia są dochody z pracy. Osoby o złym stanie zdrowia mogą nie być zdolne do pracy, co skutkuje obniżeniem bądź utratą dochodów. Z tego samego powodu stają się bezrobotne, przechodzą na emeryturę bądź zajmują się prowadzeniem domu.

Analizy wpływu stanu zdrowia na możliwości zarobkowania pojawiają się w wielu opracowaniach [zob. np. Hansen, 2000; Andren, Palmer, 2001; Contoyannis, Rise, 2001; Gambin, 2004; Pelkowski, Berger, 2004]. Punkt wyjścia stanowi zazwyczaj model kapitału ludzkiego zapoczątkowany przez takich ekonomistów, jak Schultz [1961], Becker [1962], Mincer [1974].

Contoyannis i Rise [2001] badali wpływ samooceny stanu zdrowia i zdrowia psychicznego na płace, odrębnie dla kobiet i dla mężczyzn, wykorzystując dane z sześciu fal British Household Panel Survey (BHPS). Uzyskane rezultaty wskazują na ujemny wpływ zdrowia psychicznego (zmiennej zdefiniowanej przez autorów badania) na płace mężczyzn, natomiast dobry stan zdrowia mierzony samooceną pozytywnie wpływa na płace kobiet. Różnice wpływu stanu zdrowia na płace mężczyzn i kobiet stanowiły również przedmiot rozważań Gambin [2004]

prowadzonych z wykorzystaniem 11 fal badania BHPS dla lat 1991–2001. Jak wynika z badań, płace kobiet w większym stopniu znajdują się pod wpływem stanu zdrowia aproksymowanego za pomocą samooceny niż płace mężczyzn.

Stern [1989], wykorzystując dane dla Stanów Zjednoczonych (the United States Panel Study on Income Dynamics), pokazał, że wiążące się z chorobami ograniczone możliwości pracy redukują płace o 11,7% w przypadku mężczyzn i aż o 23,8% w przypadku kobiet, po uwzględnieniu korekty na selekcję ze względu na uczestnictwo w rynku pracy. Ponadto o 13% wzrasta prawdopodobieństwo pozostawania poza rynkiem pracy. Korzystając z tych samych danych, Haveman i in. [1994] oszacowali, że zły stan zdrowia (uwzględniony z opóźnieniem czasowym) zmniejsza liczbę przepracowanych godzin o 7,4%.

Berkovec i Stern [1991], bazując na danych National Longitudinal Survey of Older Men (1966–1983), wykazali, iż zły stan zdrowia wiąże się z około 16,7% redukcją płac. Natomiast rezultaty badań Baldwina, Zeagera i Flacco [1994] na danych Survey of Income and Program Participation pokazały, że problemy zdrowotne wpływają na obniżenia płac o 6,1% w przypadku mężczyzn oraz 5,4% w przypadku kobiet.

Z badań Smitha [1999, 2003, 2005] wynika, że w całym okresie życia każdy spadek dochodów jest na ogół związany z pogorszeniem stanu zdrowia.

Suhrcke i in. [2007] w prowadzonych badaniach dla Federacji Rosyjskiej wykazali, że dobry stan zdrowia (mierzony samooceną) zwiększa płace kobiet o 22%, natomiast płace mężczyzn o dobrym stanie zdrowia są o 18% wyższe niż płace mężczyzn nie cieszących się dobrym zdrowiem.

Istotny wpływ samooceny stanu zdrowia na osiągnięte dochody zaobserwowano również w przypadku krajów Europy Środkowo-Wschodniej [WHO, 2006]. Dla wszystkich badanych krajów (Albania, Bośnia i Hercegowina, Bułgaria, Chorwacja, Macedonia, Mołdawia, Rumunia, Serbia i Czarnogóra) wykazano ujemny wpływ złego stanu zdrowia na uzyskiwane dochody.

Przedstawione wyniki badań potwierdzają istnienie zależności dochodów od stanu zdrowia. Należy jednak pamiętać, że zdrowie nie jest kategorią homogeniczną i jego rozkład w grupach społeczno-ekonomicznych może być różny. Prawdopodobnie również efekt jego oddziaływania na osiągnięte dochody zmienia się z grupą społeczno-ekonomiczną i, jak się wydaje, jest największy wśród pracowników o niskim poziomie wykształcenia, wykonujących prace fizyczne [zob. np. Stronks i in., 1997]. Dodatkowo obciążenia związane z chorobą są znacznie wyższe dla osób niezamożnych niż w przypadku osób o wysokim poziomie dochodów.

### **1.8.2. Zdrowie a podaż pracy**

Zdrowie uważane jest za jeden z kluczowych wyznaczników aktywności zawodowej. Jest ważnym czynnikiem prowadzącym do utraty pracy i zmniejszającym prawdopodobieństwo ponownego zatrudnienia [Chan, Stevens, 2001];

Kalwij, Vermeulen, 2005]. Szczególnie dotyczy to pracowników starszych, u których w związku z wiekiem zaczynają nasilać się problemy zdrowotne. Relacja pomiędzy brakiem zatrudnienia i złym stanem zdrowia ma złożony charakter. Osoby chore mogą nie pracować (lub nawet nie szukać pracy). Jest również możliwe, że zdrowie obniża wydajność, a tym samym zwiększa ryzyko utraty pracy i możliwości powrotu na rynek pracy. Brak pracy nie pozostaje bez wpływu na stan zdrowia, zarówno dobrostan fizyczny, jak i psychiczny [zob. np. Clark, Oswald, 1996], co w konsekwencji jeszcze pogarsza sytuację na rynku pracy. Chan, Stevens [2001] pokazały, iż pespektywy na ponowne zatrudnienie są ściśle związane z wiekiem.

Gannon i Nolan [2003], wykorzystując dane dla Irlandii (stanowiące irlandzką składową ECHP) dla osób w wieku produkcyjnym – pomiędzy 16. a 64. rokiem życia – wykazali, że prawdopodobieństwo bycia aktywnym zawodowo było o 61% niższe w przypadku mężczyzn i o 52% niższe w przypadku kobiet cierpiących na choroby przewlekłe bądź choroby powodujące częste ograniczenia w wykonywaniu codziennych czynności w porównaniu z osobami bez tego typu ograniczeń. Podobne rezultaty uzyskano na podstawie danych pochodzących z Quarterly National Household Survey. W tym przypadku szczególną uwagę zwrócono na długotrwałe problemy zdrowotne i ograniczenia sprawności w znacznym stopniu utrudniające wykonywanie pracy. Występowanie tego typu dolegliwości zmniejsza prawdopodobieństwo bycia aktywnym zawodowo aż o 66% w przypadku mężczyzn i 42% w przypadku kobiet. Mniej poważne schorzenia wywierają mniejszy, ale ciągle istotny wpływ na prawdopodobieństwo aktywności zawodowej (niższe o 12% w przypadku mężczyzn i 14% w przypadku kobiet). Przeprowadzone dotychczas analizy potwierdzają istotny wpływ stanu zdrowia na posiadanie pracy w Hiszpanii [Pagán, Marchante, 2004], Szwecji [Lindholm i in., 2001], Niemczech [Riphahn, 1998; Lechner, Vazquez-Alvarez, 2004].

Obecny i przeszły stan zdrowia wydaje się być dominującym czynnikiem wyjaśniającym decyzje o wcześniejszym przejściu na emeryturę. Potwierdzają to badania przeprowadzone dla krajów Unii Europejskiej [Jiménez-Martin i in., 1999], Niemiec [Siddiqui, 1997] czy Wielkiej Brytanii [Disney i in. 2006].

Bound i in. [2003], korzystając z danych dla Stanów Zjednoczonych, oszacowali, że osoby, określające swój stan zdrowia jako zły, dziesięciokrotnie częściej niż osoby o przeciętnym stanie zdrowia stają się nieaktywne ekonomicznie przed wiekiem uprawniającym do świadczeń emerytalnych.

Bogata literatura, dotycząca w przeważającej mierze Stanów Zjednoczonych (choć przybywa badań dla krajów europejskich), potwierdza, że dobry stan zdrowia pozytywnie wpływa na aktywność zawodową, aczkolwiek wielkość owego wpływu nie jest jednoznacznie określona. Porównanie wyników różnych badań jest utrudnione ze względu na różne miary stanu zdrowia, modele i techniki estymacji.

### 1.8.3. Absencja chorobowa

Jeden z podstawowych aspektów wpływu stanu zdrowia na rynek pracy stanowi absencja chorobowa. Jej negatywne skutki na poziomie firm są szczególnie odczuwane w krajach, w których pracodawcy ponoszą koszty nie tylko absencji chorobowej i zmniejszonej wydajności, lecz są odpowiedzialni za zasiłki chorobowe i koszty opieki medycznej.

W modelu teoretycznym Pauly i in. [2002] zbadali skalę kosztów związanych z absencją chorobową, przyjmując liczne założenia dotyczące rozmiaru firmy, funkcji produkcji, specyfiki produktów (działalności) i konkurencyjności rynku pracy.

Natomiast empirycznie efekt wpływu absencji chorobowej na płace kobiet w Szwecji został potwierdzony przez Hansena [2000]. Badania dla Rosji [Suhrecke i in. 2007] dowodzą, iż absencja chorobowa obniża płace mężczyzn o 3,7%, natomiast płace kobiet o 5,5%. Z perspektywy przedsiębiorstwa koszty absencji chorobowej są znacznie wyższe niż tylko płace, zwłaszcza w sytuacji braku możliwości substytucji chorych pracowników bądź kiedy działalność wymaga pracy zespołowej. Jak wynika z badań Berger i in. [2003], zły stan zdrowia pracowników obniża efektywność firm o około 10%.

Absencja chorobowa jest istotnym czynnikiem, choć nie w pełni odzwierciedlającym skalę problemów. Niekiedy pracownicy nie w pełni zdrowi przychodzą do pracy, lecz ich wydajność jest niższa.

## 1.9. Stan badań w Polsce

Spośród rosnącej liczby badań z tego zakresu, stosunkowo niewiele dotyczy nowo przyjętych krajów Unii Europejskiej, w których zarówno stan zdrowia, jak i poziom dobrobytu społecznego wyrażony jako PKB *per capita* odbiegają od poziomu EU15. Również w Polsce, gdzie przeciętne trwanie życia należy do najkrótszych wśród krajów Unii Europejskiej, próby badań z tego zakresu należy uznać za nieliczne.

Wielu badaczy analizuje rolę, jaką odgrywa kapitał ludzki w wymiarze edukacji [Welfe (red.), 2007; Herbst (red.), 2007], kapitał społeczny [Sztudynger, 2005] bądź kapitał rodzinny [Sztudynger, 2009] we wzroście gospodarczym. Natomiast modeli z uwzględnieniem kapitału ludzkiego w formie zdrowia pojawiło się, jak dotąd, niewiele.

Coraz częściej jednak wśród badaczy zajmujących się zagadnieniem kapitału ludzkiego pojawiają się postulaty szerszego rozumienia tego pojęcia, z włączeniem roli zdrowia [zob. np. Welfe (red.), 2007; Herbst (red.), 2007].

Ze względu na istniejące powiązania różnych form kapitału ludzkiego [Karski, 2007] dotychczasowe prace, w których poruszona została problematyka zdrowia, traktują je jako element zmiennej syntetycznej, w sposób kompleksowy opisującej zasoby kapitału ludzkiego.

Uramek [2006a] do konstrukcji alternatywnych taksonomicznych mierników syntetycznych kapitału ludzkiego wykorzystała m. in. zmienne charakteryzujące ochronę zdrowia: liczbę zgonów niemowląt na tys. urodzeń żywych<sup>21</sup>, sumę nakładów inwestycyjnych na opiekę zdrowotną. Następnie tak skonstruowany miernik wprowadziła do modelu wzrostu typu Manikwa-Romera-Weila, uzyskując statystyczne potwierdzenie jej istotności. Jednocześnie autorka podkreśliła znaczenie wyboru metody estymacji dla precyzji uzyskanych oszacowań parametrów modelu ze wskazaniem na estymatory uogólnionej metody momentów Arellano i Bonda [1991] oraz systemowego estymatora Blundella i Bonda [1998].

### 1.10. Przyczyny polaryzacji wyników badań

W toczącej się światowej dyskusji nad znaczeniem zdrowia dla rozwoju gospodarczego nie wypracowano, jak dotąd, jednoznacznego poglądu. Przegląd badań światowych wskazuje na wyraźną polaryzację wyników badań empirycznych w tym obszarze. Część z nich przemawia za tezą, iż zdrowie jest niezbędnym warunkiem rozwoju ekonomicznego, a jego rola w kształtowaniu społecznego dobrobytu może być istotna nie tylko w krajach rozwijających się. Wprawdzie prowadzone badania z użyciem różnych miar stanu zdrowia, postaci funkcyjnych modeli i wykorzystywanych metod estymacji dostarczają różnych informacji na temat wielkości owego wpływu, ale jest on z pewnością istotny także w krajach rozwiniętych. Kolejna część temu pogładowi przeczy.

Szereg czynników decyduje o różnicach oszacowań parametrów strukturalnych mierzących efekt oddziaływania stanu zdrowia na wzrost gospodarczy oraz przyczynia się do braku konsensusu w tym zakresie. Wśród najważniejszych wymienić można:

- 1) przyjętą do analiz miarę stanu zdrowia,
- 2) rodzaj wykorzystywanych danych statystycznych,
- 3) zakres czasowy próby,
- 4) jednorodność obiektów w próbie,
- 4) przyjętą specyfikację modelu,
- 5) metodę estymacji.

Jedną z głównych przyczyn takiej niejednoznaczności stanowisk ekonomistów może stanowić problem endogeniczności, a dokładniej wybór odpowiednich zmiennych instrumentalnych. Dwa najczęściej stosowane rozwiązania w przypadku endogeniczności zmiennych objaśniających to zastosowanie metody zmiennych instrumentalnych (MZI) oraz konstrukcja modelu o równaniach łącznie współzależnych. Wybór odpowiednich instrumentów nie jest prosty i prawdopodobnie

---

<sup>21</sup> W badaniach wpływu stanu zdrowia na wzrost gospodarczy ten miernik stanu zdrowia wydaje się dyskusyjny.

stanowią one przyczynę rozbieżnych ocen odnośnie do roli zdrowia w procesach ekonomicznych i krytyki dotychczasowych badań. W literaturze pojawiają się różne propozycje zmiennych instrumentalnych. W charakterze instrumentów dla indywidualnego stanu zdrowia wykorzystywane są: stwierdzone medycznie choroby [np. Stern, 1989], stan zdrowia rodziców, co znajduje swoje uzasadnienie w dziedziczeniu wielu chorób przewlekłych [Suhrcke i in., 2007]. Gallup i Sachs [2000] w charakterze zmiennej instrumentalnej dla stanu zdrowia populacji wykorzystali położenie geograficzne w postaci odległości od równika, argumentując taki wybór zmiennej większą zapadalnością na niektóre choroby na obszarach tropikalnych, niezależnie od poziomu osiąganego dochodu. Rozwiązanie to zostało zakwestionowane w szeregu prac [np. Acemoglu, Johnson, Robinson, 2003]. Bloom, Canning, Sevilla [2004] w charakterze instrumentów dla stanu zdrowia zastosowali opóźnione zmienne charakteryzujące stan zdrowia. Taki wybór instrumentów również został zakwestionowany [zob. np. Weil, 2005].

Innym rozwiązaniem jest wykorzystanie innowacji w sektorze ochrony zdrowia (zamiast stanu zdrowia) z założeniem, że mają one egzogeniczny charakter [zob. Jack, Lewis, 2009].

Problem endogeniczności, błędy wynikające z pomiaru zasadniczych zmiennych oraz niedostępność odpowiednich danych statystycznych powodują, że ocena związku stanu zdrowia z rozwojem ekonomicznym nie należy do zadań prostych [zob. Deaton, 2006; Jack, Lewis, 2009].

Obok właściwej konstrukcji modeli wzrostu, dla precyzji uzyskiwanych wyników, ważny jest wybór metody estymacji. Estymacja modeli wzrostu na podstawie danych panelowych ma przewagę nad regresją na podstawie danych przekrojowych. Dane panelowe umożliwiają oszacowanie modelu na przyrostach, co pozwala na uniknięcie obciążenia estymatora wynikającego z pominięcia zmiennych objaśniających stałych w czasie<sup>22</sup>.

Na szczególną uwagę zasługują estymatory Uogólnionej Metody Momentów, stosunkowo nowej metody zaproponowanej w 1982 r. przez Hansena dla szeregów czasowych, pozwalające na uwzględnienie problemu endogeniczności. W przypadku dynamicznych modeli panelowych, a takie często stosowane są w badaniach w tym obszarze, szczególnie polecane są dwa estymatory: estymator Arellano-Bonda oraz systemowy estymator Blundella-Bonda<sup>23</sup>, umożliwiające wyznaczenie zgodnych estymatorów parametrów w modelach z endogenicznymi zmiennymi objaśniającymi.

Znacznie mniej dyskusyjne niż wyniki badań w skali makroekonomicznej są wyniki badań mikroekonomicznych. W zdecydowanej większości potwierdzają wyższą konkurencyjność osób zdrowych na rynku pracy. Studia na poziomie

---

<sup>22</sup> Stanowią one bowiem składową efektu specyficznego dla obiektu i są eliminowane podczas obliczania pierwszych różnic [zob. Dańska-Borsiak, 2011].

<sup>23</sup> Zagadnienie estymacji modeli panelowych z wykorzystaniem wspomnianych metod estymacji omówione zostało w punkcie 2.3.1.

indywidualnym przeprowadzone dla wielu krajów z wykorzystaniem różnorodnych danych dowodzą, iż zdrowie, a szczególnie występowanie chorób przewlekłych, determinuje aktywność zawodową, wydajność pracy i życiowe dochody. Sukces jednostki na rynku pracy, uwarunkowany jest m. in. jej stanem zdrowia.

Podejmowane są również próby połączenia podejścia mikroekonomicznego z podejściem makroekonomicznym. Weil [2005] oszacował udział różnic w dochodzie narodowym pomiędzy krajami, które mogą wiązać się ze stanem zdrowia, łącząc mikroekonomiczne oszacowania wpływu zdrowia na wydajność z modelem rachunków narodowych. Jak wynika z przeprowadzonych przez Weila analiz, 10-procentowy wzrost współczynnika przeżywalności osób dorosłych może pociągać za sobą około 4-procentowy wzrost PKB na zatrudnionego i zdaniem autora wpływ ten jest niższy od oczekiwanego. Do podobnych wniosków doszli Ashraf, Lester i Weil [2008].

Wpływ stanu zdrowia na wzrost gospodarczy pozostaje nadal przedmiotem ożywionej dyskusji. Poza kwestią endogeniczności pozostaje problem błędów pomiaru oraz błędów wynikających z pominięcia ważnych zmiennych objaśniających, powodując, że w dalszym ciągu dyskusyjne pozostają nawet wyniki badań prowadzonych z zastosowaniem najbardziej innowacyjnych rozwiązań metodologicznych [zob. Jack, Lewis, 2009].

## 1.11. Podsumowanie

Spośród rosnącej liczby prac nad znaczeniem stanu zdrowia w procesach gospodarczych zdecydowana mniejszość dotyczy krajów rozwiniętych. Analizy takie są jednak coraz częściej podejmowane, a wypełnienie tej luki powinno wyznaczać kierunek dalszych badań.

Stosunkowo niewiele na ten temat wiadomo dla nowo przyjętych państw Unii Europejskiej, w tym Polski. Analizy dla innych krajów przechodzących transformację ustrojową i w których stan zdrowia społeczeństwa też nie jest zadowalający, dowodzą, że korzyści wynikające z poprawy stanu zdrowia, szczególnie przedwczesnej umieralności, mogą być istotne [zob. WHO, 2006; Suhrcke i in., 2007]. Można zakładać wzrost znaczenia zdrowia jako czynnika kształtującego kapitał ludzki w perspektywie pojawiających się problemów demograficznych.

Mając na uwadze potencjalne korzyści ekonomiczne, wynikające z dobrej kondycji zdrowotnej, niezbędne wydają się kroki zmierzające ku poprawie stanu zdrowia społeczeństwa polskiego.

Działania, skutkujące lepszą kondycją zdrowotną i niwelowaniem nierówności, wymagają naukowego zdiagnozowania sytuacji obecnej, ustalenia, które grupy społeczne i które regiony wymagają szczególnego wsparcia. Zastosowanie odpowiednich narzędzi badawczych, a zwłaszcza metod statystycznych i modeli ekonometrycznych, może ułatwić taką diagnozę.





## Rozdział 2

### TEORETYCZNE I METODOLOGICZNE ASPEKTY BADAŃ NAD DETERMINANTAMI STANU ZDROWIA

#### 2.1. Uwagi wprowadzające

W polityce współczesnych państw sprawy związane ze zdrowiem odgrywają istotną rolę. Obserwowane na świecie rosnące oczekiwania społeczeństw dotyczące utrzymania dobrego stanu zdrowia pociągają za sobą szybki wzrost wydatków na opiekę zdrowotną, niezależnie od formy organizacyjnej systemu ochrony zdrowia. Realia ekonomiczne ograniczają możliwości wzrostu nakładów na zdrowie w stopniu proporcjonalnym do tempa zmian demograficznych i technologicznych.

Literatura przedmiotu koncentruje się na wyjaśnieniu rosnących wydatków na zdrowie bądź ich zróżnicowania pomiędzy krajami [zob. np. Gerdtham, Jonsson, 2000; Sobczak, 2006]. Zdecydowanie mniej miejsca poświęca się ocenie efektywności funkcjonowania ochrony zdrowia w kontekście uzyskiwanych efektów zdrowotnych. Poprawę stanu zdrowia i związanej z nim jakości życia społeczeństwa należy uznać za kluczowy rezultat działań podjętych w tej sferze. Dla poszczególnych osób zdrowie stanowi cenne dobro, a jednocześnie jest jednym z zasobów społecznych, decydujących o rozwoju społeczno-gospodarczym. Wyniki licznych badań pozwalają zakładać, że poprawa stanu zdrowia może przynieść korzyści ekonomiczne zarówno na poziomie indywidualnym, jak i na poziomie gospodarki<sup>1</sup>.

Wzrost kosztów nie zawsze wiąże się z poprawą wskaźników zdrowotnych. Nie zawsze ograniczane są takie niekorzystne zjawiska, jak niewłaściwa alokacja środków zarówno do sektora, jak i wewnątrz sektora ochrony zdrowia czy ograniczenie nierówności w zdrowiu [Suchecka, 1998]<sup>2</sup>.

Stan zdrowia jednostki bądź populacji zdeterminowany jest wieloma czynnikami, działającymi na poziomie indywidualnym i na poziomie społeczności, niejednokrotnie na zasadzie synergii, a efekt działania niektórych z nich ujawnia się po wielu latach. Czyni to badanie uwarunkowań zdrowia niezwykle trudnym zadaniem. Dodatkowe utrudnienie stanowi bezpośrednio nieobserwowalny charakter zdrowia. Określenie istotnych zmiennych determinujących stan zdrowia jednostki i populacji umożliwia model ekonometryczny.

---

<sup>1</sup> Zagadnieniu znaczenia zdrowia w procesach ekonomicznych poświęcony został rozdział 1.

<sup>2</sup> Istota i pomiar nierówności w zdrowiu stanowią treść rozdziału 3.

Ze względu na kluczowy charakter „stanu zdrowia” dla analiz, stanowiących przedmiot niniejszej pracy, jak również znaczenie dla określania kierunków i oceny prowadzonej polityki zdrowotnej, rozdział ten poświęcony został wybranym problemom związanym z modelowaniem tej kategorii.

Konstrukcją teoretyczną, stanowiącą podstawę większości modeli stanu zdrowia, jest funkcja produkcji zdrowia, opisująca relacje pomiędzy medycznymi i niemedycznymi nakładami a wynikami zdrowotnymi (efektami zdrowotnymi, stanem zdrowia). Analiza parametrów funkcji produkcji zdrowia umożliwia ustalenie związków pomiędzy opieką zdrowotną i innymi determinantami stanu zdrowia (wejścia) a stanem zdrowia traktowanym jako efekt (wyjście). W przedstawionych rozważaniach teoretycznych szczególna uwaga zwrócona została na znaczenie zasobów ochrony zdrowia oraz statusu społeczno-ekonomicznego dla uzyskiwanych efektów zdrowotnych, a także na dynamiczny charakter funkcji produkcji zdrowia.

Poruszone zagadnienia teoretyczne i metodologiczne, a szczególnie omówione szerzej panelowe modele dynamiczne oraz modele zmiennych jakościowych, stanowią podstawę przedstawionych w kolejnych rozdziałach badań służących weryfikacji postawionych we wstępie hipotez.

## 2.2. Dynamiczna funkcja produkcji zdrowia

Prace empiryczne nad determinantami zdrowia należą do trudnych ze względu na nieobserwowalny charakter stanu zdrowia<sup>3</sup> i mnogość czynników mogących o zdrowiu decydować. Jedną z możliwości analizy uwarunkowań stanu zdrowia stanowi funkcja produkcji zdrowia (*health production function*), będąca analogią stosowanej w ekonomii funkcji produkcji [zob. Suchecka, 2010, s. 129]. Funkcja ta opisuje relacje pomiędzy kombinacją medycznych i pozamedycznych nakładów oraz wyników zdrowotnych. Proces „produkcji zdrowia” uzależniony jest od systemu ochrony zdrowia i jego zasobów, również od czynników pozamedycznych: warunków społecznych, ekonomicznych czy fizycznych. Ogólną postać funkcji produkcji zdrowia można zapisać następująco:

$$H = f(M, X) \quad (2.1)$$

gdzie  $H$  jest miarą stanu zdrowia,  $M$  indykatorem nakładów w postaci czynników medycznych (zasobów ochrony zdrowia), natomiast  $X$  jest wektorem pozamedycznych uwarunkowań stanu zdrowia (warunki społeczne, ekonomiczne, środowiskowe, styl życia).

---

<sup>3</sup> Szersze rozważania dotyczące pomiaru stanu zdrowia na potrzeby analiz empirycznych zawiera podrozdział 1.5.1.

Pierwszy sformalizowany model uwarunkowań stanu zdrowia, bazujący na koncepcji funkcji produkcji zdrowia, został opracowany przez Grossmana [1972]. Grossman zaproponował model popytu na zdrowie, czyniąc w nim opiekę medyczną jednym z czynników kształtujących stan zdrowia [Grossman, 2000; Suchecka, 2010]. Wprowadził rozróżnienie pomiędzy popytem na zdrowie i popytem na opiekę medyczną. W modelu Grossmana jednostka wykorzystuje zasoby ochrony zdrowia, a także swój czas dla produkcji zdrowia w celu zmaksymalizowania indywidualnej użyteczności. Przyjęte zostało upraszczające założenie, że użyteczność może być czerpana z dwóch dóbr: zdrowia ( $H$ ) oraz dobra złożonego obejmującego wszystkie inne dobra podstawowe  $O$  [zob. Morris, Devlin, Parkin, 2011, s. 62]:

$$U = U(H, O) \quad (2.2)$$

Stan zdrowia wpływa na użyteczność jednostki w sposób bezpośredni, poprzez wartość przypisywaną dobremu zdrowiu jako takiemu oraz w sposób pośredni, zwiększając zasób tzw. zdrowego czasu, a tym samym dochody z pracy. Zmienna  $H$  jest ważoną sumą liczby dni zdrowia podczas życia danej osoby, w której wagami są jej preferencje czasowe.

W modelu Grossmana zakłada się, iż jednostka dziedziczy kapitał zdrowotny. Kapitał ten rozwijany jest zgodnie z relacją:

$$H_t - H_{t-1} = I_{t-1} - \delta_{t-1} H_{t-1}, \quad (2.3)$$

gdzie:  $H_t$  oraz  $H_{t-1}$  stanowią zasób kapitału zdrowotnego odpowiednio w okresie  $t$  i  $t - 1$ ,  $I_{t-1}$  jest inwestycją w zdrowie w przeciągu okresu  $t - 1$ , a  $\delta_{t-1}$  jest współczynnikiem deprecjacji w tym samym okresie. Wśród inwestycji wymieniana jest opieka medyczna bądź inne formy inwestycji (np. aktywność fizyczna), wymagające zaangażowania czasu i odpowiednich środków finansowych.

Ważnym wnioskiem wypływającym z modelu jest fakt, że jednostka nie tylko reprezentuje popyt na zdrowie, ale również produkuje je. Dziedziczy ona początkowy zasób zdrowia, który deprecjonuje się z czasem, może jednak inwestować w zdrowie w celu zwiększenia jego zasobu. Popyt na świadczenia medyczne jest w istocie popytem pochodnym. Świadczenia medyczne nie stanowią waloru samego w sobie. Są pożądane w celu poprawienia stanu zdrowia.

Zgodnie z modelem Grossmana funkcja produkcji zdrowia jest procesem dynamicznym, bazującym na istniejącym kapitale początkowym zdrowia populacji bądź jednostki.

Pomimo pojawiającej się krytyki [zob. np. Smith i Kington, 1997] model Grossmana ciągle pozostaje kluczowym modelem popytu na zdrowie. Empiryczne weryfikacje modelu Grossmana to zazwyczaj podwójnie logarytmiczne funkcje popytu na zdrowie i popytu na opiekę zdrowotną, będące zredukowaną formą funkcji produkcji zdrowia (pomniejszoną o pewne niedostępne dla badacza zmienne, np. odziedziczony kapitał zdrowotny). Modele te różnią się:

- miernikiem stanu zdrowia w charakterze zmiennej objaśnianej,
- specyfikacją zmiennych objaśniających,
- charakterem wykorzystanych danych.

Kluczowym podziałem badań empirycznych w tym obszarze jest podział na modele bazujące na bezpośrednich, indywidualnych obserwacjach i modele wykorzystujące dane zagregowane. Zarówno aproksymanty stanu zdrowia, jak i zestaw zmiennych objaśniających wyznaczone są przez poziom analizy (makro, mezo, mikro). Każdy poziom agregacji posiada zalety, ale też obarczony jest pewnymi wadami. Podstawową wadą analiz dla danych zagregowanych jest uśrednienie wyników, a tym samym brak możliwości uwzględnienia zróżnicowania wewnątrz agregatu. Istnieje jednak możliwość rozważenia czynników, których nie da się uwzględnić na poziomie indywidualnym. Stąd, dla kompleksowego zobrazowania zjawiska korzystne jest przeprowadzenie analiz zarówno z wykorzystaniem danych indywidualnych, jak i danych zagregowanych.

Modele, bazujące na danych makro lub mezoekonomicznych, pozwalają na zbadanie związku stanu zdrowia populacji z zasobami systemu ochrony zdrowia<sup>4</sup>. Modele indywidualnego stanu zdrowia natomiast na ogół łączą ocenę stanu zdrowia z wybranymi czynnikami społeczno-ekonomicznymi. Z ich wykorzystaniem weryfikacji podlega hipoteza, iż do nierówności w zdrowiu przyczynia się zróżnicowany status ekonomiczny.

### **2.3. Dane panelowe w empirycznych aplikacjach funkcji produkcji zdrowia**

Empirycznych aplikacji funkcji produkcji zdrowia na poziomie zagregowanym pojawiło się, jak dotąd, stosunkowo niewiele, a uzyskiwane wyniki dotychczasowych badań na poziomie populacji nie są jednoznaczne. Zależą od zastosowanej metodologii oraz wyboru zmiennej objaśnianej i zmiennych objaśniających<sup>5</sup>. Za częściową przyczynę sprzecznych wyników (nieistotne zmienne, niezgodne z oczekiwaniami znaki ocen parametrów strukturalnych) uznać można nieuwzględnienie:

- heterogenicznej natury obiektów stanowiących podstawę badań (krajów bądź regionów),

---

<sup>4</sup> Innym sposobem empirycznej analizy związków pomiędzy nakładami na zdrowie a efektami zdrowotnymi jest zastosowanie metody DEA – *Data Envelopment Analysis*. Przykłady tego rodzaju badań można znaleźć w: Alfonso, Aubyn, 2006; Jourmand i in., 2008; Laskowska, Lewandowska, 2009.

<sup>5</sup> Większość prowadzonych analiz wykorzystuje dane przekrojowe bądź dane przekrojowo-czasowe. Duże ryzyko wystąpienia regresji pozornych powoduje, że szeregi czasowe wykorzystywane są rzadko, raczej w połączeniu z odpowiednim wymiarem w przekroju.

- dynamicznego charakteru powiązań pomiędzy zmiennymi,
- endogeniczności niektórych zmiennych objaśniających.

Z wymienionych powyżej przyczyn, w analizach związanych z funkcją produkcji zdrowia preferowane są dane panelowe, stanowiące podstawę zdecydowanej większości prowadzonych współcześnie badań nad uwarunkowaniami stanu zdrowia [np. Or i in., 2005; Nixon, Ulman, 2006; Ramesh, Mirmirani, 2007; Jorrand i in. 2008; Poças, Soukiazis, 2010].

Obserwowanie tych samych jednostek w kilku punktach w czasie ułatwia uwzględnienie w modelu ekonometrycznym czynników nieobserwowalnych i heterogeniczności obiektów. Statyczny model panelowy stanu zdrowia zapisać można jako:

$$h_{it} = \mathbf{x}_{it}^T \boldsymbol{\beta} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2.4)$$

dla  $i = 1, \dots, N$ ;  $t = 1, \dots, T$ , gdzie  $i$  jest indykatorem obiektu, natomiast  $t$  indykatorem czasu,  $h_{it}$  oznacza stan zdrowia w obiekcie  $i$  w czasie  $t$ ,  $\mathbf{x}_{it} = [x_{kit}]$  – wektor obserwacji na zmiennych objaśniających o  $K$  współrzędnych,  $\boldsymbol{\beta}$  – wektor parametrów ( $K \times 1$ ), jednakowych dla wszystkich  $i$  oraz  $t$ ,  $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$  dla każdego  $i$ ,  $t$ ,  $\alpha_i$  – efekty indywidualne.  $\alpha_i$  mieści w sobie ogół nieobserwowalnych czynników charakterystycznych dla danego obiektu [Maddala, 2006].

W procesie estymacji i wnioskowania proponowane są dwa podejścia związane z efektami indywidualnymi: zastosowanie modelu ze stałymi efektami (*fixed effects model*) bądź uznanie efektów indywidualnych za losowe, co prowadzi do modelu z efektami losowymi (*random effects model*).

W modelu z efektami stałymi wyraz wolny  $\alpha_i$  jest efektem specyficznym dla obiektu, o jednakowym rozkładzie w grupach  $i$  w czasie ze średnią równą 0 i wariancją równą  $\sigma_\alpha^2$ .

W modelu z efektami losowymi  $\alpha_i$  traktowane są jako zmienne losowe. Zakłada się, że są one niezależne od składników losowych  $\varepsilon_{it}$ . Składnik losowy w tym przypadku wygląda następująco:  $u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$ .

Kolejnym z potencjalnych źródeł błędów jest przyjęcie, że stan zdrowia jest wielkością statyczną. Przeszły stan zdrowia może bowiem decydować o stanie obecnym. Do pewnego stopnia wynika to z natury problemów zdrowotnych – niektóre z nich mają charakter chroniczny, długotrwały. Efekt taki nazywany jest czystą dynamiką. Trwałość problemów zdrowotnych może stanowić efekt działania również innych czynników, które predysponują do trwania w złym stanie zdrowia. Niski poziom edukacji, ubóstwo, sposób odżywiania w dzieciństwie mogą mieć długotrwałe konsekwencje dla stanu zdrowia.

Jedną z metod analiz empirycznych, pozwalającą na uporanie się, przynajmniej do pewnego stopnia, z powyższymi problemami stanowią dynamiczne modele panelowe:

$$h_{it} = \gamma h_{i,t-1} + \mathbf{x}_{it}^T \boldsymbol{\beta} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2.5)$$

gdzie  $h_{i,t-1}$  reprezentuje stan zdrowia w obiekcie  $i$  w okresie  $t-1$ . Ocena parametru  $\gamma$  dostarcza informacji o stopniu zależności obecnego stanu zdrowia od stanu przeszłego.

### 2.3.1. Dynamiczne modele panelowe. Wybrane zagadnienia

W ogólnym zapisie dynamiczny model panelowy można przedstawić następująco

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + \mathbf{x}_{it}^T \boldsymbol{\beta} + u_{it} = \gamma y_{i,t-1} + \mathbf{x}_{it}^T \boldsymbol{\beta} + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (2.6)$$

Najważniejsze propozycje estymacji panelowych modeli dynamicznych, przedstawiane we współczesnej literaturze przedmiotu bazują na uogólnionej metodzie momentów (GMM).

Metoda ta jest szczególnie użyteczna do estymacji modeli, które zawierają endogeniczne lub z góry ustalone zmienne objaśniające, a proces generujący szeregi czasowe nie jest w pełni specyfikowalny [Bond, 2002; Dańska-Borsiak, 2011]. Daje możliwość jednoczesnego uwzględnienia heteroskedastyczności i autokorelacji oraz zastosowania odpowiednich zmiennych instrumentalnych.

W metodzie GMM przyjmowane jest założenie o możliwości istnienia korelacji zmiennych objaśniających ze składnikiem losowym:

$$E(\mathbf{x}_{it}, \varepsilon_{it}) \neq 0 \quad (2.7)$$

Zakłada się również, że można dysponować zmiennymi instrumentalnymi  $\mathbf{Z}$ , które są niezależne od składników losowych modelu.

Estymator uogólnionej metody momentów ma postać:

$$\begin{bmatrix} \hat{\gamma} \\ \hat{\boldsymbol{\beta}} \end{bmatrix} = (\mathbf{X}^T \mathbf{Z} \mathbf{W}_N \mathbf{Z}^T \mathbf{X})^{-1} (\mathbf{X}^T \mathbf{Z} \mathbf{W}_N \mathbf{Z}^T \mathbf{y}) \quad (2.8)$$

gdzie:  $\mathbf{Z} = (\mathbf{Z}_1, \mathbf{Z}_2, \dots, \mathbf{Z}_N)$  jest odpowiednio skonstruowaną macierzą instrumentów,  $\mathbf{W}_N$  natomiast macierzą wag.

Spośród szeregu zaproponowanych metod estymacji panelowych modeli dynamicznych w praktyce największą rolę odgrywają dwie z nich: GMM dla modelu w postaci pierwszych różnic (FDGMM) oraz systemowy estymator GMM (GMM-SYS) będący jej rozwinięciem. Każdy z estymatorów może być rozważany jako estymator jedno- lub dwustopniowy. Macierz instrumentów  $\mathbf{Z}$  i macierz wag  $\mathbf{W}_N$  decydują o postaci estymatora.

### 2.3.1.1. GMM pierwszych różnic Arellano-Bonda

Metoda GMM pierwszych różnic (*first-differenced GMM*, FDGMM) zaproponowana została przez Arellano i Bonda [1991]. Estymatory parametrów strukturalnych uzyskuje się, stosując GMM do modelu pierwszych różnic. Zakładając, że model dla okresu  $t$  ma postać (2.6), postać modelu dla okresu  $t-1$  jest następująca:

$$y_{i,t-1} = \gamma y_{i,t-2} + \beta^T \mathbf{x}_{i,t-1} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t-1} \quad (2.9)$$

natomiast model w postaci pierwszych można przedstawić w postaci:

$$\Delta y_{it} = \gamma \Delta(y_{i,t-1}) + \beta^T \Delta \mathbf{x}_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (2.10)$$

Różnice zdefiniowane są w następujący sposób:  $\Delta x_{it} = x_{it} - x_{i,t-1}$ ,  $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$ .

Estymator parametrów modelu (2.9) uzyskiwany jest z formuły:

$$\begin{bmatrix} \hat{\gamma} \\ \hat{\beta} \end{bmatrix} = \left[ \left( \sum_{i=1}^N (\Delta \mathbf{y}_{i,t-1}^T)^* \mathbf{Z}_i \right) \mathbf{W}_N \left( \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_i^T (\Delta \mathbf{y}_{i,t-1})^* \right) \right]^{-1} \left[ \left( \sum_{i=1}^N (\Delta \mathbf{y}_{i,t-1}^T)^* \mathbf{Z}_i \right) \mathbf{W}_N \left( \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_i^T (\Delta \mathbf{y}_{i,t-1})^* \right) \right] \quad (2.11)$$

gdzie:  $(\Delta \mathbf{y}_{i,t-1})^* = \Delta y_{i,t-1} [\Delta y_{i,t-1} \quad \Delta \mathbf{x}_{it}]^T$ .

Zasadniczym problemem w procesie estymacji stanowi wybór odpowiednich instrumentów dla zmiennych objaśniających skorelowanych ze składnikiem losowym. Estymator zaproponowany przez Arellano-Bonda wolny jest od problemu doboru „dobrego” (dobrych) instrumentów. Arellano i Bond proponują bowiem wykorzystanie wszystkich możliwych instrumentów, których liczba różni się w poszczególnych okresach. Dla kolejnych okresów liczba obserwacji z przeszłości, które mogą być wykorzystane jako instrumenty, wzrasta. O doborze instrumentów a tym samym postaci macierzy zmiennych instrumentalnych  $\mathbf{Z}$ , decydują założenia odnośnie do korelacji między zmiennymi  $\mathbf{x}_{it}$  a  $\varepsilon_{it}$ .

Jeśli zmienne  $\mathbf{x}_{it}$  są ściśle egzogeniczne, to znaczy  $E(\mathbf{x}_{it} \varepsilon_{is}) = \mathbf{0}$  dla  $t, s = 1, \dots, T$ , to dla  $i = 1, \dots, N$  zachodzi warunek:

$$E(\mathbf{x}_{it} \Delta \varepsilon_{is}) = \mathbf{0} \text{ dla } t, s = 1, \dots, T \quad (2.12)$$

Wówczas właściwymi instrumentami we wszystkich równaniach modelu pierwszych różnic są  $\mathbf{x}_{i1}, \dots, \mathbf{x}_{iT}$ . Dla ograniczenia wymiarów macierzy  $\mathbf{Z}$ , przy niewielkiej utracie efektywności, zazwyczaj wykorzystuje się pierwsze różnice



wektora  $\mathbf{x}_{it}$  jako instrumenty dla samych siebie. Warunki momentów przyjmują wówczas postać:

$$E(\Delta \mathbf{x}_{it} \Delta \varepsilon_{is}) = \mathbf{0} \quad \text{dla } t = 1, \dots, T, i = 1, \dots, N \quad (2.13)$$

a macierz instrumentów:

$$\mathbf{Z}_i = \begin{bmatrix} [y_{i1}, \Delta \mathbf{x}_{i2}^T] & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & [y_{i1}, y_{i2}, \Delta \mathbf{x}_{i3}^T] & & \mathbf{0} \\ \vdots & & \ddots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} & [y_{i1}, \dots, y_{iT-2}, \Delta \mathbf{x}_{iT}^T] \end{bmatrix} \quad (2.14)$$

Każdy wiersz macierzy  $\mathbf{Z}_i$  zawiera zmienne instrumentalne właściwe dla danego okresu.

Jeśli zmienne  $\mathbf{x}_{it}$  są z góry ustalone, tzn.  $E(\mathbf{x}_{it}, \varepsilon_{is}) \neq \mathbf{0}$  dla  $t > s$ , oraz  $E(\mathbf{x}_{it}, \varepsilon_{is}) = \mathbf{0}$  dla  $s \geq t$ , co oznacza, że bieżące i opóźnione wartości zmiennych  $\mathbf{x}_{it}$  są nieskorelowane z bieżącymi wartościami składnika losowego, właściwymi instrumentami dla modelu pierwszych różnic w okresie  $s$  są  $\mathbf{x}_{i,s-1}, \dots, \mathbf{x}_{i1}$ . Warunki momentów mają wówczas postać:

$$E(\mathbf{x}_{i,t-s} \Delta \varepsilon_{it}) = \mathbf{0} \quad \text{dla } t = 3, \dots, T, s \geq 2 \quad (2.15)$$

Macierz instrumentów wygląda następująco:

$$\mathbf{Z}_i = \begin{bmatrix} [y_{i1}, \mathbf{x}_{i1}^T, \mathbf{x}_{i2}^T] & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & [y_{i1}, y_{i2}, \mathbf{x}_{i1}^T, \mathbf{x}_{i2}^T, \mathbf{x}_{i3}^T] & & \mathbf{0} \\ \vdots & & \ddots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} & [y_{i1}, \dots, y_{iT-2}, \mathbf{x}_{i1}^T, \dots, \mathbf{x}_{iT-1}^T] \end{bmatrix} \quad (2.16)$$

W przypadku, gdy wśród elementów wektora  $\mathbf{x}_{it}$  znajdują się zarówno zmienne ściśle egzogeniczne, jak i z góry ustalone, macierz instrumentów jest odpowiednią kombinacją macierzy (2.14) i (2.16).

Zastosowanie wzoru (2.11) w praktyce wymaga również wcześniejszej estymacji macierzy wag  $\mathbf{W}_N$ . Sposób określenia macierzy wag decyduje o fakcie, czy zastosowany estymator jest estymatorem jednostopniowym, czy estymatorem dwustopniowym<sup>6</sup>.

Jako początkową macierz wag przyjąć można  $\mathbf{W}_N = \mathbf{I}$  bądź zgodnie z propozycją Arellano i Bonda:

<sup>6</sup> Szerzej na temat sposobów określania macierzy  $\mathbf{W}_N$  traktują prace: Dańska-Borsiak, 2011; Ciołek, 2003.

$$\mathbf{W}_N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_i^T \mathbf{G} \mathbf{Z}_i \quad (2.17)$$

gdzie:

$$\mathbf{G} = \begin{bmatrix} 2 & -1 & 0 & \dots \\ -1 & 2 & \ddots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & -1 \\ \vdots & 0 & -1 & 2 \end{bmatrix} \quad (2.18)$$

Estymator parametrów strukturalnych uzyskany na podstawie wzoru (2.11) z macierzą wag (2.17) nazywany jest jednostopniowym estymatorem GMM pierwszych różnic (FDGMM1).

W praktyce możliwe jest również zastosowanie estymatora dwustopniowego. Uzyskuje się go, zastępując macierz  $\mathbf{W}_N$  jej zgodnym i asymptotycznie efektywnym estymatorem postaci ogólnej:

$$\hat{\mathbf{W}}_N^{opt} = \left( \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_i^T \Delta \hat{\boldsymbol{\epsilon}}_i \Delta \hat{\boldsymbol{\epsilon}}_i^T \mathbf{Z}_i \right)^{-1} \quad (2.19)$$

gdzie  $\Delta \hat{\boldsymbol{\epsilon}}_i$  oznacza wektor reszt początkowego estymatora z macierzą wag daną wzorem (2.17).

### 2.3.1.2. Systemowy estymator Blundella-Bonda (GMM-SYS)

W zastosowaniach praktycznych istnieją sytuacje, w których estymator FDGMM staje się estymatorem obciążonym. Wykorzystanie estymatora pierwszych różnic Arellano-Bonda może być problematyczne, gdy zmienne instrumentalne są zbyt słabo skorelowane ze zmienną objaśniającą, co może wystąpić w przypadku małej liczby obserwacji w czasie i wykorzystania szeregów czasowych o wysokim stopniu trwałości (*highly persistent time series*). Opóźnione wartości zmiennych są wówczas słabymi instrumentami w równaniach pierwszych różnic [Ciołek, 2003].

Metodologia Arellano i Bonda nie wykorzystująca wszystkich dostępnych instrumentów, a tym samym nie należąca do najbardziej efektywnych, została rozwinięta w pracach Blundella i Bonda.

Blundell i Bond [1998] zaproponowali estymator GMM, którego idea polega na oszacowaniu systemu równań zarówno na przyrostach, jak i na poziomach. Instrumentami dla zmiennych objaśniających w równaniach na poziomach są opóźnione pierwsze różnice zmiennych. W przypadku systemowego

estymatora GMM Blundella i Bonda (GMM-SYS) do warunków i równań wykorzystywanych przez FDGMM dołączony jest dodatkowy układ równań na poziomach, w których instrumentami są opóźnione pierwsze różnice zmierzonych.

W procesie estymacji wykorzystuje się zatem system  $(T-2)$  równań na przyrostach i  $(T-2)$  równań na poziomach, odpowiadających okresom  $t=3, \dots, T$ , dla których przyrosty  $\Delta y_{i,t-1}$  są określone.

Pierwsze różnice wektora  $\mathbf{x}_{it}$  traktowane są jako instrumenty dla samych siebie. Macierz instrumentów  $\mathbf{Z}_i^L$  dla  $i$ -tej obserwacji w przypadku równań na poziomach ma postać:

$$\mathbf{Z}_i^L = \begin{bmatrix} \Delta y_{i2} & \Delta x_{i2} & \Delta x_{i3} & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Delta y_{i3} & \Delta x_{i3} & \Delta x_{i4} & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & \Delta y_{iT-1} & \Delta x_{iT-1} & \Delta x_{iT} \end{bmatrix} \begin{matrix} t=3 \\ t=4 \\ \vdots \\ t=T \end{matrix} \quad (2.20)$$

jeżeli zmienna objaśniająca  $\mathbf{x}_{it}$  jest egzogeniczna bądź z góry ustalona, lub

$$\mathbf{Z}_i^L = \begin{bmatrix} \Delta y_{i2} & \Delta x_{i2} & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Delta y_{i3} & \Delta x_{i3} & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & \Delta y_{iT-1} & \Delta x_{iT-1} \end{bmatrix} \begin{matrix} t=3 \\ t=4 \\ \vdots \\ t=T \end{matrix} \quad (2.21)$$

gdy zmienna  $\mathbf{x}_{it}$  jest zmienną endogeniczną.

Macierz instrumentów zarówno dla równań na przyrostach, jak i równań na poziomach można przedstawić następująco:

$$\mathbf{Z}_i^S = \begin{bmatrix} \mathbf{Z}_i & 0 \\ 0 & \mathbf{Z}_i^L \end{bmatrix} \quad (2.22)$$

Blundell i Bond [1998] wykazali, że zastosowanie systemowego estymatora GMM przynosi znaczący wzrost efektywności w stosunku do FDGMM szczególnie, gdy wartość parametru autoregresyjnego  $\gamma \rightarrow 1$  lub gdy stosunek wariancji  $\sigma_\alpha^2 / \sigma_\varepsilon^2$  rośnie.

## 2.3.2. Weryfikacja statystyczna dynamicznych modeli panelowych

### 2.3.2.1. Test Arellano-Bonda i test Sargana

Podczas weryfikacji modelu oszacowanego GMM szczególną uwagę zwraca się na dwa testy: test autokorelacji Arellano-Bonda oraz test warunków ponad-identyfikujących Sargana.

O ile występowanie autokorelacji składnika losowego  $\varepsilon_{it}$  jest w modelu pierwszych różnic (model 2.9) zjawiskiem spodziewanym<sup>7</sup>, występowanie autokorelacji wyższego rzędu oznaczałoby, iż instrumenty wykorzystane w procesie estymacji GMM nie są właściwe.

Arellano i Bond zaproponowali test weryfikujący poprawność warunków momentów, badający występowanie autokorelacji rzędu drugiego w modelu (2.9). Hipoteza zerowa zakłada brak takiej autokorelacji. Statystyka empiryczna testu Arellano-Bonda ma postać:

$$AR(2) = \frac{\Delta \hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_{-2}^T \Delta \hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_*}{\Delta \hat{\boldsymbol{\varepsilon}}^{1/2}} \quad (2.23)$$

gdzie  $\Delta \hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_{-2}$  oznacza drugie różnice wektora  $\Delta \boldsymbol{\varepsilon}$ , zaś elementy wektora  $\Delta \hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_*$  są równe elementom  $\Delta \boldsymbol{\varepsilon}$ , z pominięciem pierwszych dwóch wartości (dla umożliwienia wykonalności mnożenia). Statystyka  $AR(2)$  ma rozkład normalny  $N(0,1)$ .

Kolejnym ważnym testem jest test Sargana stosowany do badania poprawności warunków ponadidentyfikujących, nie wykorzystanych w procesie estymacji. Zgodnie z hipotezą zerową, wykorzystane instrumenty są właściwe w sensie ich nieskorelowania ze składnikami losowymi modelu pierwszych różnic. Konstrukcja testu bazuje na propozycjach Sargana [1958], oraz Hansena [1982]. Statystyka empiryczna ma postać:

$$s = \Delta \hat{\boldsymbol{\varepsilon}}^T \mathbf{Z} \left[ \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_i^T \Delta \hat{\boldsymbol{\varepsilon}} \Delta \hat{\boldsymbol{\varepsilon}}^T \mathbf{Z}_i \right]^{-1} \mathbf{Z}^T \Delta \hat{\boldsymbol{\varepsilon}} \quad (2.24)$$

Statystyka  $s$  ma rozkład  $\chi^2$  z  $q$  stopniami swobody, gdzie  $q$  oznacza liczbę kolumn macierzy  $\mathbf{Z}$ , pomniejszoną o liczbę szacowanych parametrów.

W praktycznych zastosowaniach możliwa jest sytuacja, gdy test autokorelacji Arellano-Bonda jest możliwy do przeprowadzenia, natomiast test Sargana jest niewykonalny. Możliwa jest również sytuacja odwrotna [Arellano, Bond 1991; Dańska-Borsiak, 2011].

<sup>7</sup> Jeśli  $\varepsilon_{it}$  są niezależne, to ich pierwsze różnice są skorelowane rzędu 1 [zob. Dańska-Borsiak, 2011].

### 2.3.2.2. Testy pierwiastka jednostkowego dla danych panelowych

Badania nad stacjonarnością szeregów tworzących zbiór danych panelowych w stosunku do analogicznych badań dla szeregów czasowych wiążą się z pewnymi utrudnieniami. Jednym z podstawowych jest możliwość niestacjonarności zmiennej jedynie dla części obiektów w panelu.

Historia testów pierwiastka jednostkowego dla danych panelowych jest stosunkowo krótka. Pierwsze z nich pojawiły się w latach 90. XX w. Do najbardziej popularnych i najczęściej wykorzystywanych należą: test Levina-Lina i Chu (LLC), test Ima-Pesarana-Shina, test Maddali-Wu oraz test Hardiego [zob. Strzała, 2005; Kluth, 2007].

Pierwsze zakrojone na szeroką skalę badania nad właściwościami statystyk testów pierwiastka jednostkowego dla danych panelowych przeprowadzili Levin i Lin [1992] z późniejszą modyfikacją Chu. Idea testu Levina, Lina i Chu (testu LLC) jest zbliżona do idei testu ADF, służącego testowaniu występowania pierwiastka jednostkowego dla szeregów czasowych. Test ten dotyczy całego panelu, nie jego poszczególnych jednostek. Zakłada istnienie wspólnego parametru autoregresyjnego dla całego modelu, co wyklucza możliwość stacjonarności bądź jej braku dla poszczególnych jednostek panelu.

Rozważmy model  $\Delta y_{it} = \rho y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$ . Hipoteza zerowa zakłada istnienie pierwiastka jednostkowego, podczas gdy hipoteza alternatywna zakłada stacjonarność całego panelu:

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N = 0 \text{ wobec } H_1 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N = \rho < 0.$$

Odrzucenie hipotezy zerowej oznacza, iż we wszystkich obiektach zmienna jest stacjonarna. Natomiast brak podstaw do jej odrzucenia pozwala na wyciągnięcie wniosku o niestacjonarności we wszystkich obiektach. Test ten pozwala na częściowe stwierdzenie, czy w panelu dominują obiekty, w których zmienna jest stacjonarna, czy przeciwnie. Jednakże ze względu na dobrze zbadane i opisane przez Levina, Lina i Chu własności [2002] oraz dostępność w pakietach statystycznych należy on do najczęściej wykorzystywanych.

## 2.4. Funkcja produkcji zdrowia z uwzględnieniem zależności przestrzennych – modele regresji przestrzennej

Nowe możliwości w badaniach nad stanem zdrowia stwarzają modele i metody ekonometrii przestrzennej, pozwalające na uwzględnienie zależności przestrzennych pomiędzy zmiennymi stanowiącymi przedmiot analizy. Nabierają one szczególnego znaczenia w analizach, wykorzystujących dane regionalne, geograficznie zlokalizowane.

W tradycyjnym modelu  $h = f(\mathbf{X})$  stan zdrowia populacji w regionie  $i$ -tym jest funkcją charakterystyk tego regionu (charakterystyk lokalnych). Stan zdrowia może być jednak wynikiem pewnego przenikania (dyfuzji) norm i wartości, np. norm kulturowych wpływających na konsumpcję świadczeń medycznych i zachowania prozdrowotne. Dyfuzja przestrzenna może mieć swoje implikacje dla specyfikacji funkcji produkcji zdrowia.

Uwarunkowania stanu zdrowia rozważać można z przyjęciem różnych założeń odnośnie do interakcji przestrzennych pomiędzy badanymi zmiennymi, a mianowicie można zakładać:

- 1) brak interakcji przestrzennych, tzn. na stan zdrowia w regionie (lokalizacji) oddziałują tylko czynniki z tej lokalizacji;
- 2) istnienie interakcji przestrzennych – stan zdrowia w rozważanej lokalizacji uwarunkowany jest również pewnymi czynnikami z innych lokalizacji.

Na uwzględnienie ostatniego z założeń pozwalają modele ekonometryczne, mieszczące się w klasie ekonometrycznych modeli przestrzennych – modele regresji przestrzennej, stanowiące nowy nurt badań ekonometrycznych [zob. Suchecki (red.), 2010]. Ich liczne warianty umożliwiają wprowadzenie do modelu interakcji przestrzennych w różnej postaci. Zastosowanie odpowiedniej reprezentacji interakcji oparte jest na macierzy sąsiedztwa  $\mathbf{W}$ . W szczególności interakcje te mogą dotyczyć:

- zmiennej objaśnianej, tzn. wartości zmiennej objaśnianej z innych lokalizacji (obszarów, regionów, punktów geograficznych), wpływają na kształtowanie się tej zmiennej w danej,  $i$ -tej lokalizacji (autoregresja przestrzenna). W przypadku stanu zdrowia uwzględnienie interakcji tego rodzaju prowadzi do modelu:

$$\mathbf{h} = \rho \mathbf{W}\mathbf{h} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (2.25)$$

gdzie  $\rho$  – jest parametrem autoregresji, wyrażającym zależność stanu zdrowia w danej lokalizacji od stanu zdrowia w innych lokalizacjach;

- zmiennych objaśniających – kiedy na kształtowanie się zmiennej endogenicznej z danej,  $i$ -tej lokalizacji wpływają wartości zmiennych egzogenicznych z innych lokalizacji; jest to przypadek tzw. krzyżowej regresji przestrzennej:

$$\mathbf{h} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{W}\mathbf{X}\boldsymbol{\gamma} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (2.26)$$

- składnika losowego  $\boldsymbol{\varepsilon}$  – gdy w modelu pominięto lub nie można uwzględnić pewnych zmiennych przestrzennie zautokorelowanych:

$$\mathbf{h} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad \boldsymbol{\varepsilon} = \lambda \mathbf{W}\boldsymbol{\varepsilon} + \boldsymbol{\xi} \quad (2.27)$$

Istnieją również modele mieszane regresyjno-autoregresyjne, w których interakcje dotyczą zarówno zmiennej objaśnianej, jak i zmiennych objaśniających:

$$\mathbf{h} = \rho \mathbf{W} \mathbf{h} + \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{W} \mathbf{X} \boldsymbol{\gamma} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (2.28)$$

Interakcje przestrzenne definiowane są przez macierze wag przestrzennych  $\mathbf{W}$ . Punktem wyjścia przy ich tworzeniu są odpowiednio zdefiniowane macierze odległości o elementach  $d_{ij}$ . Zgodnie ze sformułowanym w 1970 r. przez Toblera tzw. pierwszym prawem geografii, intensywność interakcji pomiędzy obiektami przestrzennymi powinna maleć w miarę wzrostu odległości między nimi. Stąd elementy macierzy  $\mathbf{W}$  ( $w_{ij}$ ) obliczane na podstawie miar odległości  $d_{ij}$  najczęściej przyjmują postać [Suchecki (red.), 2010]:

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}^\alpha}, & \text{gdy } d_{ij} \leq d^* \\ 0, & \text{gdy } d_{ij} > d^* \end{cases} \quad (2.29)$$

gdzie:

$\alpha$  – ustalony z góry parametr,

$d^*$  – wartość graniczna miary odległości.

Zakłada się tutaj, że wartości zmiennej z lokalizacji przekraczającej wartość graniczną nie wykazują interakcji ze zmienną z lokalizacji  $i$ -tej.

Macierze wag przestrzennych  $\mathbf{W}$  mogą także powstać na podstawie tzw. macierzy sąsiedztwa. Zgodnie z uogólnioną koncepcją sąsiedztwa najbliższymi sąsiadami są obiekty mające wspólną granicę lub mieszczące się w otoczeniu o określonym promieniu  $g$  [zob. Suchecki (red.), 2010]. Najprostszym rozwiązaniem jest przyjęcie zasady „bezpośredniego sąsiedztwa” określonego przez macierz binarną  $\mathbf{C}$  o elementach  $c_{ij}$ :

$c_{ij} = 1$  – gdy obszary  $i$  oraz  $j$  sąsiadują ze sobą,

$c_{ij} = 0$  – gdy nie istnieje wspólna granica między  $i$ -tym i  $j$ -tym obiektem.

Szczególnie użyteczne w analizach nad determinantami stanu zdrowia wydają się modele postaci (2.25) i postaci (2.26). Pierwszy z nich może znaleźć zastosowanie w rozprzestrzenianiu się chorób. Drugi rodzaj modelu pozwala na uwzględnienie efektu oddziaływania zmiennych objaśniających z innych lokalizacji (szczególnie dostępności świadczeń) na stan zdrowia w danej lokalizacji.

Mobley i in. [2006] wykorzystali model z obrazem przestrzennym zmiennej zależnej dany wzorem (2.25) do oceny stopnia dostępu osób starszych do opieki ambulatoryjnej w 475 rejonach świadczących usługi ambulatoryjne w Stanach Zjednoczonych. Przyjęty schemat interakcji przestrzennych zakładał, iż o dostępności opieki ambulatoryjnej w rejonie decyduje również dostępność w rejonach sąsiednich. Pozostałe czynniki to liczba lekarzy i szpitali w przeliczeniu na określoną liczbę mieszkańców, wskaźnik ubóstwa, dostęp do dodatkowego ubezpieczenia, wskaźnik urbanizacji. Badania potwierdziły istnienie zależności przestrzennej pomiędzy wartością zmiennej objaśnianej w różnych lokalizacjach.

Browning, Cagney, Wen [2003] zastosowali model regresji przestrzennej z zależnościami przestrzennymi, dotyczącymi zmiennej objaśnianej do wyjaśnienia zróżnicowania samooceny stanu zdrowia w Chicago.

Ciekawą propozycję modelu wpływu dostępności opieki zdrowotnej na stan zdrowia i zachowania prozdrowotne z uwzględnieniem zależności przestrzennych dla Stanów Zjednoczonych przedstawili Waldorff, Chen [2010]. W badaniu, oprócz tradycyjnych miar dostępności (liczba lekarzy oraz liczba pielęgniarek na 100 tys. mieszkańców), wykorzystane zostały także nowe koncepcje pomiaru dostępności świadczeń [zob. podpunkt 2.7.3.2]. Zależności przestrzenne uwzględnione zostały w dwojaki sposób, a mianowicie oszacowano modele:

- z autokorelacją przestrzenną składnika losowego postaci (2.27),
- z autokorelacją przestrzenną zmiennej objaśnianej (model z opóźnieniem przestrzennym zmiennej objaśnianej) postaci (2.25).

Autorzy oszacowali przestrzenną funkcję produkcji zdrowia dla różnych indykatorów stanu zdrowia (umieralność niemowląt, niska waga urodzeniowa, umieralność na choroby układu krążenia wśród osób powyżej 55. roku życia i umieralność na nowotwory w tym samym przedziale wiekowym) w postaci zmiennej objaśnianej. Badania dowiodły istnienia zależności przestrzennej oraz wpływu dostępności opieki zdrowotnej na niektóre z rozważanych mierników stanu zdrowia (np. umieralność z powodu chorób układu krążenia). Dla innych aspektów stanu zdrowia nie stwierdzono statystycznie istotnych zależności przestrzennych.

Model z autokorelacją przestrzenną składnika losowego zastosowany został również przez Haining [2005] w badaniach stopy umieralności na nowotwory w rejonach aglomeracji Glasgow w zależności od poziomu ubóstwa w rejonie [zob. Suchecki, 2010].

## **2.5. Modele zmiennych jakościowych w analizach indywidualnego stanu zdrowia**

Zdecydowana większość prac aplikacyjnych w tym zakresie bazuje na badaniach sondażowych dla gospodarstw domowych bądź poszczególnych ich członków z aproksymantą stanu zdrowia w postaci miary subiektywnej. Subiektywna ocena stanu zdrowia nie podlega bezpośredniemu pomiarowi. Często jest zmienną o charakterze jakościowym, której nie można wyrazić na przedziałowej bądź ilorazowej skali pomiaru. Rodzi to konieczność zastosowania pomiaru pośredniego. Pomiar pośredni jest możliwy, gdy zdrowie jest kategorią pośrednio mierzalną oraz istnieje pewne uporządkowanie różnic stanu zdrowia.

Bezpośrednio niemierzalny charakter stanu zdrowia skłania do stosowania metodologii badań właściwej dla tego typu zjawisk. W modelowaniu indywidualnego stanu zdrowia dominujące rozwiązanie stanowi nawiązanie do koncepcji



zmiennych ukrytych. Zmienne ukryte są centralnym punktem modelu MIMIC-H, ale również znajdują swoje zastosowanie w modelach nieliniowych zmiennych jakościowych i ograniczonych [zob. np. Gruszczyński, 2002].

Przedmiot modelowania ekonometrycznego stanowi zmienna ukryta (bepośrednio nieobserwowalna)  $h^*$  – w tym przypadku oznaczająca „faktyczny” (rzeczywisty) stan zdrowia, a której wartości decydują o obserwowanej kategorii zmiennej jakościowej wyrażającej obserwowalną część stanu zdrowia. Część ta reprezentowana jest przez subiektywną ocenę stanu zdrowia, liczbę dni niesprawności, choroby lub złego samopoczucia.

Zmienna ukryta  $h^*$  jest funkcją zmiennych objaśniających modelu:

$$h_i^* = \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i, \quad (2.30)$$

gdzie  $\mathbf{x}_i$  stanowi wektor zmiennych objaśniających,  $\boldsymbol{\beta}$  wektor parametrów strukturalnych,  $\varepsilon$  jest składnikiem losowym. Wartość  $\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}$  decyduje o tym, jaką wartość przyjmie zmienna ukryta  $h^*$ .

Liczba możliwych do przyjęcia stanów zależy od skali pomiaru zmiennej określającej obserwowalną część stanu zdrowia. W praktyce badawczej stan zdrowia jest zmienną dychotomiczną bądź zmienną wyrażoną na skali porządkowej.

W modelach dla zmiennych binarnych, zwanych również modelami dwumianowymi, wyjaśnieniu podlega prawdopodobieństwo przyjmowania przez zmienną objaśnianą jednej z dwu możliwych wartości. Do najbardziej popularnych modeli zmiennych binarnych należą model probitowy i model logitowy. Dokładne informacje dotyczące estymacji i weryfikacji wspomnianych modeli zawarte są m. in. w pracach: Gruszczyński [2002] czy Long, Freese [2006].

W sytuacji, gdy rzeczywisty nieobserwowalny stan zdrowia reprezentowany jest przez zmienną wyrażoną na skali porządkowej, odpowiednim modelem ekonometrycznym jest model zmiennych uporządkowanych. Prawdopodobieństwo przyjmowania przez zmienną  $h$  jednej z  $m$  kategorii ( $m = 1, \dots, J$ ) można zapisać następująco:

$$P(h_i = m | \mathbf{x}_i, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\tau}) = F(\tau_m - \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}) - F(\tau_{m-1} - \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}) \quad (2.31)$$

Wielkości  $\tau$  są punktami granicznymi,  $F$  to dystrybuanta rozkładu prawdopodobieństwa. W zależności od postaci dystrybuanty  $F$  rozważa się porządkowy model probitowy bądź porządkowy model logitowy.

Modele tego typu zostały dobrze opisane w literaturze [zob. np. Gruszczyński, 2002; Gourieoux, 2002; Gruszczyński (red.), 2010].

Klasyczne modele logitowe bądź probitowe są modelami estymowanymi na podstawie próby przekrojowej dotyczącej jednego okresu. Coraz częściej pojawiają się próby zastosowania danych przekrojowo-czasowych, dających możliwość obserwowania tych samych jednostek (osób, gospodarstw domowych) w kilku

okresach [zob. np. Haan, Myck, 2009]. Model estymowany na podstawie danych panelowych pozwala na uwzględnienie pewnego nieobserwowalnego efektu indywidualnego. Wychwytuje niezmiennie w czasie charakterystyki nieobserwowalne dla badacza, np. stopień awersji do ryzyka czy preferencje związane ze zdrowiem, mogące w pewnym stopniu wpływać również na czynniki obserwowalne.

W ogólnym zapisie model panelowy dla binarnej zmiennej objaśnianej przedstawic można następująco:

$$P_{it} = P(h_{it} = 1) = F(\mathbf{x}_{it}^T \boldsymbol{\beta} + \alpha_i) \quad (2.32)$$

gdzie:

- $i$  – jednostka w przekroju, obiekt ( $i = 1, \dots, N$ ),
- $t$  – czas ( $t = 1, \dots, T$ ),
- $\alpha_i$  – efekt specyficzny dla danego obiektu (efekt indywidualny),
- $F$  – dystrybuanta rozkładu prawdopodobieństwa.

W przypadku modeli zmiennych binarnych estymowanych na podstawie danych panelowych najczęściej wykorzystywane są dwa rozwiązania<sup>8</sup>:

- model logitowy z efektami stałymi (*fixed effects logit*),
- model probitowy z efektami losowymi (*random effects probit*).

Dla danych o charakterze panelu możliwe jest również zastosowanie dynamicznych wersji modeli logitowych i probitowych [zob. np. Frijters i in. 2005].

## 2.6. Pozostałe koncepcje modelowania stanu zdrowia

Innym podejściem do modelowania indywidualnego stanu zdrowia jest zastosowanie konstrukcji modelu MIMIC (*Multiple Indicator Multiple Causes*). W modelu tym przyjmowane jest założenie, że do opisu stanu zdrowia pośrednio można wykorzystać wskaźniki stanu zdrowia i przyczyny go kształtujące. Połączenie obserwowalnych przyczyn i skutków stanowi zmienną nieobserwowalną<sup>9</sup>.

Model MIMIC z jednym czynnikiem ukrytym (*latent factor*) można zapisać w sposób następujący [zob. Tubeuf i in., 2008]:

$$\eta = \boldsymbol{\Gamma}^T \mathbf{Z} + \zeta \quad (2.33)$$

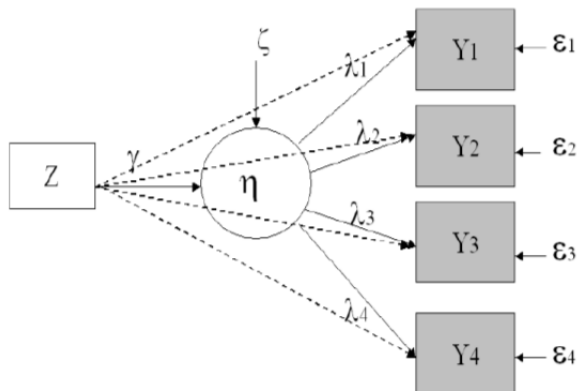
$$Y = \Lambda \eta + \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{Z} + \varepsilon \quad (2.34)$$

Zmienna syntetyczna – indeks stanu zdrowia  $\eta$  jest zmienną ciągłą. Wektor  $\mathbf{Y}$  składa się z  $k$  indyktorów stanu zdrowia. Czynniki warunkujące zdrowie (np.

<sup>8</sup> Parametry obydwu modeli można oszacować w pakiecie Limdep czy Stata.

<sup>9</sup> Obszerny opis modeli klasy MIMIC znaleźć można w pracach Sucheckiej: 1999, 2010.

czynniki społeczno-ekonomiczne) reprezentuje wektor  $Z$ . Wektor  $\Gamma$  odzwierciedla efekt wpływu zmiennych zawartych w wektorze  $Z$  na ukryty stan zdrowia  $\eta$ . Można je interpretować jako determinanty „rzeczywistego” stanu zdrowia. Wektor  $\beta$  odpowiada bezpośredniemu efektowi wpływu zmiennych wektora  $Z$  na wskaźniki stanu zdrowia  $Y$ . Ten sposób modelowania pozwala na odseparowanie wkładu czynników objaśniających  $Z$  w objaśnienie zmiennej ukrytej  $\eta$  od ich wkładu w objaśnienie poszczególnych indykatorów stanu zdrowia  $Y$  (rys. 2.1).



Rys. 2.1. Schemat ogólny modelu MIMIC

Źródło: Tubeuf i in., 2008.

Przykłady modeli MIMIC stanu zdrowia znaleźć można w pracach: Häkkinen [1991], Ersbland, Ried, Ulrich [1995], Tubeuf i in. [2008].

W modelowaniu, a zwłaszcza prognozowaniu niektórych mierników stanu zdrowia, (szczególnie współczynników zgonów), znajdują zastosowanie modele szeregów czasowych bądź metody będące odpowiednią kombinacją modeli szeregów czasowych z modelami demograficznymi. Jedną z najbardziej popularnych stanowi metoda opracowana w latach 90. przez Lee i Cartera. Do modelowania współczynników zgonów Lee i Carter zastosowali teorię procesu błędzenia przypadkowego z dryfem [Lee, Carter, 1992].

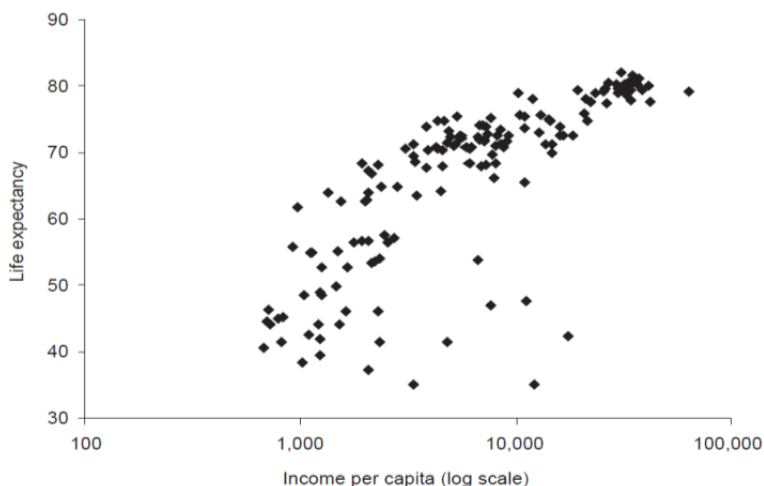
## 2.7. Makroekonomiczne determinanty i uwarunkowania stanu zdrowia

Za jedno z najważniejszych uwarunkowań stanu zdrowia uznawany jest poziom rozwoju społeczno-ekonomicznego, na wiele różnych sposobów mogący determinować poziom zdrowotności społeczeństw i poszczególnych jednostek. Poprzez wyższe dochody do dyspozycji i większą ilość wolnego czasu powoduje

zmiany modelu konsumpcji. Lepsze warunki mieszkaniowe, żywieniowe, higieniczne przyczyniają się do spadku zachorowalności. Wyższe dochody pozwalają na lepsze zaspokojenie potrzeb zdrowotnych.

Najwyraźniej zależność stanu zdrowia populacji od poziomu dobrobytu zaznacza się w krajach o niskim poziomie rozwoju gospodarczego, w których nawet nieznaczny wzrost poziomu zamożności prowadzi do wyraźnej poprawy stanu zdrowia. Wynika to z poprawiających się warunków żywienia, warunków sanitarnych, wzrostu poziomu edukacji i dostępu do opieki zdrowotnej. Również w krajach rozwiniętych wyższy poziom rozwoju ekonomicznego może skutkować lepszymi efektami zdrowotnymi, do czego przyczyniają się inwestycje w systemie ochrony zdrowia, dostęp do usług zdrowotnych, edukacja, zmiany stylu życia, zaawansowane technologie medyczne.

Preston [1975] przedstawił dodatnią korelację pomiędzy poziomem dochodu narodowego a długością życia w postaci krzywej zwanej „krzywą Prestona”. Na rys. 2.2 przedstawiona została krzywa Prestona dla współczesnych danych.



Rys. 2.2. Krzywa Prestona

Uwagi: dane dla 155 krajów w 2005 r.

Źródło: Bank Światowy, 2007, za: Bloom, Canning, 2008.

W krajach zamożnych powiązanie pomiędzy poziomem zamożności a oczekiwaną długością życia słabnie – krańcowy wpływ dochodu na oczekiwaną długość życia jest niższy [zob. Dolan, Olsen, 2008].

Jak podkreśla Sen [2004], związek pomiędzy rozwojem ekonomicznym a osiągnięciami w zakresie zdrowia jest bezsprzeczny. Należy jednak uwzględnić dwie okoliczności. Po pierwsze, w jaki sposób wykorzystywany jest wynikający ze wzrostu gospodarczego wzrost dochodu, w szczególności, czy przyczynia się

do rozwoju usług publicznych i redukcji ubóstwa. Po drugie, nawet w słabo rozwiniętych gospodarkach można osiągnąć poprawę stanu zdrowia poprzez efektywne wykorzystanie zasobów już istniejących.

Dużą rolę w usystematyzowaniu różnorodnych czynników warunkujących stan zdrowia odegrała opracowana w 1973 r. przez zespół kierowany przez Lalondę, koncepcja czterech pól zdrowia określanych często w literaturze mianem „pól Lalonda”. Koncepcja ta stanowiła podstawę skonstruowania przez WHO listy sfer i czynników kształtujących zdrowie człowieka. Są to: środowisko (szkodliwe substancje chemiczne, promieniowanie jonizujące, niebezpieczne odpady), styl życia (zrównoważona dieta, aktywność fizyczna, nadużywanie alkoholu, palenie tytoniu) oraz opieka medyczna – jej dostępność, organizacja i jakość. Większość z wymienionych czynników determinujących zdrowie powiązana jest z poziomem rozwoju społeczno-ekonomicznego.

Mającą miejsce w ostatnim stuleciu poprawa sytuacji zdrowotnej świata wyrażona takimi miernikami obiektywnymi, jak wydłużenie przeciętnego trwania życia czy spadek umieralności niemowląt, nie stanowi wyłącznie efektu osiągnięć medycyny naprawczej. Jest bowiem wynikiem wielosektorowych działań na rzecz poprawy warunków zdrowotnych [Leowski, 2004, s. 71–74], szczególnie poprawy warunków sanitarnych, żywieniowych, wzrostu poziomu edukacji i działań zdrowia publicznego [Jack, Lewis, 2009].

Badacze reprezentujący różne dyscypliny szczególnie uwagę przykładają do wybranych uwarunkowań zdrowia. W literaturze ekonomicznej można wyodrębnić różne nurty. Jeden z nich dotyczy relacji pomiędzy wskaźnikami ekonomicznymi a stanem zdrowia. W nurcie tym mieszczą się analizy wpływu takich czynników, jak stopa bezrobocia czy poziom zagregowanych dochodów na stan zdrowia, mierzony zazwyczaj współczynnikami umieralności [zob. np. Forbes, McGregor, 1984; Gravelle, 1984; Leu, 1986; Hitiris i Posnett, 1992; Joyce i Mocan, 1993; Ruhm, 2000, 2003].

### **2.7.1. Rola systemu ochrony zdrowia w kształtowaniu stanu zdrowia społeczeństwa**

Kolejnym ważnym nurtem są badania zależności pomiędzy zasobami ochrony zdrowia a stanem zdrowia [zob. Grubaugh i Santerre, 1994; Robst, Graham, 1997; Robst, 2001; Or, 2000; Or i in., 2005]. Szuka się w nich potwierdzenia hipotezy o pozytywnym wpływie zasobów ochrony zdrowia na stan zdrowia populacji. Według tego nurtu znaczenie szczególne ma realizowana polityka zdrowotna. To ona kształtuje reguły funkcjonowania systemu zdrowotnego: korzystania, dostępności i odpłatności za świadczenia. Procesy polityczne wpływają na jakość usług, profilaktykę zdrowotną i działania w zakresie promocji zdrowia, jak i alokację tych czynników [Bartley, 2004].

Sposób realizacji polityki zdrowotnej związany jest nie tylko z możliwościami finansowymi państwa. Wiąże się również z hierarchią realizacji działań podejmowanych dla poprawy bądź utrzymania standardu zdrowia społeczeństwa, zasadą sprawiedliwości czy równości dostępu do świadczeń medycznych [zob. Orczyk, 2008, s. 144].

### 2.7.2. Wpływ dostępności usług zdrowotnych na stan zdrowia

Czynnikiem o znaczeniu szczególnym, znajdującym się pod wpływem realizowanej polityki zdrowotnej, są dostępne usługi z zakresu opieki zdrowotnej. Dostępność świadczeń zdrowotnych uważana jest za jeden z mierników jakości życia i zaspokojenia podstawowych potrzeb mieszkańców [Kaczmarek i in., 2007]. Kryterium dostępności jest jednym z podstawowych elementów analizy funkcjonowania systemu ochrony zdrowia. Niedostateczna dostępność świadczeń zdrowotnych uznawana jest za najbardziej społecznie odczuwaną wadę systemu opieki zdrowotnej [Kaczmarek 2007, s. 264]. Dostęp do świadczeń bez istotnych barier, obok bezpiecznych i skutecznych technologii medycznych oraz asekuracji przed ryzykiem nagłych wypadków, stanowi o bezpieczeństwie zdrowotnym obywateli.

Zagadnienie dostępności ochrony zdrowia wiąże się z przeciwstawnymi postawami etycznymi, jeśli chodzi o pogląd na zdrowie, które może być traktowane jako prawo i jako potrzeba. Zgodnie z pierwszą postawą dostępność do ochrony zdrowia traktowana jest w sposób podobny do dostępności innych dóbr, np. żywności, mieszkania, wypoczynku. Druga postawa natomiast uznaje dostępność do ochrony zdrowia za prawo obywatelskie, które nie powinno zależeć od zdolności płatniczej jednostki. Przyjmowana jest tutaj przesłanka, iż niemożność skorzystania ze świadczeń zdrowotnych wpływa na stan zdrowia.

Jak podkreśla Leowski [2004], „częstym błędem [...] realizatorów reform systemowych w ochronie zdrowia było i jest nieuwzględnianie w należyтым stopniu znaczenia dostępności do świadczeń w ogóle, a świadczeń medycznych w szczególności”.

Frąckiewicz-Wronka [2004] w następujący sposób definiuje dostępność świadczeń zdrowotnych: „wskaźnik (rodzaj, ilość i miejsce) udostępnianych zasobów oraz usług opieki zdrowotnej w stosunku do potrzeb danej osoby lub społeczności”.

Dostępność jest rzadko obserwowalna bezpośrednio. Raczej chodzi tu o indykatory do pomiaru różnych jej wymiarów. Za podstawowe wyznaczniki dostępności uważa się istniejącą infrastrukturę, lokalizację i organizację pracy placówek opieki zdrowotnej oraz koszty leczenia.

Pewne aspekty dostępności zasobów, umożliwiającą korzystanie ze świadczeń medycznych, wiążą się z charakterystyką systemu ochrony zdrowia i dotyczą całej społeczności, inne natomiast związane są z charakterystyką poszczególnych użytkowników systemu. W pierwszym przypadku dostępność warunkują potencjalne możliwości świadczenia usług wyznaczone przez zasoby kadrowe,

lokalowe, materialne, organizację opieki, efektywność, przestrzenne rozmieszczenia i sprawności działania. Niedostateczna infrastruktura niewątpliwie może stanowić utrudnienie w realizacji potrzeb zdrowotnych. Dostęp w tym przypadku, w przeciwieństwie do dostępu formalnego (wynikającego z istniejących przepisów) czy dostępu uwarunkowanego sytuacją ekonomiczną, oznacza fizyczne możliwości dotarcia do usług medycznych.

Dostępność opieki medycznej nie ogranicza się do dostępności zasobów ochrony zdrowia w wymiarze geograficznym (odległość, czas dojazdu). Kształt systemu ochrony zdrowia może do pewnego stopnia wpływać na czynniki umożliwiające korzystanie ze świadczeń zdrowotnych poszczególnym użytkownikom systemu<sup>10</sup>. Przeszkody w dostępie do opieki zdrowotnej spowodowane są brakiem ubezpieczenia, wysokimi kosztami świadczeń zdrowotnych, brakiem informacji o proponowanych świadczeniach.

Ograniczenie w możliwościach zaspokojenia potrzeb zdrowotnych wynikać może nie tylko z istnienia barier formalnych. Rzeczywista dostępność wiąże się także z charakterystykami potencjalnego pacjenta, głównie jego dochodami i wiekiem. W związku z gwałtownym postępem medycyny, eksplozją kosztów leczenia, wynikającą z pojawienia się nowych, niezwykle kosztownych metod leczenia, wzrostem świadomości zdrowotnej społeczeństwa, a także zwiększoną troską o własne zdrowie, skromne środki na finansowanie tej sfery nie są w stanie zaspokoić potrzeb społecznych. Chorzy stają przed koniecznością częściowego pokrywania kosztów leczenia, również w placówkach publicznych. Opłaty za leczenie przyjmują charakter formalny, zgodny z obowiązującym prawem, np. formy odpłatności za leki. Często są to opłaty nieformalne, stanowiące podstawę wykonania bądź przyspieszenia usługi. Powoduje to utrudnienie dostępu do świadczeń medycznych osób o niższych dochodach.

*A priori* można zakładać istnienie pozytywnej relacji pomiędzy stanem zdrowia a zasobami systemu ochrony zdrowia. Większe zasoby pociągają za sobą poprawę zarówno ilości, jak i jakości świadczonych usług zdrowotnych.

Zależność stanu zdrowia od dostępności usług zdrowotnych dla krajów o niskim poziomie rozwoju gospodarczego została potwierdzona empirycznie [zob. np. Lavy i in. 1996; Perry i Gesler, 2000]. Toczy się ożywiona dyskusja, dotycząca wpływu zarówno dostępności świadczeń medycznych, jak i globalnych nakładów na ochronę zdrowia na stan zdrowia populacji krajów rozwiniętych.

Wyniki analiz empirycznych nie dają jednoznacznej odpowiedzi, do jakiego stopnia stan zdrowia społeczeństw w tych krajach uwarunkowany jest nakładami na ochronę zdrowia. Rezultaty wielu badań prowadzonych na poziomie zagregowanym na podstawie prób przekrojowych nie potwierdzają istnienia pozytywnej

---

<sup>10</sup> Np. poprzez tworzenie barier instytucjonalnych w dostępie do usług medycznych oraz informacji o usługach, tworzenie pakietów usług dostępnych jedynie w systemie prywatnym [Golinowska (red.), 2007].

relacji pomiędzy ogólnym poziomem środków przeznaczanych na ochronę zdrowia i efektami zdrowotnymi mierzonymi współczynnikami zgonów, umieralnością niemowląt lub oczekiwaną długością życia [zob. Poikolainen, Eskola, 1988; Mackenbach, 1991]. W przypadku badań prowadzonych z wykorzystaniem prób przekrojowo-czasowych o charakterze międzynarodowym zaznacza się niewielką ujemną relacją pomiędzy wydatkami na ochronę zdrowia i współczynnikami zgonów [np. Hitiris, Posnet, 1992].

W badaniach regionalnych prowadzonych wewnątrz poszczególnych krajów również nie wypracowano wspólnego stanowiska. W analizach międzyregionalnych różnic w umieralności i zachorowalności wpływ systemu ochrony zdrowia jest zazwyczaj niewielki [np. Newhouse, Friedlander, 1980; Ruhm, 2000].

Jednak wielu autorów potwierdziło istnienie pozytywnej relacji pomiędzy dostępnością a stanem zdrowia. Hadley [1982] wykazał związek pomiędzy wydatkami na zdrowie oraz stanem zdrowia, wykorzystując dane o śmiertelności w Stanach Zjednoczonych. Także w badaniach prowadzonych w Europie potwierdzona została pozytywna relacja pomiędzy nakładami na ochronę i efektami zdrowotnymi [Collins, Klein, 1980; Elola i in., 1995]. Gupta i Mitra [2003] w badaniach dla Indii wykazali, że publiczne wydatki na osobę na ochronę zdrowia pozytywnie wpływają na stan zdrowia.

Or i in. [2005] potwierdzili istotne znaczenie liczby lekarzy dla oczekiwanej długości życia w chwili narodzin oraz w wieku 65 lat w 21 krajach OECD, zaznaczając jednocześnie, że wielkość wpływu różni się znacząco pomiędzy krajami. Na rozważane wskaźniki zdrowotne istotnie wpływa również dostępność zaawansowanych technologii medycznych.

Podobne rezultaty uzyskali Ramesh i Mirmirami [2007], analizując systemy zdrowotne 25 krajów OECD w okresie 1990–2002. Dostępność opieki lekarskiej istotnie warunkuje oczekiwaną długość życia i umieralność niemowląt.

Show i in. [2005] wykazali istotny związek oczekiwanej długości życia osób w średnim i zaawansowanym wieku od wydatków na leki.

Natomiast Nixon i Ulman [2006], wykorzystując dane dla 15 krajów członkowskich Unii Europejskiej w latach 1980–1995, pokazali, że wzrost wydatków na ochronę zdrowia znacząco wpływa na poprawę wskaźników umieralności niemowląt, natomiast ich znaczenie dla wydłużenia oczekiwanej długości życia jest marginalne.

Panelowe modele dynamiczne zastosowane zostały przez Aakvik i Holmas [2006] do zbadania efektu wpływu dostępności świadczeń podstawowej opieki zdrowotnej na stan zdrowia mierzony współczynnikami umieralności według wybranych przyczyn zgonów w Norwegii. Przeprowadzone analizy wykazały trwałość rozważanych mierników stanu zdrowia. Jednocześnie dowiodły znaczenia dostępności wyrażonej nie liczbą lekarzy przypadających na określoną liczbę mieszkańców, a raczej strukturą ich zatrudnienia.

Warto podkreślić, że wpływ opieki zdrowotnej niekoniecznie musi przejawiać się ogólną poprawą stanu zdrowia – może decydować o zdrowiu wybranych



subpopulacji. Niewątpliwie kanałem, poprzez który opieka zdrowotna finansowana ze środków publicznych może oddziaływać na kondycję zdrowotną społeczeństwa, jest wpływ na stan zdrowia osób o niskich dochodach. Bidani i Ravallion [1997] wykazali, że publiczne wydatki na ochronę zdrowia mogą istotnie poprawić stan zdrowia osób niezamożnych, ale niekoniecznie ogólny stan zdrowia społeczeństwa.

### **2.7.3. Wybrane metody pomiaru dostępności usług zdrowotnych**

#### **2.7.3.1. Klasyczne miary dostępności**

Najbardziej popularny, powszechnie stosowany rodzaj miary dostępności stanowią współczynniki świadczeniodawca – populacja, zwane także wskaźnikami podaży, obliczane dla obszarów mających wytyczone granice (np. państw, regionów, województw, powiatów), reprezentujących geograficzne jednostki analityczne. Licznik jest pewnym wskaźnikiem potencjału ochrony zdrowia wyrażanym liczbą lekarzy, placówek czy łóżek szpitalnych. Mianownik natomiast pokazuje wielkość populacji mieszkającej na danym obszarze. Miary te używane są do ustalania minimalnych standardów podaży oraz identyfikowania obszarów, na których występuje niedostatek usług [Guagliardo, 2004].

Wskaźniki te mają pewne ograniczenia. Po pierwsze, pomijają fakt przekraczania przez pacjentów granic administracyjnych, co jest powszechnym zjawiskiem w przypadku małych jednostek administracyjnych (np. gmin). Po drugie, nie uwzględniają zróżnicowania dostępności na wyodrębnionych obszarach.

Kolejną powszechnie stosowaną w prowadzonych na świecie badaniach miarą dostępności przestrzennej jest trudność dojazdu do najbliższego świadczeniodawcy. Trudność dojazdu, nazywana również kosztem podróży, często mierzona jest odległością lub szacowanym czasem podróży. Pomiaru dokonuje się zazwyczaj od miejsca zamieszkania pacjenta bądź innego punktu, np. geometrycznego środka obszaru, w którym pacjent zamieszkuje, odpowiednio do stopnia szczególności dostępnych danych.

Trudność dojazdu do najbliższego świadczeniodawcy została uznana za dobrą miarę dla obszarów wiejskich, gdzie wybór świadczeniodawcy jest bardzo ograniczony i najbardziej prawdopodobne jest skorzystanie z najbliższego z nich [Fryer i in., 1999].

#### **2.7.3.2. Modele grawitacji**

Połączeniem dwóch powyższych aspektów dostępności są modele grawitacji, będące modyfikacją prawa grawitacji Newtona. Modele grawitacji bazują na założeniu, że każda osoba może korzystać z usług medycznych nie tylko w miejscu zamieszkania. Ukazują potencjalną interakcję pomiędzy dowolnym punktem  $i$  oraz wszystkimi lokalizacjami świadczeniodawców znajdującymi się w rozsądnej odle-

głości od tego punktu, a oddziaływanie danego świadczeniodawcy maleje wraz ze wzrostem odległości lub trudności dojazdu. Innymi słowy, dostępność usług medycznych w regionie  $j$  dla mieszkańca regionu  $i$  jest malejącą funkcją odległości  $d_{ij}$ .

Najprostszy model dostępności opartej na grawitacji ma postać:

$$A_i = \sum_j \frac{S_j}{d_{ij}^\beta} \quad (2.35)$$

gdzie  $A_i$  stanowi dostępność przestrzenną z punktu  $i$ ,  $S_j$  przedstawia potencjał usługowy w lokalizacji  $j$ . Może być on wyrażany za pomocą np. liczby pracowników medycznych lub innej wybranej miary potencjału,  $d$  to trudność pokonania dystansu pomiędzy punktami  $i$  i  $j$ , np. odległość lub czas podróży.  $\beta$  jest współczynnikiem słabnięcia ciężenia.  $\beta$  przedstawia trudność dojazdu jako funkcję czasu dojazdu lub odległości. Dostępność poprawia się wraz ze wzrostem sumy potencjału świadczeniodawcy lub zmniejszaniem się sumy trudności dojazdu. Obszary o niskich wartościach  $A_i$  mają relatywnie słabszy dostęp do usług, a wysokie wartości będą odpowiadały obszarom, gdzie może występować nadpodaż usług.

Joseph i Bantock [1982] skorygowali model postaci (2.35) o popyt na świadczenia medyczne w lokalizacji  $j$  –  $V_j$ , proponując rozszerzony model ciężenia:

$$A_i = \sum_j \frac{S_j}{d_{ij}^\beta V_j}. \quad (2.36)$$

Problem w zastosowaniach praktycznych stanowi fakt, że współczynnik  $\beta$  zwykle nie jest znany i może przyjmować wiele form matematycznych, np. liniową lub wykładniczą. Jego forma i wielkość mogą znacznie się różnić w zależności od badanego typu usługi i populacji [Talen, Anselin, 1998, za: Guagliardo, 2004].

Kolejna trudność w zastosowaniach praktycznych wynika z konieczności pomiaru odległości  $d_{ij}$ , co wymaga posiadania informacji zawartych w zasobach Systemów Informacji Przestrzennej (GIS). Pomimo tych zastrzeżeń rozszerzony model grawitacji może okazać się bardzo przydatny w badaniach nad dostępnością opieki zdrowotnej. Zdobywające coraz większą popularność, narzędzia GIS stwarzają szansę na bardziej kompleksowy opis dostępności świadczeń na danym obszarze.

Nie zawsze wymienione wymiary dostępności możliwe są do uwzględnienia w analizach empirycznych. Z tego powodu dostępność najczęściej utożsamiana jest z osiągalnością wyznaczoną przez zasoby kadrowe, lokalowe, materialne, przypadające na określoną liczbę mieszkańców.

Możliwości uwzględnienia czynników podażowych nie tylko na rozważanym obszarze, także na obszarach sąsiednich, stwarzają również modele regresji przestrzennej z odpowiednio skonstruowaną macierzą interakcji przestrzennych<sup>11</sup>.

<sup>11</sup> Modele regresji przestrzennej przedstawione zostały w punkcie 2.4.

## 2.8. Mikroekonomiczne determinanty stanu zdrowia

Badania nad wyjaśnieniem różnic w stanie zdrowia odwołują się również do czynników leżących poza systemem opieki zdrowotnej. Przedmiot dociekań stanowi wpływ pozycji społeczno-ekonomicznej mierzonej poziomem zamożności, wykształceniem, pozycją zawodową na stan zdrowia<sup>12</sup>, co ma związek z dość powszechną hipotezą o gorszym stanie zdrowia generowanym przez niski status społeczny<sup>13</sup>.

Za jeden z głównych wyznaczników stanu zdrowia w chwili obecnej uważany jest poziom dochodów. Jego wpływ na stan zdrowia może realizować się w sposób bezpośredni poprzez umożliwienie lepszego zaspokojenia potrzeb zdrowotnych, zawarcie korzystnych ubezpieczeń. Poza bezpośrednim wpływem dochodu na stan zdrowia istnieje możliwość wpływu pośredniego. Dochód stanowi zabezpieczenie podstawowych wyznaczników zdrowia: mieszkania i żywienia. Determinuje dietę, warunki i zagrożenie w pracy. Niskim dochodom często towarzyszą zachowania antyzdrowotne (np. palenie tytoniu). Sytuacja ekonomiczna rzutuje również na sposób, w jaki rodzice troszczą się o swoje dzieci i ich zdrowie. Ubóstwo uznawane jest za jeden z najbardziej istotnych czynników przyczyniających się do zwiększonego prawdopodobieństwa wystąpienia stanów chorobowych [Tobiasz-Adamczyk, 2000; Golinowska (red.), 2007].

Powszechnie uważa się, że istnieją bliskie związki pomiędzy ubóstwem, niskimi dochodami i słabymi wynikami zdrowotnymi nawet w krajach wysoko rozwiniętych [zob. Benzeval i Webb, 1995]. Badania międzynarodowe dowodzą, że wśród gospodarstw domowych o niższych dochodach niższa jest samoocena stanu zdrowia, częstsze są przypadki depresji, wyższa absencja chorobowa, częściej występują ograniczenia w wykonywaniu codziennych czynności. Ponadto zdrowie osób o niższych dochodach ulega szybszemu pogorszeniu niż ich zamożnych rówieśników [Chandola i in., 2007].

Badania porównawcze stanu zdrowia (umieralność, zachorowalność, miary subiektywne) w krajach Unii Europejskiej wskazują na jego silne zróżnicowanie ze względu na cechy społeczno-ekonomiczne [Mackenbach, 2006; 2007].

---

<sup>12</sup> Czynniki biologiczne, genetyczne nie są objęte analizą.

<sup>13</sup> Jednym z pierwszych, kompleksowych, przeprowadzonych na poziomie narodowym badań wskazujących na silną zależność stanu zdrowia od pozycji społeczno-ekonomicznej, był raport opracowany na zlecenie rządu brytyjskiego, którego wyniki zostały przedstawione w 1980 r., nazywany raportem Blacka. Wyniki badań wykazały również, iż z poprawy dostępności i jakości świadczeń w większym stopniu skorzystały lepiej uposażone warstwy społeczne. Stan zdrowia w dużej mierze okazał się być dziedziczony nie tylko genetycznie – również społecznie. Szanse na dobre zdrowie bądź jego poprawę w przyszłości wśród dzieci wywodzących się z niższych grup zawodowych były zdecydowanie niższe [Golinowska (red.), 2007, s. 20].

Weryfikacja wzmiankowanej hipotezy wymaga dysponowania informacjami statystycznymi stanowiącymi połączenie informacji o stanie zdrowia i charakterystykach społecznych. Gromadzone dane administracyjne dotyczące stanu zdrowia zazwyczaj nie zawierają informacji o czynnikach społecznych. Rozwiązanie stanowi wykorzystanie danych indywidualnych z subiektywną oceną stanu zdrowia.

W analizach relacji między stanem zdrowia a dochodami żadna z hipotez – słabe zdrowie przyczyną niskich dochodów bądź odwrotnie – nie powinna być z założenia odrzucona. Zły stan zdrowia, a zwłaszcza choroba długotrwała, może stanowić barierę edukacyjną, rzutującą na pozycję zawodową jednostki i poziom jej dochodów [Bartley, 2004]. Powoduje to trudności w znalezieniu zależności przyczynowo-skutkowych. Ukierunkowanie na określenie czynników warunkujących stan zdrowia jest podejściem dominującym w literaturze. Stan zdrowia może jednak wpływać na powodzenie ekonomiczne jednostki, co powinno zostać wzięte pod uwagę w analizie wzajemnych relacji pomiędzy stanem zdrowia a pozycją społeczną i ekonomiczną<sup>14</sup>.

Jednocześnie, obok kwestii pomiaru dochodu, stanu zdrowia i ich wzajemnych powiązań, powinna zostać uwzględniona kwestia kształtu relacji pomiędzy dochodami i zdrowiem. W najprostszym przypadku może to być forma liniowa. Alternatywnie może pojawić się punkt progowy, do którego dochód może wpływać na stan zdrowia, a po jego przekroczeniu związek zanika. I ostatecznie, związek ten może być nieliniowy. Z badań Deatona, Lubotsky [2001] wynika, że efekt wpływu dochodu na zmniejszenie prawdopodobieństwa zgonu jest znacznie wyższy dla osób o niskich dochodach niż w przypadku osób zaможnych.

## 2.9. Podsumowanie

W ekonometrycznych analizach sektora ochrony zdrowia na szczególną uwagę zasługują modele opisujące stan zdrowia jednostki bądź populacji. Dysponowanie różnymi miernikami stanu zdrowia i znajomość ich uwarunkowań może ułatwić podejmowanie decyzji odnośnie do kształtu przyszłej polityki zdrowotnej. Brak naturalnej jednostki pomiaru stanu zdrowia utrudnia wszelkie próby modelowania. Tylko wybrane wskaźniki stanu zdrowia mają mierzalny i bezpośrednio obserwowalny charakter. Z tego względu w ekonometrycznym opisie stanu zdrowia zastosowanie znajdują modele zmiennych ukrytych bądź modele wyjaśniające tylko wybrane, mierzalne aspekty stanu zdrowia.

---

<sup>14</sup> Wyniki badań światowych dotyczących wpływu stanu zdrowia na osiągnięte dochody zawiera punkt 1.8.1.

Komplementarny wobec mierników stanu zdrowia populacji charakter miar subiektywnych powoduje, iż dla kompleksowego zobrazowania zjawiska korzystne jest przeprowadzenie analiz zarówno z wykorzystaniem danych indywidualnych, jak i danych zagregowanych.

Poziom i zakres analizy uwarunkowane są przede wszystkim dostępnością odpowiednich danych statystycznych, stanowiącej zazwyczaj poważne ograniczenie badań empirycznych w tej dziedzinie.

## Rozdział 3

# ISTOTA I PROBLEM POMIARU NIERÓWNOŚCI W ZDROWIU

### 3.1. Wprowadzenie

Polityka Unii Europejskiej zakłada stymulowanie przedsiębiorczości i innowacyjności przy jednoczesnym zachowaniu spójności społeczno-ekonomicznej. Nieodłączną część strategii spójności stanowi dążenie do zmniejszania różnic zdrowotnych między mieszkańcami różnych regionów oraz między osobami różniącymi się położeniem społecznym [Komisja Europejska, 2010]. Prowadzone na świecie badania w tym obszarze wskazują na istnienie zróżnicowania stanu zdrowia pomiędzy krajami i wewnątrz nich [Mackenbach, 2007]. W tym ostatnim przypadku rozważa się różnice w przekroju terytorialnym i społeczno-ekonomicznym. Badania nad wyjaśnieniem różnic w stanie zdrowia odwołują się do szeregu czynników warunkujących zdrowie. Różnice te nie mają bowiem charakteru czysto losowego. Wynikają z systematycznych nierówności w rozkładzie czynników wpływających na zdrowie zarówno na poziomie jednostki, jak i populacji [Komisja Europejska, 2010].

Zagadnieniem nierówności w stanie zdrowia i dostępie do świadczeń zdrowotnych zajmują się liczni badacze w poszczególnych krajach, jak i instytucje międzynarodowe (WHO, Komisja Europejska). Wśród zobowiązań przyjętych przez Polskę związanych z akcesją do Unii Europejskiej leży podjęcie działań zmierzających do poprawy zdrowia całego społeczeństwa i wyrównania różnic w zdrowiu. Tymczasem, jak dotąd, pojawiło się stosunkowo niewiele opracowań teoretycznych na temat metod pomiaru nierówności zdrowia, zwłaszcza w aspekcie społeczno-ekonomicznym, a także empirycznych badań w tym zakresie [zob. Mazur, 2010].

Nierówności w zdrowiu są ważnym wskaźnikiem stanu zdrowia populacji. Poza zrozumieniem czynników determinujących przeciętny stan zdrowia powstaje potrzeba zrozumienia nierówności w zdrowiu. Dzięki lepszej dostępności danych statystycznych, większym możliwościom obliczeniowym, a przede wszystkim nieustannemu rozwojowi technik analitycznych pomiaru, a niekiedy również wyjaśnienie nierówności stają się możliwe.

W literaturze światowej podejmowane są próby usystematyzowania metod pomiaru nierówności, w tym nierówności uwarunkowanych czynnikami społeczno-ekonomicznymi. Kolejnym ważnym zagadnieniem jest określenie relacji pomiędzy istniejącym poziomem nierówności a czynnikami, mogącymi przyczynić się do jej powstania. Tego rodzaju wiedza może okazać się niezbędna dla polityki zdrowotnej.

W niniejszym rozdziale zaprezentowane zostały metody analizy nierówności w zdrowiu. Metody te w dużej mierze stanowią adaptację rozwiniętego aparatu matematycznego pomiaru nierówności ekonomicznych. Przedstawiona metodologia pozwala na ilościowy pomiar nierówności, nie ich ocenę etyczną. Pomiar nierówności ekonomicznych, w tym nierówności w zdrowiu, na ogół nie jest uwikłany w oceny etyczne<sup>1</sup> [zob. Kot, Malawski, Węgrzecki (red.), 2004, s. 9].

Obok zagadnienia nierówności stanu zdrowia zazwyczaj poruszany jest problem nierównego dostępu do doświadczeń zdrowotnych. Dostęp do świadczeń zdrowotnych uważany jest bowiem za jeden z czynników determinujących stan zdrowia. Pomiar nierówności w dostępności świadczeń zdrowotnych został również krótko scharakteryzowany.

Przytoczone w końcowej części wyniki badań światowych pozwolą na porównanie skali nierówności występujących w Polsce<sup>2</sup> i w innych krajach, na ogół o różnej organizacji systemów ochrony zdrowia.

### **3.2. Nierówności w zdrowiu jako element nierówności społecznych**

Nierówność społeczna stanowi przedmiot zainteresowania ekonomistów, statystyków i socjologów, choć w różnych dziedzinach termin ten bywa różnie rozumiany. Nierówności stanowią pewne odstępstwa od równości. Definicja równości społecznej nie jest prosta i nie jest stała w czasie.

Morecka [1981] próbuje definiować równość społeczną jako „brak różnic rażących, obiektywnie nie uzasadnionych lub społecznie nie akceptowanych”. Wyodrębnić można dwie postacie równości. Pierwszą z nich stanowi równość formalna – wynikająca z odpowiednich regulacji prawnych i ustawodawstwa. Polega ona na równouprawnieniu grup społecznych i jednostek w różnych dziedzinach życia społecznego. Druga postać to równość realna, związana ze stopniem wykorzystania wspomnianych uprawnień. Uzależniona jest od materialnych, organizacyjnych i obiektywnych możliwości wykorzystania oraz od postaw osób, którym uprawnienia przysługują.

Na bardziej precyzyjne ujęcie problemu pozwala wyodrębnienie różnic i nierówności. Nierówność można traktować jako „istnienie pewnych relacji, które zachodzą między stronami (biegunami) nierówności. [...]. Znajduje to wyraz w posiadanym zasobie pewnych dóbr, w dostępie do dóbr takiego lub innego

---

<sup>1</sup> Kategoria nierówności może mieć dwoisty charakter: deskryptywny i normatywny. W ekonomii dominuje aspekt deskryptywny. Rola aspektu normatywnego jest zdecydowanie mniejsza. Natomiast dla filozofów oraz przedstawicieli dyscyplin społecznych oczywisty jest normatywny charakter nierówności [zob. Kot, Malawski, Węgrzecki (red.), 2004].

<sup>2</sup> Wyniki badań przeprowadzonych dla Polski z wykorzystaniem omówionych metod pomiaru zamieszczone zostały w rozdziałach 4 i 6.

rodzaju, w uzyskanej pozycji lub zakresie możliwości, jakimi dysponuje jedna ze stron [...]. Podstawę nierówności stanowią różnice między porównywanymi stronami” [Kot, Malawski, Węgrzecki (red.), 2004, s. 15]. Istnienie różnicy<sup>3</sup> nie wskazuje jeszcze na istnienie nierówności. Tylko niekiedy stwierdzone różnice prowadzą do powstania nierówności. Ma to miejsce wówczas, gdy różnicom nada się odpowiednią interpretację wprowadzającą w zbiorowość nierówności między jej członkami [Kot, 2003, s.17]. O właściwej postaci nierówności można mówić wtedy, gdy istnieje między ludźmi zróżnicowanie w istotny sposób rzutujące na ich byt indywidualny i społeczny. Zróżnicowanie to może być przyczyną odmiennych, aktualnych i przyszłych perspektyw życia i działania ludzi.

Co ważne, nierówność istniejąca w ramach danego systemu jest zjawiskiem możliwym do ograniczenia poprzez stosowną reorganizację systemu. Poprzez politykę państwa możliwy jest wpływ na różne formy nierówności.

Zagwarantowanie równości jednocześnie we wszystkich wymiarach wydaje się niemożliwe, a o równości można mówić wyłącznie poprzez porównywanie ze sobą poszczególnych elementów życia jednostek. Konieczne jest zatem wskazanie konkretnej przestrzeni porównań.

Wynika stąd, że pojęcie równości jest względne, uzależnione od wyboru cechy stanowiącej podstawę oceny stopnia nierówności nazywanej niekiedy „cechą wiodącą” lub „przestrzenią porównań” [Sen, 2000, za: Kot, 2003]. Zdaniem Kota [2003] „równość osób ma miejsce wtedy i tylko wtedy, gdy każda z osób charakteryzuje się takim samym poziomem wybranej cechy  $W_p$ . Formalnie, równość jest relacją trójczłonową pomiędzy dwoma (lub wieloma) obiektami bądź osobami i jedną (bądź wieloma) charakterystykami. Nierówność z kolei będzie mieć miejsce wtedy i tylko wtedy, gdy warunek ten nie zachodzi przynajmniej dla jednej pary osób. W powyższym określeniu równości (i nierówności) widoczne jest, że równość pomiędzy osobami nie oznacza równości pod względem każdej cechy  $W_1, \dots, W_2$ , lecz tylko pod względem jednej wyróżnionej cechy  $W_p$ ”.

Wszelkie rozważania na temat równości powinny rozpoczynać się od doboru zmiennych, ze względu na które równość jest wymagana. Zdaniem Sztompki [2002], szczególne oczekiwania równościowe dotyczą dóbr powszechnie upragnionych, których zasób jest ograniczony: bogactwo, władza, prestiż. Cenione są jeszcze inne wartości, które są rozdzielane nierównomiernie: wykształcenie i zdrowie [za: Michalczyk, 2003].

Jeden z najbardziej drażliwych problemów w dziedzinie nierówności społecznych stanowią nierówności w obliczu choroby i śmierci [Kaczmarek i in., 2007]. Zdrowie i ochrona zdrowia są bowiem nieodłącznymi elementami umożliwiającymi człowiekowi funkcjonowanie w społeczeństwie.

---

<sup>3</sup> Przykładem mogą być różnice płci, wzrostu, które z definicji nie mogą być traktowane jako nierówności.



Wielowymiarowy charakter zdrowia daje możliwość rozważania nierówności w tym obszarze w co najmniej kilku, wymienionych poniżej aspektach:

1) nierówność odnosząca się do różnic w stanie zdrowia – nierówności te obserwuje się w samoocenie stanu zdrowia, umieralności, zachorowalności;

2) nierówność dostępu – odnosi się do barier w dostępie do zasobów pozwalających na utrzymanie dobrego stanu zdrowia. Obejmuje bariery związane z kosztami i fizyczną dostępnością usług;

3) nierówność szans – bariery związane ze społecznymi, geograficznymi uwarunkowaniami zdrowia (np. bezpieczne miejsce zamieszkania).

Nierówności w zdrowiu odzwierciedlają nierówności w dostępie do społecznych, ekonomicznych i geograficznych zasobów niezbędnych do utrzymania dobrego stanu zdrowia.

Nierówności w zdrowiu (*health inequalities*) definiowane są jako systematyczne i możliwe do uniknięcia różnice w stanie zdrowia, występowaniu bądź dotkliwości problemów zdrowotnych pojedynczych osób i grup osób wyodrębnionych ze względu na czynniki społeczne, demograficzne, środowiskowe, geograficzne itp. [zob. Mackenbach, Kunst, 1997; Truman i in., 2011]. Nie są kojarzone z różnicami wynikającymi z przyczyn biologicznych. Dotyczą różnic związanych z pozycją na rynku pracy, zamożnością, miejscem zamieszkania.

Nierówności są charakterystyką rozkładu badanej cechy, w tym przypadku zdrowia, choć używane zamiennie terminy: „nierówności w zdrowiu”, „różnicowanie stanu zdrowia”, „rozbieżności w stanie zdrowia” (*health disparities*) nie zawsze są utożsamiane z charakterystykami rozkładu [Truman i in., 2011].

*Health inequities* stanowią pewien podzbiór nierówności. Odnoszą się do różnic uznawanych za nieakceptowane lub krzywdzące. Etyczna ocena nierówności jako niesprawiedliwych wiąże się z potrzebą wskazania normy sprawiedliwości pozwalającej na dokonanie takiego osądu<sup>4</sup>. W obszarze tym wymienia się nierówny dostęp do opieki zdrowotnej. Podstawą tak formułowanego sądu jest przekonanie, że wszyscy ludzie powinni mieć jednakowe możliwości zaspokajania potrzeb w zakresie uzyskania dobrego samopoczucia (*well being*) i utrzymania dobrego zdrowia [Karski, 2006, s. 28]. Zgodnie z tą ideą jednostki z takimi samymi potrzebami powinny konsumować taką samą ilość świadczeń medycznych. Zagadnienie potrzeb jest zawsze problematyczne. Różny sposób ich pomiaru prowadzi do różnych wniosków odnośnie do istnienia i rozmiaru nierówności.

Zapewnienie równego dostępu do świadczeń medycznych nie gwarantuje równości stanu zdrowia, choćby z uwagi na wrodzone bądź nabyte wady.

Kolejne zagadnienie stanowią płatności związane z ochroną zdrowia, zarówno płatności bezpośrednie pacjenta, jak i pośrednie, ponoszone w postaci podatków i składek ubezpieczeniowych. W przypadku wyników zdrowotnych

---

<sup>4</sup> Szerokie rozważania dotyczące oceny moralnej nierówności w zdrowiu przedstawia Asada, 2007.

i konsumpcji medycznej na ogół rozważane są różnice pomiędzy różnymi grupami społecznymi (w większości pomiędzy lepiej lub gorzej sytuowanymi) lub regionami, natomiast płatności rozważane są w kontekście progresywności bądź występowania płatności powodujących zubożenie (skłaniających do przekroczenia linii ubóstwa) lub prowadzących do ograniczenia realizacji pozostałych potrzeb życiowych.

W badaniach nad nierównościami w zdrowiu zauważa się dwa podejścia: w pierwszym z nich analizuje się tzw. nierówność ogólną (*overall inequality*). Analizie podlegają wszelkie nierówności w zdrowiu niezależnie od innych charakterystyk badanych osób. Drugi typ nierówności stanowi pewien podzbiór nierówności ogólnej, tzn. nierówności powiązanej z rozkładem pewnej cechy definiującej pozycję społeczno-ekonomiczną badanych osób. Choć nie wszystkie nierówności w zdrowiu mają podłoże społeczno-ekonomiczne, właśnie ten aspekt nierówności stanowi przedmiot zainteresowania polityki społecznej i polityki zdrowotnej [Wagstaff i in. 2003].

W większości krajów, dla których istniejące dane statystyczne umożliwiają prowadzenie badań w tym obszarze, można stwierdzić różnice w stanie zdrowia pomiędzy grupami społeczno-ekonomicznymi. Wśród grup o niższym poziomie wykształcenia, niższych dochodach na ogół występują systematycznie wyższe współczynniki umieralności i zachorowalności. Z badań przeprowadzonych dla krajów Europy Środkowej i Wschodniej wynikają wysokie różnice w zdrowiu mające związek z poziomem wykształcenia [Golinowska (red.), 2007, s. 9]. Osoby gorzej sytuowane rzadziej korzystają z usług sektora ochrony zdrowia, pomimo iż ich potrzeby zazwyczaj są wyższe (co wynika z mniejszej dbałości o zdrowie). Przeciwdziałanie temu zjawisku stanowi jedno z najważniejszych wyzwań dla zdrowia publicznego [Mackenbach, 2007].

Różne przyczyny mogą prowadzić do powstania nierówności w zdrowiu. Część z nich jest niezależna od jednostki, stanowiąc odzwierciedlenie różnic w dochodach, wyższych kosztach podróży, mniejszym dostępie do ubezpieczeń zdrowotnych, gorszych warunków mieszkaniowych sprzyjających powstawaniu i rozprzestrzenianiu się chorób. Mogą również wynikać z różnic w preferencjach, z zachowań antyzdrowotnych, uniemożliwiających osiągnięcie pełnej równości w zdrowiu. Ten typ nierówności pozostaje poza zasięgiem zainteresowań badaczy.

### 3.3. Pomiar nierówności

Analizy statystyczne nierówności w zdrowiu najczęściej prowadzą do odpowiedzi na pytanie:

- czy nierówności w ogóle istnieją, jaka jest ich skala?
- czy nierówności zmieniają się w czasie (narastają, zmniejszają się)?
- czy nierówności w stanie zdrowia zmieniają się wraz z wiekiem?

Ma to szczególne znaczenie w obliczu gwałtownego starzenia się społeczeństwa – dla indywidualnych zachowań związanych z przejściem na emeryturę, oszczędnościami, ubezpieczeniami zdrowotnymi, korzystaniem z opieki zdrowotnej. Odpowiedź na to pytanie powinna znaleźć szerokie zastosowanie, szczególnie w krajach, w których rozważane jest wydłużenie wieku emerytalnego.

- jaka jest skala nierówności w danym kraju na tle nierówności w innych krajach?

- w jakim stopniu nierówności w czynnikach determinujących zdrowie przyczyniają się do nierówności zdrowia (dekompozycja nierówności)?

Nierówności w dziedzinie ochrony zdrowia można monitorować z zastosowaniem różnorodnych mierników – w skali makro, z użyciem wskaźników zagregowanych bądź w skali mikro poprzez indywidualne oceny stanu zdrowia [Masseria i in., 2007; Golinowska (red.), 2007].

Ich istnienie rozważać można w różnych przekrojach i na różnym poziomie dezagregacji, a mianowicie:

- na poziomie jednostki;
- w grupach wyróżnionych ze względu na wiek, płeć, przynależność etniczną;
- na poziomie regionu;
- w grupach wyróżnionych ze względu na status społeczno-ekonomiczny.

Ostatni przekrój odpowiada badaniom społeczno-ekonomicznych nierówności w zdrowiu.

Pomiar nierówności wymaga dysponowania zbiorem danych statystycznych ze sprecyzowanymi zmiennymi stanowiącymi przedmiot analizy (wyniki zdrowotne, wykorzystanie świadczeń zdrowotnych, potrzeby, płatności) i jednocześnie pozwalającymi na porównanie w interesujących badacza przekrojach (warunki życia i status społeczno-ekonomiczny, wiek, płeć, region zamieszkania). Najczęściej są to zbiory danych pochodzące z badań gospodarstw domowych, niekiedy wzbogacone specjalnymi kwestionariuszami dotyczącymi zdrowia.

Kolejnym, niezbędnym warunkiem jest odpowiednia metodologia służąca pomiarowi nierówności. Najbardziej znaczący wkład w problematykę ilościowego pomiaru nierówności zdrowia, zwłaszcza związanych z sytuacją ekonomiczną jednostek, wniosły prace Wagstaffa, Koolmana i Jonesa.

### **3.3.1. Metodologia pomiaru nierówności**

Wybór metodologii pomiaru nasilenia nierówności pozostaje przedmiotem ciągłych rozważań. Istnieje bowiem wiele sposobów pomiaru różniących się stopniem trudności i stopniem spełnienia układu aksjomatów stawianych przed miarami nierówności [zob. Spinakis i in., 2011]. Do pomiaru nierówności w zdrowiu stosuje się zarówno proste wskaźniki, jak i rozwinięty aparat matematyczny nierówności ekonomicznych.

Spośród różnych podejść do prezentowania dysproporcji w stanie zdrowia najprostszym sposobem jest przedstawienie ich jako zróżnicowania stanu zdrowia wyrażonego za pomocą różnicy absolutnej (*absolute health gap*):

$$AHG = h_A - h_B \quad (3.1)$$

bądź względnej (*relative health gap*)

$$RHG = h_A / h_B \quad (3.2)$$

rozważanych wskaźników zdrowotnych, gdzie  $h_A$  jest miernikiem stanu zdrowia dla grupy, (regionu)  $A$ , natomiast  $h_B$  analogicznym miernikiem dla grupy (regionu)  $B$  [zob. np. Spinakis i in., 2011]. Zalecane jest posługiwanie wskaźnikami mierzącymi różnice pomiędzy znajdującymi się w najlepszym i najgorszym położeniu grupami społecznymi oraz między skrajnymi pod względem stopnia rozwoju regionami.

Oba wskaźniki są istotne i wzajemnie się uzupełniają, a ich główną zaletą jest możliwość obliczenia na podstawie ogólnodostępnych, gromadzonych w sposób regularny danych (zachorowalność, umieralność). Wspomniane miary nie ujmują jednak w sposób syntetyczny skali zjawiska. Wykorzystują bowiem tylko informacje dotyczące grup znajdujących się w ekstremalnym położeniu.

Jeśli pozwala na to dostępność odpowiednich danych statystycznych, zróżnicowanie stanu zdrowia można ocenić stosując miary dyspersji. W analizach nad nierównościami w zdrowiu największą popularnością cieszy się odchylenie standardowe logarytmu zmiennej:

$$S_{\log} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\ln h_i - \ln \mu)^2}{n}} \quad (3.3)$$

gdzie  $h_i$  jest miernikiem stanu zdrowia  $i$ -tej jednostki (w przypadku danych indywidualnych) bądź  $i$ -tego regionu, kraju (w przypadku danych zagregowanych),  $\mu$  jest średnim poziomem stanu zdrowia.

Za najbardziej wartościowe narzędzie oceny nierówności w tym obszarze uważa się miary ściśle zorientowane na pomiar nierówności ekonomicznych. Do ilościowej oceny nierówności w zdrowiu zostały zaadaptowane mierniki znajdujące swoje zastosowanie w badaniach nad nierównościami rozkładu dochodów. Popularnością cieszą się miary bazujące na krzywej Lorenza, służące ocenie nierówności traktowanej jako nierównomierny rozkład wybranych wskaźników stanu zdrowia.

Odmawia się sensu ekonomicznego niektórym miarom nierówności tylko z tego powodu, że ich konstrukcja nie wywodzi się od krzywej Lorenza (współczynnik zmienności, entropijne miary nierówności) [Cowell, 1980, za Kot, 2008].

Jak uzasadnia Kot [2008], miary zmienności obliczane względem średniej: odchylenie standardowe, odchylenie przeciętne nie powinny budzić wątpliwości jako miary nierówności ekonomicznych.

### 3.3.1.1. Krzywa Lorenza i miary wywodzące się od niej

Mierniki wywodzące się od krzywej Lorenza swoją popularność zawdzięczają prostej i zrozumiałej interpretacji. Załóżmy, że obserwowana jest zmienna losowa  $H$  wyrażająca „stan zdrowia” o funkcji gęstości  $f(h)$ . Dystrybuanta  $F(h) = P(H < h)$  będącą skumulowaną frakcją osób o stanie zdrowia gorszym niż  $h$  ma postać:

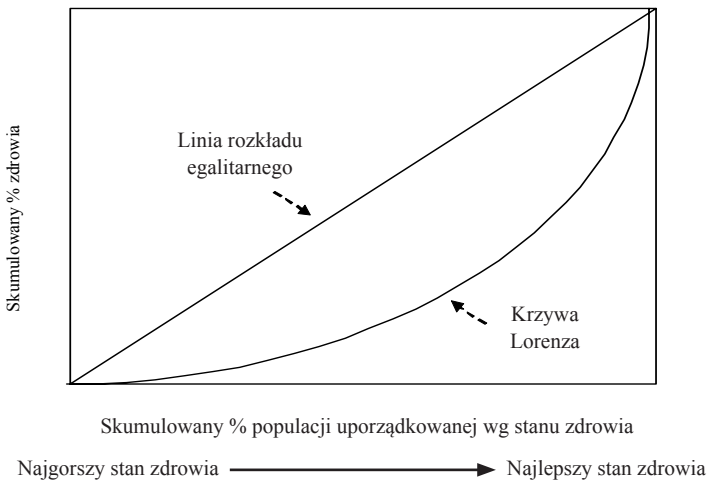
$$F(h) = \int_0^h f(t) dt \quad (3.4)$$

Przyjmując, że  $m$  jest wartością przeciętną zmiennej  $H$ , można zdefiniować funkcję  $F_1(h)$ ,

$$F_1(h) = \frac{1}{\mu} \int_0^h tf(t) dt \quad (3.5)$$

stanowiącą skumulowaną frakcję stanu zdrowia (udział zdrowia przypadający na te jednostki).

Funkcję Lorenza można zdefiniować jako wykres zbioru punktów  $[F(h), F_1(h)]$ , dla każdego  $h \geq 0$ .



Rys. 3.1. Krzywa Lorenza stanu zdrowia

Źródło: Asada, 2007.

Im bliżej przekątnej znajduje się krzywa Lorenza, z tym mniejszą nierównością mamy do czynienia.

Z krzywą Lorenza bezpośrednio związana jest najpopularniejsza miara nierówności – indeks Giniego – określony następująco:

$$G = \frac{1}{2\mu n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |h_i - h_j| \quad (3.6)$$

gdzie  $h_i$  oznacza stan zdrowia jednostki  $i$ ,  $h_j$  – stan zdrowia jednostki  $j$ ,  $m$  jest średnim stanem zdrowia badanej populacji,  $n$  liczbą jednostek w populacji. Współczynnik Giniego przyjmuje wartość 0 dla rozkładu egalitarnego (bez nierówności) oraz 1 w przypadku skrajnych nierówności.

Miernik ten znajduje zastosowanie w analizach nierównomiernego rozkładu szeregu wskaźników zdrowotnych: umieralności, oczekiwanej długości życia, oczekiwanej długości życia w zdrowiu i wielu innych [zob. punkt 3.8].

Z funkcji Lorenza wywodzą się również inne miary. Wśród proponowanych w obszarze nierówności zdrowia znajdują się [zob. Murray, Frenk, Gakidou, 2004]:

1. IID (*inter-individual differences*):

$$IID(\alpha, \beta) = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |h_i - h_j|^\alpha}{2n^2 \mu^\beta} \quad (3.7)$$

2. IMD (*individual-mean differences*):

$$IMD(\alpha, \beta) = \frac{\sum_{i=1}^n |h_i - \mu|^\alpha}{2n \mu^\beta} \quad (3.8)$$

Parametr  $\alpha$  określa wagę wpływu różnic w stanie zdrowia obserwowanych na końcach rozkładu w odniesieniu do różnic obserwowanych w okolicach środka rozkładu. Natomiast parametr  $\beta$  określa wrażliwość na średnią rozkładu. W praktyce najczęściej spotykane wartości parametrów  $\alpha$  i  $\beta$  to:  $\alpha = 2, \beta = 0$  i  $\alpha = 2, \beta = 1$ .

Indeks wyrażony wzorem (3.7) w ekonomii znany jest jako indeks Giniego w wersji uogólnionej (uogólniony indeks Giniego), natomiast indeks wyrażony wzorem (3.8) to indeks Schutza-Pietry bądź indeks Robin Hooda (RH).

Miary, takie jak odchylenie standardowe logarytmu zmiennej czy mierniki wywodzące się od krzywej Lorenza, z reguły stosowane są do pomiaru ogólnej nierówności w zdrowiu.

### 3.3.1.2. Pomiar społeczno-ekonomicznych nierówności w zdrowiu

Szczególne zainteresowanie badaczy przyciągają społeczno-ekonomiczne nierówności zdrowia, choć, jak już zaznaczono, nie każda nierówność ma takie podłoże. Pomiar społeczno-ekonomicznych nierówności w zdrowiu wymaga podjęcia decyzji dotyczących:

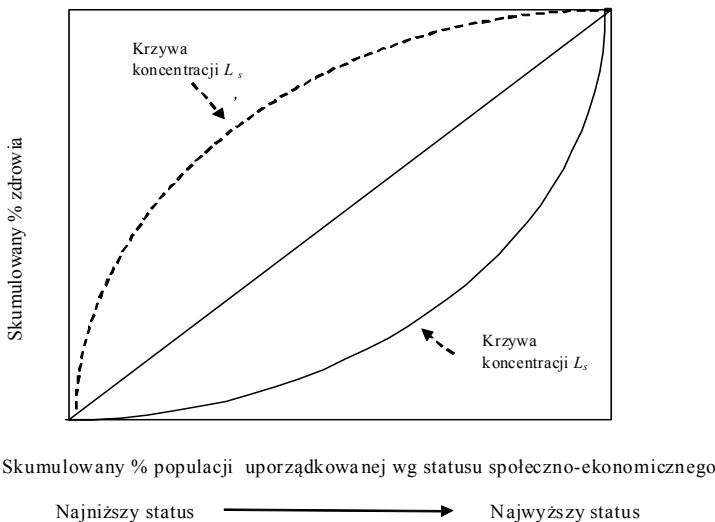
- wyboru zmiennej charakteryzującej zdrowie,
- wyboru zmiennej charakteryzującej pozycję społeczno-ekonomiczną lub status społeczno-ekonomiczny. Zazwyczaj jest nią klasa społeczno-zawodowa, poziom zamożności, poziom edukacji.

Większość analiz sprowadza się do dwuwymiarowej relacji pomiędzy zmienną definiującą zdrowie oraz indykatorem statusu społeczno-ekonomicznego (krzywa koncentracji, indeksy koncentracji), ewentualnie po uwzględnieniu standaryzacji ze względu na zmienne demograficzne. W nieco bardziej skomplikowanym przypadku analizy zmierzają do wyjaśnienia relacji przyczynowych pomiędzy stanem zdrowia i statusem społeczno-ekonomicznym. Zbadanie relacji przyczynowych wymaga podejścia bazującego na modelu ekonometrycznym.

### 3.3.1.2.1. Krzywe koncentracji

Założmy, że dysponujemy miarą definiującą status społeczno-ekonomiczny rosnącą wraz ze wzrostem owego statusu. Niech zmienna losowa  $S$  o dystrybucie  $G(s) = P(S < s)$  wyraża status ekonomiczny.  $G(s)$  oznacza skumulowaną frakcję osób o statusie (dochodzie) mniejszym niż  $s$ .  $F_1(s)$  jest skumulowaną frakcją zdrowia osób o statusie (dochodzie) mniejszym niż  $s$ .

Funkcja koncentracji może być zdefiniowana jako wykres zbioru punktów o współrzędnych  $(p, L_s(p))$ , gdzie  $p = G(s)$ , natomiast  $L_s(p) = F_1(s)$ . Krzywa ta może leżeć zarówno powyżej, jak i poniżej przekątnej (rys. 3.2).



Rys. 3.2. Krzywe koncentracji stanu zdrowia

Źródło: Zang, Wang, 2007.

W sytuacji, gdy krzywa koncentracji pokrywa się z przekątną, każda jednostka cieszy się takim samym zdrowiem. Im wyższy stopień oddalenia krzywej  $L_s$  od przekątnej, tym wyższy stopień nierówności. Charakter nierówności zależy od charakteru zmiennej definiującej zdrowie, a mianowicie od tego, czy miara ta jest miernikiem negatywnym (umieralność, zachorowalność), czy pozytywnym (pozytywna ocena stanu zdrowia). Dla miernika negatywnego położenie krzywej  $L_s$  poniżej przekątnej wskazuje na występowanie nierówności w zdrowiu na korzyść części populacji o niższym statusie. Jeśli natomiast zły stan zdrowia koncentruje się w grupach o niższej pozycji społeczno-ekonomicznej, krzywa koncentracji leży powyżej przekątnej (przypadek ten na rys. 3.2 ilustruje krzywa  $L'_s$ ). Dla pozytywnego miernika stanu zdrowia relacja jest odwrotna.

Podwójne pole pomiędzy przekątną a krzywą koncentracji równe jest indeksowi koncentracji  $C$  traktowanemu jako miara społeczno-ekonomicznej nierówności w zdrowiu.

Ze względu na fakt, iż zazwyczaj zmienną porządkującą jest dochód, nierówności te określane są jako związane z dochodem nierówności w zdrowiu<sup>55</sup> (*income related health inequalities*).

### 3.3.1.2.2. Indeksy koncentracji

Krzywe koncentracji mogą być wykorzystywane do ustalania, czy nierówności istnieją, ale na ich podstawie trudne jest określenie skali zjawiska. Trudno je również wykorzystywać do porównań w czasie i przestrzeni. W tym celu wygodniej posługiwać się, wywodzącymi się od krzywych koncentracji, indeksami koncentracji.

Indeksy koncentracji po raz pierwszy zastosowane zostały przez Wagstaffa, Paci i Van Doorslaera [1991] i od tego czasu intensywnie wykorzystywane są do pomiaru i opisu nierówności różnych wymiarów stanu zdrowia, wykorzystania świadczeń zdrowotnych oraz płatności związanych z ochroną zdrowia. Miary tego typu wyrażają nierówność jako funkcję różnic pomiędzy udziałami wyników zdrowotnych a udziałami populacji uporządkowanymi według określonego kryterium.

Indeks koncentracji zdrowia (*Health Concentration Index*) zazwyczaj oznaczany jako  $C$  – równy jest podwójnemu polu pomiędzy krzywą koncentracji a linią rozkładu egalitarnego (przekątną, linią 45°). Wartość indeksu mieści się w przedziale  $[-1, 1]$ . Indeks ten osiąga wartość równą 0 w sytuacji, gdy krzywa  $L_s$  pokrywa się z przekątną. Wartość równa 0 oznacza brak społeczno-ekonomicznych nierówności zdrowia. Indeks przyjmuje wartość ujemną, gdy krzywa koncentracji leży powyżej przekątnej. Ujemne wartości indeksu wskazują na wyższą wartość analizowanej zmiennej wśród osób o niższej pozycji społeczno-ekonomicznej, na ogół wyrażonej dochodem.

<sup>55</sup> Taki polski odpowiednik znaleźć można w monografii: Morris, Devlin, Parkin, 2011.



W sytuacji, gdy stan zdrowia jest zmienną o charakterze negatywnym (zła samoocena stanu zdrowia, zachorowalność, umieralność), wartości ujemne wskazują na wyższą koncentrację wśród osób o niskich dochodach. Dla dodatnich wartości indeksu, zły stan zdrowia koncentruje się wśród osób o wysokich dochodach [O'Donnell i in., 2008]. Wyższa wartość bezwzględna indeksu nierówności to tym samym wyższa nierównomierność w rozkładzie rozważanej zmiennej.

Poprzez fakt, iż indeks  $C$  mierzy nierównomierność rozkładu stanu zdrowia ze względu na status ekonomiczny, odzwierciedla gradient społeczny w stanie zdrowia [Wagstaff i in. 1991].

Indeks koncentracji można zdefiniować jako:

$$C = 1 - 2 \int_0^1 L_s(p) dp \quad (3.9)$$

Bardziej wygodną jest formuła łącząca w sobie kowariancję pomiędzy rozważaną zmienną zdrowotną a zmienną mogąca być źródłem nierówności. Dla danych indywidualnych indeks koncentracji  $C$  może być policzony przy zastosowaniu formuły:

$$C = \frac{2}{\mu} \text{cov}(h_i, r_i) \quad (3.10)$$

gdzie  $h_i$  oraz  $r_i = i/N$  oznaczają odpowiednio stan zdrowia  $i$ -tej jednostki oraz jej rangę w (postaci ułamka) w rozkładzie pozycji społeczno-ekonomicznej. Dla jednostki o najniższym statusie  $r_i = 1/N$ , dla jednostki o najwyższym statusie  $r_i = N/N$ ;  $\mu$  jest średnim poziomem stanu zdrowia w populacji.

Wartość indeksu koncentracji można również oszacować na podstawie funkcji regresji:

$$2\sigma_r^2 \left( \frac{h_i}{\mu} \right) = \alpha + \beta r_i + \varepsilon_i \quad (3.11)$$

Parametr  $\beta$  jest jednocześnie oszacowaniem indeksu koncentracji bądź alternatywnie, jeśli przedmiotem rozważań jest funkcja regresji:

$$h_i = \alpha_1 + \beta_1 r_i + u_i \quad (3.12)$$

oszacowanie indeksu koncentracji można wyrazić następująco:

$$\hat{\beta} = \left( \frac{2\sigma_r^2}{\mu} \right) \hat{\beta}_1 \quad (3.13)$$

$\hat{\beta}$  uważane jest za bezwzględną miarę nierówności w zdrowiu. Natomiast wyrażenie  $\hat{\beta}/\mu$  określane jest jako względny indeks nierówności [Koolman, van Doorslaer, 2004, s. 7].

Dla ciągłych zmiennych określających stan zdrowia wartość indeksu koncentracji  $C$  zawiera się w przedziale  $[-1, 1]$ . Natomiast dla zmiennej binarnej (niezadowolone ze stanu zdrowia, zła samoocena) dolne i górne ograniczenie indeksu uzależnione jest od średniej wartości badanej zmiennej. Zakres możliwych do przyjęcia przez indeks nierówności  $C$  wartości wynosi odpowiednio:  $\mu - 1 + 1/N$  oraz  $1 - \mu + 1/N$  [Wagstaff, 2005].

Indeks koncentracji w takim przypadku można wyrazić za pomocą następującej formuły:

$$C = \frac{2}{N\mu} \sum_{i=1}^n h_i r_i - 1 - 1/N. \quad (3.14)$$

Dla  $\mu > 0$  indeks  $C$  osiąga wartość maksymalną, gdy dla  $j$  najgorzej uposażonych jednostek wartość  $h_i$  równa jest 0, natomiast  $N - j$  najbardziej zamożnych jednostek osiąga wartość  $h_i$  równą 1. Średnia wartość cechy równa jest <sup>6</sup>  $\mu = \frac{N-j}{N}$

Dla dużych prób dolne i górne ograniczenia indeksu redukują się odpowiednio do  $\mu - 1$  oraz  $1 - \mu$ . Wagstaff [2005] zaproponował sposób normalizacji indeksu dla zmiennej binarnej, polegający na podzieleniu indeksu koncentracji  $C$  przez wielkość  $1 - \mu$ .

Indeks koncentracji  $C$  nie jest odpowiednią miarą w sytuacji, gdy stan zdrowia jest zmienną wyrażoną na skali porządkowej, co niejednokrotnie dotyczy samooceny stanu zdrowia, intensywnie wykorzystywanej i uznanej za dobry predyktor innych aspektów stanu zdrowia [zob. rozdział 1]. Zgodnie z rekomendacjami WHO, odpowiedzi na pytania dotyczące samooceny zdrowia przedstawione są na skali pięciopunktowej: od bardzo dobre po bardzo złe. Nadanie rang poszczególnym kategoriom definiującym zdrowie wymaga założenia o równym dystansie pomiędzy poszczególnymi kategoriami. Indeks posiada niepożądane własności:

- jego ograniczenia zależą od wartości minimalnej, maksymalnej i średniej stanu zdrowia;
- wartości są różne w zależności od tego, czy rozważamy zdrowie, czy też jego brak.

Bezpośrednie zastosowanie indeksu nierówności nie jest wówczas wskazane, konieczna jest wcześniejsza transformacja zmiennej. W literaturze proponuje się zastosowanie kilku sposobów:

---

<sup>6</sup> Gdy  $h_i = 0$  dla wszystkich rozważanych jednostek, indeks  $C$  jest niezdefiniowany. Nie można go zdefiniować również wtedy, gdy wartość średnia  $\mu = 0$ , co może mieć miejsce w sytuacji przyjmowania przez zmienną określającą stan zdrowia zarówno wartości ujemnych, jak i dodatnich [O'Donell i in., 2008].

- powszechnie stosowana dychotomizacja, tzn. podział na osoby dobrze oceniające swoje zdrowie i takie, które postrzegają swój stan zdrowia źle. Wiąże się to z utratą pewnych informacji i wyborem punktu odcięcia;

- oszacowanie porządkowego modelu logitowego bądź probitowego [zob. rozdz. 2] i potraktowanie przewidywanych (teoretycznych) prawdopodobieństw ( $\mathbf{x}^T\boldsymbol{\beta}$ ) jako miary stanu zdrowia;

- dokonanie liniowej transformacji zmiennej wyrażonej na skali porządkowej na zmienną ciągłą. Dla tak utworzonej zmiennej pojawiają się jednak kłopoty interpretacyjne.

Istnieją również inne możliwe do zastosowania rozwiązania powyższego problemu, wymagają jednak posiadania dodatkowych informacji (zazwyczaj pochodzących z innych badań) dotyczących rozkładu stanu zdrowia w badanej populacji [O'Donnell i in., 2008].

Wybór jednego z powyższych rozwiązań nie pozostaje bez wpływu na uzyskane mierniki nierówności. Lauridsen, Christiansen, Hakkinen [2004] rozważyli problem wpływu wyboru sposobu przeskalowania zmiennej o charakterze porządkowym oraz wyboru metody estymacji modelu stanu zdrowia na uzyskane miary nierówności na podstawie danych dla Finlandii i Kanady. Wartości indeksów dla Finlandii wahają się o 0,007 do 0,012, natomiast w przypadku Kanady różnice w skali oceny nierówności zdrowia są nieznacznie wyższe. Wartości indeksu koncentracji  $C$  dla różnych sposobów transformacji przyjmują wartości od 0,010 do 0,024. Nie wpływa to na istotność rozważanych miar. Wszystkie mierniki dla obydwu krajów są statystycznie istotne.

W literaturze przedmiotu pojawiają się też propozycje pomiaru nierówności wolne od problemu przeskalowania zmiennej o charakterze porządkowym, ale dotyczą one wyłącznie ogólnej nierówności zdrowia. Nie są stosowane dla pomiaru społeczno-ekonomicznej nierówności w zdrowiu [zob. np. Allison i Foster, 2004].

Dla danych indywidualnych Kakwani, Wagstaff, Van Doorslaer [1997] zaproponowali następującą formułę do wyznaczenia błędu standardowego indeksu koncentracji<sup>7</sup>:

$$\text{var}(\hat{C}) = \frac{1}{N} \left[ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n a_i^2 - (1+C)^2 \right] \quad (3.15)$$

gdzie:

$$a_i = \frac{h_i}{\mu} (2r_i - 1 - C) + 2 - q_{i-1} - q_i, \quad q_i = \frac{1}{\mu N} \sum_{j=1}^i h_j \quad i q_0 = 0$$

Społeczno-ekonomiczne nierówności zdrowia często rozważane są z wykorzystaniem danych pogrupowanych. Indeks koncentracji dla  $t = 1, \dots, T$  grup może być wyznaczony za pomocą następującej formuły:

---

<sup>7</sup> Innym rozwiązaniem jest zastosowanie techniki bootstrap [Wagstaff, 2004].

$$C = (p_1 L_2 - p_2 L_1) + (p_2 L_3 - p_3 L_2) + \dots + (p_{T-1} L_T - p_T L_{T-1}) \quad (3.16)$$

gdzie  $p$  stanowi skumulowany odsetek próby uporządkowanej według pozycji społeczno-ekonomicznej w grupie  $t$ , natomiast  $L_t$  jest rzędną krzywej koncentracji.

Formułę odpowiednią do obliczenia błędu standardowego dla danych pogrupowanych zaproponowali Kakwani, Wagstaff i Van Doorslaer [1997]. Niech  $f_t$  będzie odsetkiem populacji znajdującym się w  $t$ -tej grupie. Wariancję estymatora indeksu  $C$  można przedstawić następująco:

$$\text{var}(\hat{C}) = \frac{1}{N} \left[ \sum_{t=1}^T f_t a_t^2 - (1+C)^2 \right] + \frac{1}{N\mu^2} \sum_{t=1}^T f_t \sigma_t^2 (2R_t - 1 - C)^2 \quad (3.17)$$

gdzie:

$$R_t = \sum_{k=1}^{t-1} f_k + \frac{1}{2} f_t,$$

$N$  jest wielkością próby,  $\sigma_t^2$  wariancją zmiennej charakteryzującej stan zdrowia w  $t$ -tej grupie,  $\mu$  jej wartością średnią,

$$a_t = \frac{\mu_t}{\mu} (2R_t - 1 - C) + 2 - q_{t-1} - q_t, \quad q_t = \frac{1}{\mu} \sum_{k=1}^t \mu_k f_k, \quad p_t = \sum_{k=1}^t f_k R_k$$

Z indeksem koncentracji bezpośrednio związany jest Health Achievement Index (*HAI*) odzwierciedlający zarówno średni poziom zdrowia, jak i nierówności w zdrowiu. Jak wykazał Wagstaff [2002], indeks ten jest równy:

$$HAI = \mu(1 - C) \quad (3.18)$$

Jeśli stan zdrowia  $h$  jest zmienną o charakterze negatywnym, wyższe wartości indeksu *HAI* wiążą się z mniej korzystną sytuacją zdrowotną.

### 3.4. Nierówność nie do uniknięcia i nierówność, której można uniknąć. Standaryzacja demograficzna indeksu koncentracji

Częstym celem badań jest pomiar społeczno-ekonomicznej nierówności zdrowia po uwzględnieniu efektu wpływu zmiennych demograficznych. Prowadzi to do standaryzowanego wiekiem i płcią rozkładu stanu zdrowia. W procesie standaryzacji możliwe jest wykorzystanie metody pośredniej i bezpośredniej. Standaryzacja pośrednia, uważana za bardziej naturalną metodę, wymaga oszacowania funkcji regresji:

$$h_i = \alpha + \sum_j \beta_j x_{ij} + \sum_k \gamma_k z_{ki} + \varepsilon_i \quad (3.19)$$

gdzie  $h_i$  oznacza stan zdrowia,  $i$  określa badaną jednostkę,  $\alpha, \beta, \gamma$  stanowią parametry modelu. W wektorze  $\mathbf{x}$  znajdują się zmienne będące podstawą standaryzacji (wiek, płeć), zmienne w wektorze  $\mathbf{z}$  to zmienne kontrolne. Oceny parametrów strukturalnych modelu  $(\hat{\alpha}, \hat{\beta}_j, \hat{\gamma}_k)$ , wartości zmiennych zawartych w wektorze  $\mathbf{x}(x_{ij})$  oraz wartości średnie zmiennych kontrolnych  $(\bar{z}_k)$  stanowią podstawę wyznaczenia wartości zmiennej objaśnianej  $h_i$  przewidywanych na podstawie rozkładu czynników demograficznych –  $\hat{h}_i^x$

$$\hat{h}_i^x = \hat{\alpha} + \sum_j \hat{\beta}_j x_{ji} + \sum_k \hat{\gamma}_k \bar{z}_k \quad (3.20)$$

Standaryzowany metodą pośrednią stan zdrowia  $\hat{h}_i^{IS}$  jest różnicą pomiędzy wartością rzeczywistą i wartością oczekiwaną na podstawie wieku i płci powiększoną o wartość średnią badanej zmiennej:

$$\hat{h}_i^{IS} = h_i - \hat{h}_i^x + \mu \quad (3.21)$$

Standaryzacja bezpośrednia wiąże się z koniecznością oszacowania dla każdej grupy społeczno-ekonomicznej  $g$  równania:

$$h_i = \alpha_g + \sum_j \beta_{jg} x_{ji} + \sum_k \gamma_{kg} z_{ki} + \varepsilon_i \quad (3.22)$$

Oceny specyficznych dla grupy parametrów strukturalnych modelu  $(\hat{\alpha}_g, \hat{\beta}_{jg}, \hat{\gamma}_{kg})$ , wartości średnie zmiennych standaryzujących  $(\bar{x}_j)$  oraz odpowiednie dla grupy wartości średnie zmiennych kontrolnych  $(\bar{z}_{kg})$  stanowią podstawę wyznaczenia wartości standaryzowanej zmiennej objaśnianej  $h_i$ . Wartości standaryzowane metodą bezpośrednią  $\hat{h}_i^{DS}$  wyrażone są następująco:

$$\hat{h}_i^{DS} = \hat{h}_g^{DS} = \hat{\alpha}_g + \sum_j \hat{\beta}_{jg} \bar{x}_j + \sum_k \hat{\gamma}_{kg} \bar{z}_{kg} \quad (3.23)$$

O rozmiarze różnic pomiędzy wynikami jednej i drugiej metody decydują głównie różnice oszacowań współczynników przy zmiennych zawartych w wektorze  $\mathbf{x}$  w poszczególnych grupach dla metody bezpośredniej (w metodzie pośredniej przyjmowana jest homogeniczność współczynników).

W celu oszacowania standaryzowanego indeksu koncentracji  $C^*$  możliwe do zastosowania są dwa podejścia. Można dokonać standaryzacji zmiennej oznaczającej stan zdrowia za pomocą omówionych wcześniej metod i wyznaczyć indeks koncentracji dla standaryzowanej zmiennej. Innym podejściem jest oszacowanie indeksu koncentracji z następującej formuły:

$$2\sigma_r^2 \left( \frac{h_i}{\mu} \right) = \alpha_2 + \beta_2 r_i + \sum_j \delta_j x_{ji} + v_i \quad (3.24)$$

gdzie:  $x_j$  to zmienne oznaczające wiek, płeć. Oszacowanie  $\hat{\beta}_2$  jest oszacowaniem standaryzowanego (metodą pośrednią) indeksu koncentracji. Wymaga to uwzględnienia zmiennych stanowiących podstawę standaryzacji w omówionej wcześniej funkcji regresji danej równaniem (3.19).

Znajomość standaryzowanego indeksu koncentracji pozwala na zdekomponowanie indeksu nierówności na nierówność możliwą do uniknięcia (*potentially avoidable*) –  $I^*$  oraz nierówność nie do uniknięcia (*unavoidable health inequality*). Ta ostatnia to nierówność nierozdzielnie związana z wiekiem i płcią. Możliwa do uniknięcia nierówność dana jest wzorem:

$$I^* = C - C^* \quad (3.25)$$

Jeśli stan zdrowia wyjaśniany jest tylko za pomocą wieku i płci, oba indeksy są sobie równe. Uwzględnienie w równaniu stanu zdrowia tylko wieku i płci niesie z sobą ryzyko powstania błędu związanego z pominiętymi zmiennymi. Z tego względu zalecane jest używanie rozszerzonej wersji modelu stanu zdrowia.

### 3.5. Dekompozycja indeksu koncentracji

Uzupełnienie standardowej analizy nierówności, poza jej pomiarem, stanowi wyjaśnienie istniejących nierówności. Indeks koncentracji dostarcza wprawdzie informacji o skali nierówności, ale zainteresowania badaczy kierują się ku rankingowi ważności różnych czynników determinujących nierówności w zdrowiu. Popularność indeksu koncentracji  $C$  do pewnego stopnia wynika z możliwości zdekomponowania na czynniki przyczyniające się do powstawania nierówności. Dekompozycja nierówności zmusza do sięgnięcia po modele ekonometryczne.

Wagstaff, Van Doorslaer i Watanabe [2003] zaproponowali metodę dekompozycji indeksu  $C$  dla liniowego modelu stanu zdrowia.

Dla pewnego uproszczenia można przyjąć, że określenie „zdrowie” odnosi się do jakiegokolwiek zmiennej związanej ze sferą zdrowia (stan zdrowia, wykorzystanie świadczeń medycznych, płatności). Natomiast zmienna o charakterze ciągłym zwana „dochodem” oznaczać będzie zmienną reprezentującą status społeczno-ekonomiczny.

Założmy, że każda jednostka (osoba) jest scharakteryzowana poprzez poziom stanu zdrowia  $h_i \geq 0$ , jej poziom dochodów  $y_i \geq 0$  oraz wektor innych charakterystyk  $\mathbf{x}_i$ .

Jeśli dysponujemy liniową funkcją regresji zmiennej  $h_i$ :

$$h_i = \alpha + \sum_k \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i \quad (3.26)$$

indeks koncentracji  $C$  dla rozważnej zmiennej można zapisać jako:

$$C = \sum_k (\beta_k \bar{x}_k / \mu) C_k + (\bar{\varepsilon} / \mu) C_\varepsilon \quad (3.27)$$

gdzie  $\mu$  jest średnią zmiennej  $h$ ,  $\bar{x}_k$  średnią wartością zmiennej  $x_k$ , natomiast  $C_k$  jest indeksem koncentracji dla zmiennej  $x_k$  (zdefiniowanym analogicznie do indeksu  $C$ ),  $C_\varepsilon$  jest indeksem koncentracji dla składnika losowego  $\varepsilon$ . Indeks koncentracji  $C$  jest równy ważonej sumie indeksów koncentracji dla  $k$  regresorów, w której wagę dla zmiennej  $x_k$  stanowi elastyczność zmiennej  $h$  względem tej zmiennej:

$$\eta_k = \beta_k \frac{\bar{x}_k}{\mu} \quad (3.28)$$

Czynnik resztowy odzwierciedla związaną z dochodami nierówność zdrowia, która nie została wyjaśniona wariacją zmiennych objaśniających.

Dekompozycja pokazuje, w jaki sposób każdy z  $k$ -czynników determinujących zdrowie przyczynia się do związanej z dochodami nierówności zdrowia. Możliwości owego wpływu są dwojakie:

- wpływ na zdrowie mierzony za pomocą elastyczności  $\eta_k$ ,
- wpływ poprzez nierównomierny rozkład danego czynnika względem dochodu ( $C_k$ ). Własność ta czyni indeks nierówności cennym narzędziem w poznawaniu mechanizmów generujących nierówności w zdrowiu.

Dodatni (ujemny)  $x\%$  wkład zmiennej  $x$  oznacza, że związana z dochodem nierówność zdrowia mogłaby, *ceteris paribus*, być o  $x\%$  niższa (wyższa), gdyby rozkład zmiennej  $x$  względem dochodów był równomierny bądź gdyby elastyczność stanu zdrowia względem tej zmiennej była równa 0 [Van Doorslaer, Koolman, 2004].

### 3.5.1. Dekompozycja zmian w indeksie koncentracji

Dysponując danymi statystycznymi dla różnych okresów można podjąć próbę wyjaśnienia zmian nierówności w czasie. Jednym z rozwiązań jest zastosowanie następującego schematu dekompozycji [Wagstaff, Van Doorslaer, Watanabe, 2003]<sup>8</sup>:

$$\Delta C = \sum_k \eta_{kt} (C_{kt} - C_{k,t-1}) + \sum_k C_{k,t-1} (\eta_{kt} - \eta_{k,t-1}) + \Delta(\bar{\varepsilon} / \mu) C_{\varepsilon t} \quad (3.29)$$

<sup>8</sup> W literaturze przedmiotu ten rodzaj dekompozycji nazywany jest dekompozycją typu Oaxaki (*Oaxaca type decomposition*).

W powyższym zapisie  $t$  wskazuje rozważany okres,  $\Delta$  jest operatorem pierwszych różnic. Zastosowanie formuły (3.29) umożliwi dekompozycję zmian indeksu nierówności w zdrowiu na zmiany nierówności w poszczególnych czynnikach determinujących zdrowie i zmiany w elastyczności zdrowia względem wybranych czynników.

Możliwa jest również dekompozycja różnic w nierównościach pomiędzy regionami (krajami, województwami). Jeśli oznaczymy przez  $\eta_{ki}$  elastyczność  $h$  względem zmiennej  $x_{ki}$  dla  $i$ -tego regionu oraz przez  $C_{ki}$  indeks nierównomiernego rozkładu czynnika  $k$  względem dochodu w  $i$ -tym regionie, wówczas można zastosować powyższy schemat dekompozycji, wybierając region będący kategorią referencyjną:

$$\Delta C = C_i - C_j = \sum_k \eta_{ki} (C_{ki} - C_{kj}) + \sum_k C_{ki} (\eta_{ki} - \eta_{kj}) \quad (3.30)$$

Udział zmiennej  $x_k$  w  $\Delta C - \Delta C_k$  równy jest sumie dwóch czynników:

$$\Delta C_k = \eta_{ki} (C_{ki} - C_{kj}) + C_{kj} (\eta_{ki} - \eta_{kj}) \quad (3.31)$$

Wynik dekompozycji zależy od wyboru regionu stanowiącego kategorię referencyjną.

### 3.5.2. Dekompozycja indeksu koncentracji dla nieliniowych modeli stanu zdrowia

Dekompozycja indeksu koncentracji zgodna z formułą (3.27) bazuje na liniowym modelu stanu zdrowia. Dla modeli nieliniowych taka dekompozycja jest możliwa tylko wówczas, gdy istnieje liniowa aproksymacja formy nieliniowej. Jedną z najbardziej popularnych możliwości jest zastąpienie oszacowań parametrów strukturalnych modelu efektami krańcowymi [Van Doorslaer, Koolman, Jones, 2004]. Liniowa aproksymacja równania stanu zdrowia przyjmuje wówczas postać:

$$h_i = \alpha^m + \sum_k \beta_k^m x_{ik} + u_i \quad (3.32)$$

gdzie  $\beta_k^m$  są efektami krańcowymi  $dy/dx_k$ ,  $u_i$  jest składnikiem losowym zawierającym również błędy związane z aproksymacją.

Indeks koncentracji dla zmiennej  $h_i$  wyrażony jest wówczas następująco:

$$C = \sum_k (\beta_k^m \bar{x}_k / \mu) C_k + (\bar{u} / \mu) C_u \quad (3.33)$$



### 3.6. Indeksy koncentracji dla danych panelowych

Ze względu na częste wykorzystanie w praktyce danych o charakterze panelu w literaturze przedmiotu wypracowane zostały indeksy koncentracji dla tego typu danych [Jones, Lopez, 2004]. Załóżmy, że mamy do dyspozycji dane, pozwalające na obserwację  $N$  osób w  $T$  okresach. Poniższe symbole oznaczają odpowiednio:

$h_{it}$  – stan zdrowia  $i$ -tej osoby ( $i = 1, \dots, N$ ) w czasie  $t$  ( $t = 1, \dots, T$ ),

$h_i^T = (1/T) \sum h_{it}$  – przeciętny stan zdrowia  $i$ -tej osoby w  $T$  okresach,

$r_i^t$  – ranga  $i$ -tej osoby w rozkładzie dochodów w okresie  $t$ ,

$r_i^T$  – ranga  $i$ -tej osoby w rozkładzie przeciętnych dochodów po  $T$  okresach.

Zdefiniujmy następujące średnie:

$$\bar{h}^t = \frac{\sum_i h_{it}}{N} \quad (3.34)$$

$$\bar{\bar{h}}^T = \frac{\sum_t \sum_i h_{it}}{NT} = \frac{\sum_t \bar{h}^t}{T} \quad (3.35)$$

Indeks koncentracji dla rozkładu średniego stanu zdrowia w  $T$  okresach można zapisać jako:

$$C^T = \sum_t w_t C^t = \frac{2}{NT \bar{\bar{h}}^T} \sum_i \sum_t (h_{it} - \bar{h}^t)(r_i^t - r_i^T) \quad (3.36)$$

gdzie:

$$w_t = \frac{\bar{h}^t}{T \bar{\bar{h}}^T}, \quad C^t \text{ jest indeksem koncentracji dla okresu } t.$$

### 3.7. Z badań światowych nad nierównościami w zdrowiu

Badania nad nierównościami w zdrowiu prowadzone są w różnych przekrojach, dotyczą różnych aspektów nierówności i różnych mierników stanu zdrowia. Zazwyczaj przedmiot analiz stanowią nierówności wewnątrz krajów – pomiędzy regionami bądź grupami społeczno-ekonomicznymi, rzadziej są to nierówności pomiędzy krajami. Rezultaty przeprowadzonych dotychczas badań nad nierównościami zdrowia w wielu krajach o różnych systemach ochrony zdrowia dowodzą, że nierówności występują w większości z nich, naturalnie z różnym natężeniem [zob. np. Van Doorslaer, Wagstaff, Bleichrodt, 1997; Cavelaars, Kunst,

Geurt, 1998; Asada, 2005; Jones, Wildman, 2005; Zhang, Wang, 2007; Tubeuf i in., 2008; Peltzman, 2009; Ziebarth, 2009].

Do pomiaru nierówności przestrzennych stosowany jest współczynnik Giniego, natomiast pomiar nierówności społeczno-ekonomicznych zazwyczaj odbywa się z wykorzystaniem indeksu koncentracji *C*.

Ciekawe rozważania dotyczące przestrzennych nierówności współczynników umieralności pomiędzy stanami i okręgami USA przedstawił Peltzman [2009]. Wartości współczynnika Giniego dla wybranych lat zawiera tab. 3.1.

Tabela 3.1. Współczynnik Giniego dla przestrzennej nierówności umieralności w Stanach Zjednoczonych w wybranych latach

	Lata					
	1972		1982		2002	
	decyl najniższy	decyl najwyższy	decyl najniższy	decyl najwyższy	decyl najniższy	decyl najwyższy
Współczynnik Giniego	0,164	0,117	0,138	0,107	0,091	0,070

Uwagi: decyl najniższy został zdefiniowany jako 10% populacji zamieszkałej w okręgach o najniższej oczekiwanej długości życia w danym roku, i analogicznie decyl najwyższy to 10% populacji zamieszkującej rejon, w których oczekiwana długość życia jest najdłuższa.

Źródło: Peltzman, 2009.

Pomiędzy rokiem 2002 i 1972 nierówność rozważanego miernika stanu zdrowia nieznacznie zmniejszyła się i jest niższa w rejonach o lepszym stanie zdrowia mierzonym oczekiwaną długością życia.

Truman i in. [2011] zastosowali indeks Giniego dla międzystanowej nierówności współczynników umieralności przedwczesnej w USA w latach 1997–2007 (tab. 3.2).

Tabela 3.2. Przestrzenna nierówność umieralności przedwczesnej w USA

	Lata									
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Współczynnik Giniego	0,078	0,082	0,085	0,082	0,086	0,087	0,093	0,094	0,096	0,096

Źródło: Truman i in., 2011.

Nierówność między stanami nie jest wysoka, wykazuje jednak tendencję rosnącą.

Zbliżone wartości współczynnika Giniego (w przedziale 0,07–0,08) otrzymali Gobillon, Milcent [2008] dla przestrzennej nierówności umieralności na atak serca pomiędzy regionami Francji.

Ocenę nierówności stanu zdrowia mierzonego indeksem HALex (*Health and Activity Limitation Index*) dla społeczeństwa amerykańskiego przeprowadziła Asada (2005, 2007). Wartości indeksu Giniego obliczonego na podstawie danych indywidualnych zawiera tab. 3.3.

Tabela 3.3. Indeks Giniego dla miary HALex według płci i wieku

Wiek w latach	Rok	Płeć		
		ogółem	mężczyźni	kobiety
Ogółem	1990	0,092	0,087	0,097
	1995	0,097	0,092	0,101
0–14	1990	0,048	0,049	0,046
	1995	0,049	0,052	0,046
15–24	1990	0,056	0,053	0,059
	1995	0,060	0,056	0,063
25–44	1990	0,072	0,069	0,075
	1995	0,079	0,076	0,082
45–64	1990	0,127	0,126	0,127
	1995	0,132	0,130	0,134
65+	1990	0,183	0,172	0,190
	1995	0,183	0,174	0,189

Źródło: Asada, 2007.

Współczynnik Giniego w roku 1995 przyjął nieznacznie wyższą wartość niż w roku 1990. Dla kobiet we wszystkich grupach wiekowych jest wyższy niż dla mężczyzn w analogicznym wieku. Nasilenie nierówności mierzonej współczynnikiem Giniego następuje u osób powyżej 45. roku życia, zarówno mężczyzn, jak i kobiet.

Indeks Giniego do pomiaru nierówności w zdrowiu zastosowany został również w szeregu innych badań [zob. np. Shkolnikov, Andreev, Begun, 2003; Norheim, 2010].

Jednym z najczęściej analizowanych w ostatnich latach aspektów nierówności w zdrowiu stanowi jej wymiar społeczno-ekonomiczny. Badania o takim charakterze cieszą się popularnością w wielu krajach, szczególnie w krajach Unii Europejskiej (choć nie tylko). Nieodłączną bowiem częścią strategii spójności społecznej nakreślonej przez Unię Europejską stanowi wyrównanie różnic w zdrowiu pomiędzy państwami członkowskimi. Rodzi to konieczność prowadzenia w tym obszarze systematycznych badań dla różnych aspektów stanu zdrowia. Wśród re-

komendowanych wskaźników, monitorujących postępy w tym zakresie, znajduje się subiektywna ocena zdrowia (samoocena). Kompleksowe badania społeczno-ekonomicznych nierówności w samoocenie stanu zdrowia dla 13 krajów Unii Europejskiej przeprowadzone zostało w 2004 r. przez Van Doorslaera i Koolmana. Badaniem objęto Niemcy, Danię, Holandię, Belgię, Luksemburg, Francję, Wielką Brytanię, Irlandię, Włochy, Grecję, Hiszpanię, Portugalię i Austrię. W większości krajów subiektywny osąd zdrowia bazuje na odpowiedzi na pytanie: Jaki jest ogólnie stan Pani/Pana zdrowia? W niektórych krajach (np. Francji) pytanie dotyczy zadowolenia ze stanu zdrowia. Do określenia stopnia nierówności w samoocenie stanu zdrowia posłużył indeks nierówności  $C$ . Przeprowadzenie standaryzacji wiekiem i płcią pozwoliło na ocenę stopnia nierówności możliwej do uniknięcia ( $I^*$ ). Wybrane wyniki badań przedstawia tab. 3.4.

Tabela 3.4. Indeksy związanych z dochodami nierówności w zdrowiu dla wybranych krajów europejskich

Kraj	Indeks $C$	Indeks $I^* = C - C^*$	Kraj	Indeks $C$	Indeks $I^* = C - C^*$
Niemcy	0,00434	0,00461	Irlandia	0,00769	0,00600
Dania	0,00938	0,01062	Włochy	0,00626	0,00617
Holandia	0,00337	0,00372	Grecja	0,01190	0,00805
Belgia	0,00710	0,00579	Hiszpania	0,00663	0,00558
Luxemburg	0,01036	0,00955	Portugalia	0,02180	0,01686
Francja	0,00745	0,00788	Austria	0,00730	0,00580
Wielka Brytania	0,01286	0,01332			

Uwaga: wszystkie wymienione indeksy są statystycznie istotne.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Van Doorslaer, Koolman, 2004.

Istotnie statystycznie związane z dochodem nierówności w samoocenie stanu zdrowia na korzyść osób o wysokich dochodach istnieją we wszystkich badanych krajach. Szczególnie wysokie stwierdzono w Portugalii, Wielkiej Brytanii i Danii. Natomiast niższe niż w pozostałych krajach nierówności zdrowia występują w Holandii i Niemczech.

W tab. 3.4 przedstawiony został również indeks koncentracji  $I^* = C - C^*$ , oznaczający nierówność nie wynikającą z czynników demograficznych. W przypadku wszystkich rozważanych krajów wartość indeksu  $I^*$  jest statystycznie istotna. Wartość najwyższą osiąga dla Portugalii, najniższą dla Holandii.

Dekompozycja indeksu nierówności (tab. 3.5) wskazuje na istotny udział dochodów w generowaniu nierówności zdrowia: w zależności od kraju od 25 do

40% nierówności zdrowia to nierówność powiązana z dochodami. Dochodowa elastyczność zdrowia jest niższa w krajach o wysokich dochodach (wyjątek stanowi Luksemburg). Wskazuje to na zmniejszanie się zależności stanu zdrowia od dochodów wraz ze wzrostem poziomu rozwoju ekonomicznego.

Szczególnie złą pozycją ekonomiczną niepracującej populacji badanych krajów europejskich – emerytów i osób niepełnosprawnych – przyczynia się do istnienia nierówności. Bycie bezrobotnym, emerytem bądź w inny sposób nieaktywnym ekonomicznie (również z powodu niepełnosprawności) wiąże się ze statystycznie istotnym gorszym stanem zdrowia.

We wszystkich krajach starsze kobiety są skoncentrowane w niższych grupach dochodowych. Natomiast starsi mężczyźni w niższych grupach dochodowych znajdują się tylko w Danii, Wielkiej Brytanii, Irlandii, Grecji i Portugalii. Emeryci, *ceteri paribus*, deklarują gorszy stan zdrowia niż inne osoby w tym samym wieku, co sugeruje złą pozycję zdrowotną osób wcześniej przechodzących na emerytury.

Z przeprowadzonych badań wynika, że dochód nie jest jedynym źródłem nierówności zdrowia. Poziom edukacji, status na rynku pracy i region zamieszkania są jednymi z głównych, poza dochodem, nośnikami nierówności. Osoby lepiej wykształcone cieszą się lepszym stanem zdrowia. Nierówności w poziomie wykształcenia w istotny sposób przekładają się na nierówności w zdrowiu.

Tabela 3.5. Udział najważniejszych nośników w nierównościach stanu zdrowia w wybranych krajach europejskich (w %)

Kraj	Dochody	Poziom edukacji – wykształcenie wyższe	Kraj	Dochody	Poziom edukacji – wykształcenie wyższe
Niemcy	36,7	15,6	Irlandia	25,1	6,3
Dania	0,9	18,1	Włochy	48,9	9,6
Holandia	31,6	22,1	Grecja	39,1	7,4
Belgia	33,9	10,9	Hiszpania	42,1	12,1
Luxemburg	45,8	14,7	Portugalia	35,4	7,0
Francja	36,1	21,1	Austria	41,9	6,5
Wielka Brytania	25,8	14,2			

Źródło: jak do tab. 3.4.

Dla zdecydowanej większości krajów potwierdza się hipoteza o gorszym stanie zdrowia generowanym przez niski status społeczny. Zagadnienie wpływu wyznacznika statusu społeczno-ekonomicznego na uzyskane miary nierówności w zdrowiu dla populacji osób powyżej 50. roku życia w 11 krajach europejskich

i Stanach Zjednoczonych rozważał Jürges [2008]. Nierówność ogólna oceniona została za pomocą współczynnika Giniego, natomiast indeksy koncentracji obliczone zostały dla różnych aspektów pozycji społeczno-ekonomicznej: edukacji, bieżącego poziomu dochodów oraz poziomu zamożności. Wartości wybranych standaryzowanych indeksów koncentracji zawiera tab. 3.6.

Tabela 3.6. Indeksy koncentracji stanu zdrowia dla wybranych aspektów statusu społeczno-ekonomicznego

Kraj	Indeks nierówności związanej z dochodami	Indeks nierówności związanej z edukacją	Kraj	Indeks nierówności związanej z dochodami	Indeks nierówności związanej z edukacją
Szwajcaria	-0,0040	0,0105	Francja	0,0181	0,0218
Szwecja	0,0133	0,0130	Grecja	0,0071	0,0118
Holandia	0,0117	0,0131	Włochy	0,0060	0,0212
Dania	0,0124	0,0149	Stany Zjednoczone	0,0347	0,0237
Niemcy	0,0142	0,0118	Hiszpania	0,0075	0,0184
Austria	0,0034	0,0124	Anglia	0,0121	0,0197

Źródło: Jürges, 2008.

Prawie we wszystkich przypadkach standaryzowane wiekiem i płcią indeksy nierówności są dodatnie i statystycznie istotne (wyjątek stanowi Austria i Szwajcaria). We wszystkich zbadanych krajach, niezależnie od wyboru miary pozycji społeczno-ekonomicznej, występują nierówności w zdrowiu na korzyść osób o wyższym statusie. W Stanach Zjednoczonych, Anglii, Francji są one zdecydowanie wyższe dla wszystkich rozważanych zmiennych stratyfikujących, podczas gdy w Szwajcarii czy Austrii są one stosunkowo niskie. W wielu przypadkach wybór miary statusu społeczno-ekonomicznego istotnie wpływa na uzyskane wyniki.

### 3.8. Nierówności w wykorzystaniu świadczeń zdrowotnych i ich pomiar

Za jeden z czynników determinujących stan zdrowia uważa się dostęp do świadczeń zdrowotnych. Problem nierównego dostępu zazwyczaj poruszany jest obok zagadnienia nierówności stanu zdrowia. Rola tego czynnika wynika z możliwości kształtowania go za pomocą instrumentów polityki zdrowotnej. Pomimo istniejącego od lat w wielu krajach powszechnego dostępu do świadczeń nierówności w tym zakresie w dalszym ciągu istnieją.

W badaniach mikroekonometrycznych dostępność świadczeń aproksymowana jest najczęściej ich wykorzystaniem (hospitalizacja, wizyty u lekarzy, badania diagnostyczne, wizyty domowe, opieka długoterminowa).

Stwierdzenie niższej konsumpcji medycznej przez osoby o niższych dochodach i mieszkańców niektórych rejonów może wskazywać na trudności w dostępie do świadczeń zdrowotnych i tym samym trudności w możliwościach zaspokojenia potrzeb zdrowotnych.

Metoda pomiaru nierówności w wykorzystaniu świadczeń jest analogiczna do metody pomiaru nierówności stanu zdrowia. W tym celu wykorzystywany jest indeks koncentracji  $C_M$ :

$$C_M = \frac{2}{\bar{y}} \text{cov}(y_i, r_i) \quad (3.37)$$

gdzie  $y_i$  oraz  $r_i$  oznaczają odpowiednio wykorzystanie świadczeń zdrowotnych przez  $i$ -tą jednostkę oraz jej rangę w (postaci ułamka) w rozkładzie dochodów (dla jednostki o najniższym statusie  $r_i = 1/N$ , dla jednostki o najwyższym statusie  $r_i = N/N$ ),  $\bar{y}$  jest średnim wykorzystaniem świadczeń wśród zbadanych respondentów w rozważanym okresie. Stwierdzoną nierówność należy rozumieć jako nierówność w wykorzystaniu świadczeń medycznych spowodowaną charakterystykami społeczno-ekonomicznymi (zazwyczaj dochodem).

Indeks  $C_M$  mierzy stopień nierówności wykorzystaniu świadczeń zdrowotnych bez uwzględnienia potrzeb zdrowotnych. Nierówności w wykorzystaniu świadczeń istniejące już po uwzględnieniu różnic w potrzebach zdrowotnych (standaryzacja potrzebami) określane są mianem nierówności poziomej na rzecz osób o wysokich bądź niskich dochodach. Równość pozioma oznacza sytuację, w której osoby o takich samych potrzebach konsumują taką samą ilość świadczeń zdrowotnych. Szereg czynników może decydować o konsumpcji medycznej. Rozważania dotyczące nierówności wymagają odróżnienia czynników związanych z potrzebami zdrowotnymi od czynników pozostałych.

Pomiar nierówności poziomej wymaga wcześniejszej standaryzacji ze względu na potrzeby zdrowotne. Mimo, iż zarówno bezpośrednia, jak i pośrednia metoda standaryzacji może być stosowana, w przypadku korzystania z danych indywidualnych, raczej nie poleca się metody bezpośredniej. Rozważania ograniczone są zatem do metody pośredniej, w wyniku której otrzymujemy różnice pomiędzy rzeczywistym rozkładem wykorzystania świadczeń a rozkładem oczekiwanym przy danym rozkładzie potrzeb (*need expected distribution of health care*). Podstawę standaryzacji stanowi równanie:

$$\hat{y}_i^x = \hat{\alpha} + \sum_j \hat{\beta}_j x_{ji} + \sum_k \hat{\gamma}_k \bar{z}_k \quad (3.38)$$

Oznaczenia analogiczne jak w równaniu (3.19)

O ile w przypadku standaryzacji demograficznej zmienne stanowiące podstawę standaryzacji ( $x_{ji}$ ) są oczywiste, standaryzacja ze względu na potrzeby tak oczywista nie jest. Potrzeba bowiem jest pojęciem abstrakcyjnym i można ją interpretować w różny sposób [Suchecka, 1998]. W praktyce badawczej jako podstawa standaryzacji stosowane są zmienne demograficzne połączone ze zmiennymi określającymi stan zdrowia i zachorowalność (samoocena stanu zdrowia, występowanie chorób przewlekłych, ograniczenia w wykonywaniu codziennych czynności) w charakterze wyznaczników potrzeb.

Wśród zmiennych kontrolnych zawartych w wektorze  $z$  powinny znaleźć się czynniki, wpływające na wykorzystanie świadczeń zdrowotnych, lecz nie związane z potrzebami. Czynniki te nie podlegają standaryzacji, ale mogą wpłynąć na wartość pozostałych współczynników regresji [Gravelle, 2001; Schokkaert, van Voorde, 2004]. Proponuje się tutaj wykorzystanie poziomu edukacji, stanu cywilnego, aktywności zawodowej, innych charakterystyk społeczno-ekonomicznych, zmiennych sztucznych oznaczających region (wiejski bądź miejski), posiadanie ubezpieczenia zdrowotnego. Jak zauważają Van Doorslaer, Koolman, Jones [2004], różne miary potrzeb mogą prowadzić do różnych wniosków dotyczących występowania nierówności i jej rozmiaru.

Oceny skali nierówności poziomej można dokonać poprzez oszacowanie indeksu koncentracji dla wykorzystania świadczeń medycznych standaryzowanego potrzebami –  $HI_{wv}$  [Wagstaff, Van Doorslaer, 2000].

Indeks nierówności poziomej definiowany jest następująco:

$$HI_{wv} = C_M - C_N \quad (3.39)$$

gdzie  $C_M$  i  $C_N$  są indeksami koncentracji dla rzeczywistej konsumpcji medycznej oraz konsumpcji medycznej wynikającej z potrzeb zdrowotnych. Wartość indeksu  $C_N$  obliczana jest dla wartości teoretycznych  $\hat{y}_i$ , oznaczających wielkość świadczeń zdrowotnych, które jednostka powinna otrzymać, jeśli przez system ochrony zdrowia traktowana byłaby jak wszystkie inne jednostki o takich samych potrzebach (przeciętnie rzecz ujmując).

Dodatnie wartości indeksu koncentracji  $HI_{wv}$  wskazują na bardziej korzystną sytuację osób zamożnych w danym systemie ochrony zdrowia, natomiast wartości ujemne wiążą się z wyższą konsumpcją świadczeń zdrowotnych wśród osób gorzej sytuowanych. Wartość równa 0 to brak jakichkolwiek nierówności, co oznacza, że konsumpcja medyczna rozkłada się równomiernie wśród osób o różnych dochodach. W zastosowaniach praktycznych konsumpcja świadczeń najczęściej rozpatrywana bywa jako:

- prawdopodobieństwo skorzystania ze świadczeń zdrowotnych (prawdopodobieństwo wizyt),
- liczba wizyt (pod warunkiem, że miała miejsce choć jedna),
- wydatki ponoszone na świadczenia medyczne.



Pomiar nierówności poziomej wiąże się z koniecznością oszacowania modelu uzależniającego konsumpcję świadczeń zdrowotnych od szeregu czynników powiązanych i nie powiązanych z potrzebami. Dane dotyczące wykorzystania świadczeń zdrowotnych rzadko są zmiennymi ciągłymi i w pełni obserwowalnymi. Często są to wielkości o charakterze binarnym, mają charakter zmiennych ograniczonych (wydatki na ochronę zdrowia), zmiennych licznikowych (liczba wizyt). W analizie tego typu zmiennych niezbędne stają się modele nieliniowe (bądź metody estymacji nieliniowej).

W przypadku analiz prawdopodobieństwa skorzystania ze świadczeń medycznych (usług lekarskich) zastosowanie znajdują modele logitowe bądź probitowe. Dla liczby wizyt stosowane są:

- model Poissona:

$$P(Y_i = y_i | \mathbf{x}_i) = \frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^{y_i}}{y_i!}, \quad y_i = 0, 1, 2, \dots \quad (3.40)$$

gdzie:

$$\lambda_i = E(y_i | \mathbf{x}_i) = \exp(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}),$$

- bądź model ujemny dwumianowy<sup>9</sup>.

Zastosowanie znajdują również modele dwuczęściowe stanowiące odpowiednie połączenie modeli prawdopodobieństw z modelami wydatków i modelami wizyt. W modelach dwuczęściowych niekoniecznie te same czynniki muszą decydować o tym, czy szukać pomocy medycznej i jak wielka ma być konsumpcja medyczna [zob. Jones, 2002].

Ten rodzaj modelu jest szczególnie popularny w modelowaniu wydatków na świadczenia medyczne. Forma łączy model probitowy bądź logitowy dla modelowania prawdopodobieństwa poniesienia wydatków na świadczenia zdrowotne i metodę MNK zastosowaną tylko dla tych jednostek, które wydatek ponoszą:

$$y_i = P(y_i > 0 | \mathbf{x}_{1i}) E(y_i | y_i > 0, \mathbf{x}_{2i}) \quad (3.41)$$

Ważnym problemem związanym z pomiarem nierówności poziomej i zastosowaniem metod dekompozycji jest nieliniowa zależność pomiędzy zmienną charakteryzującą konsumpcję medyczną i zmiennymi objaśniającymi. Modelowanie wykorzystania świadczeń zdrowotnych zazwyczaj wiąże się z koniecznością uwzględnienia w modelu nieliniowości, właściwej dla modeli prawdopodobieństw i zmiennych licznikowych.

Jeśli zmienna charakteryzująca wykorzystanie świadczeń jest liniową funkcją jej uwarunkowań:

<sup>9</sup> Modele ujemne dwumianowe (NegBin I i NegBin II) dobrze opisane zostały w pracach: Long, Freese, 2006 i Gruszyński (red.), 2010.

$$y_i = \alpha + \sum_k \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i, \quad (3.42)$$

gdzie:  $\mathbf{x}$  – zbiór zmiennych związanych z konsumpcją medyczną,  $\varepsilon$  – składnik losowy, indeks koncentracji może zostać zdekomponowany ze względu na udział poszczególnych czynników zgodnie z formułą (3.27). W przypadku modeli nieliniowych dekompozycji indeksu koncentracji można dokonać posługując się formułą (3.33).

Jak dowodzą Van Doorslaer, Koolman [2004], Van Doorslaer, Koolman, Jones [2004], liniowa aproksymacja modeli nieliniowych wykorzystywana w procedurze dekompozycji lepiej sprawdza się w przypadku modeli prawdopodobieństw niż w przypadku modeli warunkowej liczby wizyt.

### 3.9. Z badań nad społeczno-ekonomicznymi nierównościami w dostępie do świadczeń zdrowotnych

Podobnie jak badania nad nierównościami stanu zdrowia, badania nad nierównościami w wykorzystaniu świadczeń zdrowotnych prowadzone są w wielu krajach na świecie. Pojawiają się również nowe koncepcje związane z niektórymi kwestiami technicznymi, szczególnie z uwzględnieniem w analizach kolejnych zmiennych objaśniających.

Wśród czynników determinujących korzystanie ze świadczeń zdrowotnych najczęściej wskazywane są dochody (jako zmienna objaśniająca występujące w postaci logarytmu), zmienne określające potrzeby, czynniki związane z zachorowalnością i śmiertelnością w regionie, co charakteryzuje ryzyko dla poszczególnych jednostek, czynniki podażowe charakterystyczne dla regionu (liczba personelu medycznego zatrudnionego w różnym charakterze, liczba łóżek szpitalnych na danym obszarze).

Jak zauważają van Doorslaer, Koolman, Puffer [2002], zastosowany model ekonometryczny w sensie jego postaci analitycznej i specyfikacji może wpływać na otrzymane wartości indeksów nierówności. Włączenie do modelu czynników nie związanych z potrzebami zdrowotnymi (ubezpieczenia zdrowotne, efekt regionalny) może wpłynąć na zmniejszenie wartości niektórych indeksów nierówności.

Badanie, obejmujące swoim zasięgiem 12 państw członkowskich Unii Europejskiej, przeprowadzili w 2004 r. Van Doorslaer, Koolman, Jones<sup>10</sup>. Po raz pierwszy do pomiaru nierówności wykorzystany został model dwuetapowego procesu decyzyjnego. W opisie prawdopodobieństwa wizyty zastosowano model logitowy, natomiast liczba wizyt opisana została z użyciem modelu ujemnego dwumia-

<sup>10</sup> Badanie przeprowadzone w ramach projektu ECuity II Project.

nowego Negbin. Pozwoliło to na analizę nierówności powstających na pierwszym oraz na drugim etapie procesu decyzyjnego. Rozważony został podział na lekarzy internistów i lekarzy specjalistów. Jak pokazały badania, liczba wizyt podlega znacznym wahaniom pomiędzy krajami. Średnia roczna liczba wizyt u lekarzy internistów wynosi 2,19 wizyty w Grecji, podczas gdy w Austrii równa jest 5,39 wizyt. Najniższą średnią liczbę wizyt u lekarzy specjalistów zaobserwowano w Irlandii – 0,62 wizyty, najwyższą – 5,39 wizyty w Austrii.

Niemal wszystkie indeksy koncentracji dla prawdopodobieństwa wizyt oraz ich liczby u lekarzy internistów przyjmują wartości ujemne. Co oznacza, że osoby o niższych dochodach przeciętnie częściej szukają pomocy lekarzy internistów. Prawdopodobnie przyczynia się do tego również nierównomierny rozkład potrzeb zdrowotnych. Po uwzględnieniu potrzeb część indeksów przestała być statystycznie istotna. Nierówności na korzyść osób o niskich dochodach istnieją w Hiszpanii i Francji, na korzyść osób lepiej uposażonych – w Belgii, Wielkiej Brytanii i Holandii. Rozmiar związanej z dochodami nierówności w nawiązaniu kontaktu z lekarzem jest niewielki.

Tabela 3.7. Indeksy nierówności ( $C_M$ ) i nierówności pionowej ( $HI_{wv}$ ) wykorzystania porad lekarzy internistów

Kraj	Prawdopodobieństwo wizyty		Liczba wizyt (warunkowa)		Nierówność ogółem	
	$C_M$	$HI_{wv}$	$C_M$	$HI_{wv}$	$C_M$	$HI_{wv}$
Irlandia	<b>-0,0187</b>	0,0035	<b>-0,1136</b>	<b>-0,0657</b>	<b>-0,1323</b>	<b>-0,0696</b>
Belgia	0,0037	<b>0,0121</b>	<b>-0,1183</b>	<b>-0,0564</b>	<b>-0,1145</b>	<b>-0,0508</b>
Hiszpania	<b>-0,0294</b>	<b>-0,0167</b>	<b>-0,0612</b>	<b>-0,0371</b>	<b>-0,0906</b>	<b>-0,0492</b>
Luxemburg	-0,0076	0,0002	<b>-0,0841</b>	<b>-0,0428</b>	<b>-0,0918</b>	<b>-0,0406</b>
Włochy	-0,0055	-0,0002	<b>-0,0594</b>	<b>-0,0322</b>	<b>-0,0649</b>	<b>-0,0349</b>
Grecja	<b>-0,0413</b>	-0,0041	<b>-0,0845</b>	<b>-0,0212</b>	<b>-0,1258</b>	<b>-0,0308</b>
Niemcy	<b>-0,0124</b>	<b>-0,0082</b>	<b>-0,0513</b>	-0,0173	<b>-0,0636</b>	<b>-0,0268</b>
Wlk.Brytania	-0,0076	<b>0,0109</b>	<b>-0,0930</b>	<b>-0,0301</b>	<b>-0,1006</b>	<b>-0,0240</b>
Holandia	-0,0019	<b>0,0103</b>	<b>-0,0517</b>	<b>-0,0201</b>	<b>-0,0535</b>	-0,0113
Dania	<b>-0,0200</b>	0,0061	<b>-0,0631</b>	-0,0085	<b>-0,0831</b>	-0,0008
Portugalia	<b>-0,0143</b>	0,0099	<b>-0,0549</b>	-0,0038	<b>-0,0692</b>	0,0051
Austria	<b>-0,0082</b>	-0,0018	<b>-0,0417</b>	0,0114	<b>-0,0499</b>	0,0146

Uwagi: kraje w tabeli uporządkowane zostały według wartości HI dla nierówności ogółem.

Obliczenia przeprowadzone zostały na podstawie danych ECHP, fala dla 1996 r.

Indeksy statystycznie istotne ( $p < 0,05$ ) zaznaczono pogrubioną czcionką.

W przypadku prawdopodobieństwa wizyty zastosowano model logitowy, natomiast liczby wizyt model NegBin.

Źródło: Van Doorslaer, Koolman, Jones, 2004.

Dla liczby wizyt indeksy przyjmują wyższe, ujemne wartości  $[-0,02; -0,05]$ , wskazując na bardziej korzystną sytuację osób o niskich dochodach. Załedwie dla czterech krajów – Austrii, Danii, Portugalii i Holandii – hipoteza o braku nierówności nie została odrzucona.

Odmienna sytuacja ma miejsce dla liczby wizyt u lekarzy specjalistów – występują istotne różnice, na korzyść osób o wyższych dochodach (tab. 3.8).

Tabela 3.8. Indeksy nierówności i nierówności poziomej wykorzystania porad lekarzy specjalistów

Kraj	Prawdopodobieństwo wizyty		Liczba wizyt (warunkowa)		Nierówność ogółem	
	$C_M$	$HI_{wv}$	$C_M$	$HI_{wv}$	$C_M$	$HI_{wv}$
Luksemburg	0,0195	<b>0,0346</b>	<b>-0,0899</b>	<b>-0,0594</b>	<b>-0,0704</b>	-0,0282
Belgia	0,0125	<b>0,0344</b>	-0,0394	-0,0008	-0,0269	0,0255
Holandia	-0,0041	<b>0,0307</b>	-0,0137	0,0197	-0,0178	<b>0,0413</b>
Grecja	-0,0175	<b>0,0355</b>	-0,0242	0,0216	<b>-0,0418</b>	<b>0,0492</b>
Niemcy	<b>0,0130</b>	<b>0,0243</b>	0,0029	<b>0,0269</b>	0,0158	<b>0,0517</b>
Wlk.Brytania	0,0163	<b>0,0723</b>	<b>-0,0397</b>	-0,0062	-0,0234	<b>0,0524</b>
Włochy	<b>0,0416</b>	<b>0,0617</b>	-0,0237	-0,0035	0,0179	<b>0,0537</b>
Hiszpania	<b>0,0439</b>	<b>0,0658</b>	-0,0171	0,0121	0,0267	<b>0,0714</b>
Austria	0,0108	<b>0,0214</b>	0,0237	<b>0,0554</b>	0,0345	<b>0,0740</b>
Dania	-0,0074	0,0223	0,0297	<b>0,0581</b>	0,0223	<b>0,0844</b>
Irlandia	<b>0,0621</b>	<b>0,1168</b>	0,0149	0,0299	<b>0,0770</b>	<b>0,1388</b>
Portugalia	<b>0,0774</b>	<b>0,1103</b>	0,0197	<b>0,0549</b>	<b>0,0971</b>	<b>0,1604</b>

Uwagi: jak do tab. 3.7.

Źródło: jak do tab. 3.7.

Osoby bardziej zamożne i lepiej wykształcone częściej korzystają z porad lekarzy specjalistów. Zjawisko to dotyczy wszystkich badanych krajów, lecz z większą siłą występuje w krajach, w których prywatne ubezpieczenia bądź oferta prywatnych placówek stwarzają możliwość szybszego dostępu bądź wyższej jakości usług. Zarówno prawdopodobieństwo skorzystania z wizyty lekarskiej, jak i liczba wizyt nie są równomiernie rozłożone wśród osób o różnych dochodach.

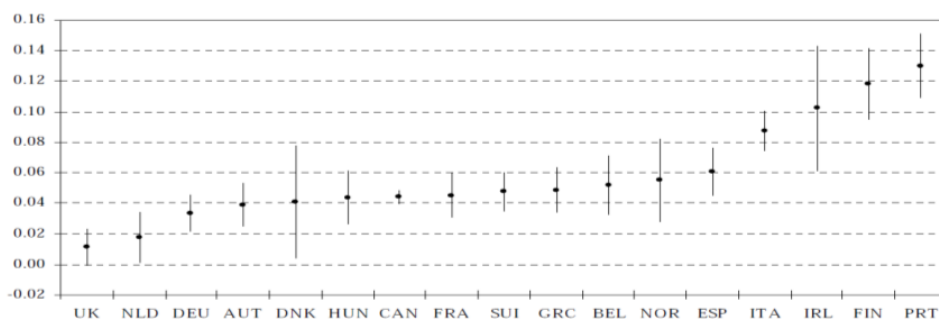
Po skorygowaniu konsumpcji świadczeń potrzebami indeks nierówności w korzystaniu z porad specjalistów na korzyść osób zamożnych jest statystycznie istotny dla większości badanych krajów (wyjątek stanowi Dania). Podobna sytuacja dotyczy liczby wizyt. Istotny poziom ogólnej (łącznie) nierówności w stopniu korzystania z konsultacji lekarzy specjalistów można zaobserwować we wszystkich badanych krajach, poza Luksemburgiem i Belgią.

Nierówności w prawdopodobieństwie skorzystania z porady lekarza specjalisty zdekomponowane zostały na cztery źródła mogące stanowić ich przyczynę: 1) dochód, 2) potrzeby zdrowotne (stan zdrowia, wiek, płeć), 3) inne czynniki mogące wpływać na wykorzystanie świadczeń (poziom edukacji, aktywność zawodowa, region zamieszkania), 4) czynnik resztowy (rezydualny). Poszczególne elementy mogą przyczyniać się do nierówności (dodatni wkład w powstawanie nierówności) bądź ją łagodzić (udział ujemny). Zależy to zarówno od elastyczności konsumpcji medycznej względem danego czynnika, jak i indeksu koncentracji dla badanej zmiennej charakteryzującej jej rozkład względem dochodów. Czynniki te mogą się wzajemnie znosić, co powoduje, że niewielka wartość indeksu koncentracji może być wynikiem zarówno dużego dodatniego, jak i dużego ujemnego wpływu poszczególnych czynników.

Dochód oraz poziom edukacji, w przypadku których zarówno elastyczność, jak i indeks koncentracji przyjmują wartość dodatnią, przyczyniają się do nierówności na rzecz osób o wysokich dochodach. Nierówności na korzyść osób o wysokich dochodach są efektem silnego oddziaływania dochodów we wszystkich krajach, w najmniejszym stopniu w Austrii i Holandii. W niektórych krajach (Irlandia, Hiszpania, Włochy, Portugalia) efekt ten potęgują „pozostałe zmienne”, szczególnie wykształcenie wyższe.

Do podobnych wniosków dotyczących 21 krajów OECD<sup>11</sup> doszli Van Doorslaer i Masseria [2004]. Po uwzględnieniu potrzeb, dla wielu spośród badanych krajów stwierdzono istotne nierówności na korzyść osób o wysokich dochodach, zarówno w prawdopodobieństwie kontaktu z lekarzem specjalistą, jak i liczbie wizyt. Najwyższe nierówności mają miejsce w Portugalii, Finlandii i Irlandii (wykres 3.1). Podobna sytuacja dotyczy wizyt stomatologicznych.

Wykres 3.1. Indeksy  $HI_{wv}$  dla wybranych krajów OECD (z 95% przedziałami ufności)



Źródło: Van Doorslaer, Masseria, 2004.

<sup>11</sup> Kraje objęte badaniem to: Szwecja (SWE), Holandia (NLD), Dania (DNK), Austria (AUT), Francja (FRA), Szwajcaria (SUI), Wielka Brytania (UK), Belgia (BEL), Australia (AUS), Grecja (GRC), Kanada (CAN), Finlandia (FIN), Włochy (ITA), Węgry (HUN), Irlandia (IRL), Hiszpania (ESP), Stany Zjednoczone (US).

Bago d'Uva, Van Doorslaer, Jones [2007] zbadali nierówności w konsumpcji świadczeń zdrowotnych w 10 krajach Unii Europejskiej, wykorzystując dane panelowe z 8 fal badania *European Community Household Panel* odpowiadających okresowi 1994-2001. Zastosowanie danych panelowych potwierdziło prawidłowości wykazane na podstawie badań dla pojedynczych okresów. Autorzy podkreślają, iż zastosowanie danych panelowych prowadzi z reguły do wyższych oszacowań indeksów nierówności poziomej dla większości krajów. Badania nie tylko potwierdziły powszechność nierówności. Dowiodły również ich trwałości.

Podsumowując wyniki badań światowych, można wyciągnąć następujące wnioski odnośnie ogólnej tendencji wśród krajów Unii Europejskiej i krajów OECD:

- istnieją statystycznie istotne różnice w stanie zdrowia na niekorzyść osób o niskich dochodach. Za nierówności te w głównej mierze odpowiedzialne jest zróżnicowanie dochodów oraz nierówny status edukacyjny;
- osoby o niższych dochodach częściej korzystają z porad lekarzy internistów, osoby z wyższych grup dochodowych częściej udają się do lekarzy specjalistów;
- w krajach, w których średnia liczba wizyt lekarskich jest wysoka (np. Austria), nierówności stanu zdrowia są niższe.

Prawidłowości te obserwowane są niezależnie od obowiązującego systemu ochrony zdrowia.

### 3.10. Podsumowanie

Indeks koncentracji  $C$  jest powszechnie stosowaną miarą analiz nierówności zdrowia, choć nie jest wolny od wad.

Nie poleca się wykorzystania indeksu koncentracji do pomiaru nierówności stanu zdrowia wyrażonego na skali porządkowej, podczas gdy w większości badań empirycznych samoocena stanu zdrowia jest zmienna wyrażoną właśnie na takiej skali. Rodzi to konieczności transformacji zmiennej, co do pewnego stopnia może wpływać na wartość indeksu nierówności.

W literaturze pojawiają się propozycje nowych, alternatywnych rozwiązań częściowo wolnych od ograniczeń powszechnie stosowanego indeksu koncentracji [zob. Abul Nagaa, Yalcin, 2008; Erreygers, 2009; Hubner, 2008]. Proponowane są również nowe mierniki dla analiz panelowych [np. Allanson, Gerdtam, Petrie, 2010].

Miary te również spotykają się krytyką [zob. Wagstaff, 2009], a ich zastosowanie nie jest jeszcze powszechne. Dodatkową trudność w zastosowaniach praktycznych stanowi brak odpowiedniego oprogramowania pozwalającego na ich wyznaczenie.

Dotychczasowe miary zależą od pozycji jednostki w rozkładzie (*rank-dependent*), brak natomiast szerszej klasy metod pomiaru nierówności zdrowia, co powinno wyznaczać kierunek dalszych prac badawczych w tym zakresie.



## **CZEŚĆ II**

### **WYNIKI ANALIZ EMPIRYCZNYCH DLA POLSKI**





## Rozdział 4

### MIKROEKONOMICZNE DETERMINANTY STANU I NIERÓWNOŚCI ZDROWIA W POLSCE REZULTATY ANALIZ EMPIRYCZNYCH

#### 4.1. Wprowadzenie

Problem nierówności w stanie zdrowia i nierówności w dostępie do świadczeń zdrowotnych dostrzegany jest przez polityków w wielu krajach. Zagadnieniu temu poświęca się również uwagę we współczesnej nauce. Wszelkie formy działań mogących przyczynić się do jego rozwiązania powinny zostać poprzedzone badaniami pozwalającymi na określenie skali zjawiska oraz przyczyn, leżących u jego podłoża.

W Polsce, jak dotychczas, mało uwagi poświęcano ocenie skali nierówności. Tymczasem mające miejsce przemiany ekonomiczne i społeczne, problemy związane z bezrobociem i wykluczeniem społecznym, prowadzące do dużego zróżnicowania dochodów, a tym samym zróżnicowania w możliwościach inwestowania w zdrowie, mogły zaowocować znaczącymi różnicami w stanie zdrowia zarówno w wymiarze terytorialnym, jak i poszczególnych grup społecznych.

Mimo istnienia szeregu programów zdrowotnych, poruszających kwestię nierówności zdrowia i nierównego dostępu do świadczeń zdrowotnych, brak pogłębionych analiz tego zjawiska z wykorzystaniem odpowiednich narzędzi statystycznych i ekonometrycznych. Podejmowane w Polsce badania, choć prowadzone już od kilkudziesięciu lat, koncentrują się na poszczególnych jednostkach chorobowych bądź określonych subpopulacjach. Sytuacja ta częściowo spowodowana jest brakiem odpowiednich danych statystycznych, szczególnie pozwalających na rozważanie nierówności w kontekście społeczno-ekonomicznym.

Prezentowane w niniejszym rozdziale badania nad stanem i nierównościami zdrowia wpisują się w nurt badań prowadzonych w tym obszarze dla wielu krajów, nie tylko europejskich. Cele prezentowanych badań w dużej mierze zbieżne są z celami wyznaczonymi przez organizacje międzynarodowe zainteresowane problematyką zdrowia, nierówności zdrowia i ich uwarunkowań (Światowa Organizacja Zdrowia, Komisja Europejska), a sprowadzają się do:

- oszacowania efektu wpływu dochodów i innych czynników ekonomiczno-społecznych na stan zdrowia,
- oceny skali społeczno-ekonomicznych nierówności zdrowia.

W badaniach zostały wykorzystane dane indywidualne, pozwalające na weryfikację hipotezy o związku stanu zdrowia z pozycją społeczno-ekonomiczną.

Zastosowana metodologia zgodna jest z metodologią stosowaną w badaniach dla innych krajów, co pozwoli na porównanie otrzymanych wyników. Nierówność rozumiana jest jako nierównomierny rozkład stanu zdrowia ze względu na status społeczno-ekonomiczny, a do jej pomiaru zastosowano indeks koncentracji  $C$ .

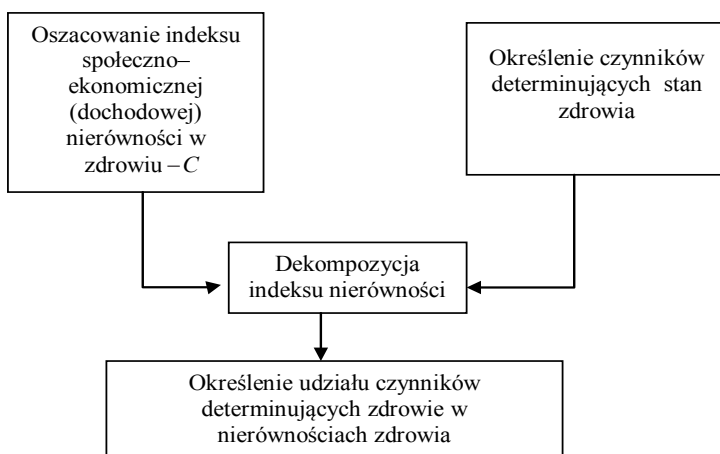
W kolejnej części analizie poddano nierówności w wykorzystaniu świadczeń zdrowotnych. Nierówności stanu zdrowia mogą bowiem do pewnego stopnia wynikać z nierównego dostępu do świadczeń zdrowotnych.

Badania przeprowadzone zostały w kilku przekrojach: z podziałem na przedziały wiekowe, poziom wykształcenia, województwa. Oszacowania nierówności w różnych przekrojach pozwalają na wskazanie subpopulacji, których problem ten dotyczy w sposób szczególny, a tym samym pozwalają na precyzyjne określenie, do których grup społeczeństwa adresowane powinny zostać potencjalne środki zaradcze.

Na wartość uzyskanych miar nierówności wpływać może zarówno wybór miernika stanu zdrowia, jak i miernika statusu społeczno-ekonomicznego. Z tego względu w analizach zastosowane zostały różne indykatory stanu zdrowia. Tam, gdzie to możliwe, wykorzystane zostały różne kategorie dochodu w charakterze miernika pozycji ekonomiczno-społecznej.

## 4.2. Metodologia badań i materiał statystyczny

Metodologię proponowaną i stosowaną w badaniach nad uwarunkowaniami stanu zdrowia i społeczno-ekonomicznymi nierównościami zdrowia w ogólnym zarysie charakteryzuje rys. 4.1.



Rys. 4.1. Schemat zastosowanej metodologii

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Wildman, 2003.

Elementem łączącym analizy stanu i nierówności zdrowia, jest model ekonometryczny. Wartość indeksu koncentracji  $C$  informuje wprawdzie o stopniu nierówności, nie daje jednak możliwości ustalenia jej źródeł. Zasadniczego znaczenia w tym kontekście nabiera możliwość dekompozycji indeksu, wymagająca specyfikacji i estymacji odpowiedniego modelu indywidualnego stanu zdrowia.

W modelowaniu indywidualnego stanu zdrowia dominują modele bazujące na koncepcji zmiennych ukrytych, co związane jest z brakiem bezpośredniej obserwowalności stanu zdrowia – model MIMIC-H oraz modele zmiennych jakościowych. Analiza nierówności zdrowia najczęściej odwołuje się do modeli drugiego rodzaju<sup>1</sup>.

Przedmiot modelowania ekonometrycznego stanowi zmienna bezpośrednio nieobserwowalna – stan zdrowia  $h^*$ , będąca funkcją zmiennych objaśniających modelu  $\mathbf{x}_i$  – charakteryzujących badaną osobę (dochody, wiek, płeć, edukacja) oraz innych czynników wpływających na ocenę stanu zdrowia. W badaniach, zorientowanych na analizę nierówności zdrowia związanych z dochodami, podstawową zmienną objaśniającą stan zdrowia stanowią dochody, najczęściej wprowadzane do modelu w formie logarytmu ( $\ln income$ ), co pozwala na zapis modelu stanu zdrowia w postaci:

$$h_i^* = f(\beta \ln income_i + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\delta}) + \xi_i \quad (4.1)$$

gdzie  $\mathbf{x}_i$  stanowi wektor zmiennych objaśniających,  $\beta$ ,  $\boldsymbol{\delta}$  parametry strukturalne,  $\xi$  jest składnikiem losowym.

Źródłem informacji statystycznych wykorzystanych w analizie ekonometrycznej są dane indywidualne (dotyczące poszczególnych respondentów) zgromadzone i udostępnione w ramach projektu *Diagnoza społeczna 2009*<sup>2</sup>. Dane pochodzące z badań *Diagnoza społeczna* mają charakter próby panelowej. Frakcja osób biorących udział we wszystkich rundach badania jest stosunkowo niewielka. W połączeniu z brakami dotyczącymi poszczególnych zmiennych dla kolejnych lat stanowiłoby to bardzo poważne ograniczenie liczby możliwych do wykorzystania obserwacji.

Baza danych obejmuje wiele aspektów związanych z sytuacją gospodarstw domowych oraz ich poszczególnych członków. Uwzględnione wskaźniki społeczno-ekonomiczne podzielić można na trzy ogólne klasy:

- struktura demograficzno-społeczna gospodarstw domowych,
- warunki życia gospodarstw domowych, związane z ich kondycją materialną, dostępem do świadczeń medycznych, do kultury i wypoczynku, edukacji i nowoczesnych technologii komunikacyjnych,

<sup>1</sup> Wprowadzenie do modelowania indywidualnego stanu zdrowia przedstawione zostało w rozdziale 2.

<sup>2</sup> *Diagnoza społeczna 2009. Warunki i jakość życia Polaków*, red. J. Czapiński, T. Panek, Rada Monitoringu Społecznego, Warszawa 2009; bazy danych: Rada Monitoringu Społecznego [2009]. *Diagnoza społeczna*: zintegrowana baza danych, [www.diagnoza.com](http://www.diagnoza.com), [02.12.2009].

- jakość, styl życia i cechy indywidualne obywateli [zob. Czapiński, Panek (red.), 2009].

W badaniu stosowane są dwa kwestionariusze: jeden stanowi źródło informacji o warunkach życia gospodarstw. Drugi kwestionariusz, adresowany do członków gospodarstwa domowego, którzy ukończyli 16 lat, przeznaczony jest do pozyskiwania informacji o jakości życia poszczególnych osób. Badania prowadzone są na reprezentatywnej próbie, co umożliwia uogólnienie na całą populację.

Badanie społeczno-ekonomicznych nierówności w zdrowiu wymaga wyboru zmiennych charakteryzujących zdrowie, pozycję społeczno-ekonomiczną oraz określenia pozostałych czynników stanowiących determinanty stanu zdrowia.

W kontekście rozważanych nierówności zdrowia i ich uwarunkowań najbardziej pożądaną miarą stanu zdrowia byłaby zmienna wyrażona na przedziałowej bądź ilorazowej skali pomiaru (*cardinal health measure*). Rozwiązałoby to wiele problemów modelowania stanu zdrowia, wyznaczania indeksów nierówności oraz ich dekompozycji. W wykorzystywanej na potrzeby analiz bazy danych, jak i w większości innych baz zawierających informacje o stanie zdrowia na poziomie mikroekonomicznym, taka zmienna nie występuje. Z konieczności więc wykorzystane zostały zmienne wyrażone na słabszych skalach pomiaru.

Każda edycja badania *Diagnoza społeczna* zawiera blok tematyczny poświęcony ochronie zdrowia, w tym informacje dotyczące różnych aspektów stanu zdrowia: niepełnosprawności, ograniczeń w wykonywaniu codziennych czynności, występowania dolegliwości fizycznych, objawów somatycznych i samooceny stanu zdrowia. Ze względu na fakt, iż przedmiot monitorowania sytuacji zdrowotnej przez instytucje międzynarodowe stanowi samoocena stanu zdrowia, ta zmienna została potraktowana w analizie ekonometrycznej jako zasadniczy indikator stanu zdrowia, aczkolwiek poruszone zostały również inne aspekty.

Subiektywna ocena stanu zdrowia respondentów bazuje na pytaniu dotyczącym zadowolenia z własnego zdrowia<sup>3</sup>. Odpowiedzi na pytanie mieszczą się na skali sześciopunktowej: od bardzo zadowolony po bardzo niezadowolony. Zdefiniowana w ten sposób zmienna występująca w charakterze zmiennej objaśnianej modelu pozwala na zastosowanie modelu zmiennych jakościowych.

W koncepcjach społeczno-ekonomicznych nierówności stanu zdrowia uważa się, że poświęcana jest relacjom pomiędzy zdrowiem a pozycją społeczno-ekonomiczną. Stąd kolejnym, istotnym zagadnieniem, poza doborem odpowiedniego miernika stanu zdrowia, jest wybór wyznacznika pozycji społeczno-ekonomicznej. W literaturze światowej w tym charakterze najczęściej wykorzystywane są dochody.

Dane statystyczne zawierają informacje dotyczące dwóch różnych poziomów dochodów, a mianowicie są to:

---

<sup>3</sup> Pytanie sformułowane jest następująco: Czy jest Pan/Pani zadowolony ze stanu zdrowia?

- 1) dochody indywidualne respondenta (w zł),
- 2) dochody całego gospodarstwa domowego w przeliczeniu na jednostkę konsumpcyjną – dochody ekwiwalentne dochodom na jednostkę konsumpcyjną (w zł).

Każdy rodzaj dochodu uwypukla inny aspekt. Przeliczenie dochodu gospodarstwa domowego na jednostkę ekwiwalentną osobie dorosłej oznacza tym samym przyjęcie założenia o równym podziale dochodu wewnątrz gospodarstwa domowego. W praktyce podział ten niekoniecznie musi być równy [Kot, 2008, s. 112]. Niekiedy przy wysokich dochodach osobistych, dochody na jednostkę konsumpcyjną nie muszą być wysokie (współczynnik korelacji policzony dla próby estymacyjnej  $r = 0,51$ ).

Za podstawowy wyznacznik pozycji ekonomicznej uznane zostały dochody na jednostkę ekwiwalentną<sup>4</sup> z dwóch powodów. Po pierwsze, dochody na jednostkę ekwiwalentną, jak się wydaje, lepiej odwzorowują możliwości bezpośrednich (zaspokojenie potrzeb zdrowotnych) i pośrednich związków dochodów ze stanem zdrowia. Po drugie, wykorzystanie w modelu ekonometrycznym jednocześnie dochodów osobistych oraz wieku i wykształcenia, do pewnego stopnia determinujących osiągnięte dochody osobiste, może powodować problem powielania tych samych informacji przez zmienne objaśniające. W przypadku dochodów ekwiwalentnych ryzyko takie jest niższe<sup>5</sup>.

W niektórych sytuacjach, szczególnie tych nie wiążących się z koniecznością zastosowania modelu ekonometrycznego, analizy przeprowadzone zostały dla obydwu wymienionych rodzajów dochodów, co pozwoli na ocenę wpływu wyboru tej kategorii na uzyskane wyniki.

Specyfikacja modelu indywidualnej, subiektywnej oceny stanu zdrowia bazuje na wypracowanych w literaturze propozycjach zmiennych mogących determinować stan zdrowia. Umożliwi to dokonanie porównań z wynikami otrzymanymi przez innych badaczy [np. Van Doorslaer, Koolman, 2004; Jones, Wildman, 2005; Allanson i in., 2010].

Za potencjalne determinanty stanu zdrowia, poza dochodami, uznane zostały:

- 1) czynniki demograficzne – zmienne interakcyjne dla płci i wieku. Wyróżniono następujące przedziały wiekowe<sup>6</sup>: do 24 lat, 24–34 lata, 35–44 lata, 45–59 lat, 60–64 lata, powyżej 65 lat. Zmienne interakcyjne wprowadzono do modelu za pomocą zmiennych zero-jedynkowych. Kategorię referencyjną stanowią mężczyźni do 24 roku życia;
- 2) klasa miejscowości zamieszkania. Klasa miejscowości zamieszkania badana jest w przekroju miasto-wieś z dodatkową klasyfikacją ośrodków

<sup>4</sup> Takie rozwiązanie dominuje w literaturze światowej [np. Van Doorslaer, Koolman, 2004; Jones, Wildman, 2005].

<sup>5</sup> W rozdziale 6 wykazane zostało bowiem, iż dochody osobiste pracownika zależą od jego wykształcenia i stażu pracy, a ten jest skorelowany z wiekiem. Badania przedstawione w rozdziale 6 dotyczą tylko osób aktywnych zawodowo.

<sup>6</sup> Taki podział zgodny jest z propozycją Autorów badania *Diagnoza społeczna*.

miejskich ze względu na wielkość: powyżej 500 tys. mieszkańców, 200–500 tys. mieszkańców, 100–200 tys., 20–100 tys. i poniżej 20 tys. Na potrzeby modelu klasa miejscowości zamieszkania (wprowadzona w celu przybliżenia dostępności świadczeń) przedstawiona została za pomocą zmiennych binarnych odpowiadających wielkościom miejsc zamieszkania (klasę referencyjną stanowi wieś);

3) wykształcenie – zmienne binarne oznaczające odpowiednio wykształcenie: zasadnicze/gimnazjum, średnie, policealne i wyższe (kategoria referencyjna: wykształcenie podstawowe i bez wykształcenia);

4) status zawodowy. Członkowie gospodarstw domowych sklasyfikowani zostali, zgodnie z oryginalną klasyfikacją<sup>7</sup> według następujących kategorii statusu społeczno-zawodowego: pracownicy sektora publicznego, pracownicy sektora prywatnego, prywatni przedsiębiorcy bez rolników, rolnicy, renciści, emeryci, bezrobotni (zarejestrowani w urzędach pracy lub wyróżnieni wg kryteriów BAEL), uczniowie i studenci, inni bierni zawodowo. Kategorię referencyjną stanowią pracownicy sektora publicznego;

5) czynniki pozostałe. Wzorem prowadzonych na świecie badań wprowadzone zostały zmienne binarne dla osób owdowiałych, osób rozwiedzionych<sup>8</sup> oraz zmienna binarna dla uwzględnienia podejmowanej aktywności fizycznej.

Model wykorzystany w badaniach jest pewną zredukowaną formą funkcji produkcji zdrowia. Poza aktywnością fizyczną brak tutaj bowiem informacji o nakładach ponoszonych na zdrowie. Oszacowania formy zredukowanej nie dają możliwości odpowiedzi na pytanie, w jaki sposób indywidualne zachowania wpływają na stan zdrowia (poza aktywnością fizyczną). Pozwalają natomiast na ocenę związku stanu zdrowia z poszczególnymi determinantami, z których część może stać się narzędziem odpowiedniej polityki zdrowotnej bądź w szerszym kontekście – polityki społecznej.

Wykorzystana na potrzeby prezentowanych w niniejszym rozdziale analiz baza danych pochodzi z kwestionariusza indywidualnego, tzn. kwestionariusza adresowanego do wszystkich członków gospodarstwa domowego, którzy ukończyli 16 lat. Wyjściowa baza danych ograniczona została do osób dorosłych, tzn. w wieku 18 lat i więcej.

Cechą badań ankietowych jest nieunikniony brak odpowiedzi na niektóre z pytań, co skutkuje zmniejszeniem liczebności próby, na podstawie której przeprowadzana jest analiza. Konieczność posiadania informacji dla wszystkich łącznie analizowanych zmiennych, spowodowała, iż redukcja wielkości próby jest znaczna. Ostateczna wielkość próby  $N = 18\,926$  osób.

---

<sup>7</sup> Tzn. klasyfikacją zastosowaną w projekcie *Diagnoza społeczna*.

<sup>8</sup> Co ma odzwierciedlać niekorzystny dla zdrowia brak więzi społecznych.

### 4.3. Wpływ pozycji ekonomicznej na indywidualne oceny stanu zdrowia – wyniki regresji logistycznej

Dostępne dane indywidualne umożliwiły oszacowanie modelu indywidualnego stanu zdrowia, stanowiącego w dalszej części podstawę analiz nierówności zdrowia. Porządkowy charakter samooceny stanu zdrowia jest problematyczny podczas wyznaczania miar nierówności, skonstruowanych z założenia bądź to dla zmiennej o charakterze binarnym bądź zmiennej ciągłej. Proponowane rozwiązania powyższego problemu omówione zostały w rozdziale 3. Jednym z nich jest dychotomizacja stanu zdrowia, co prowadzi do zmiennej definiującej stan zdrowia określonej następująco:

$h_i = 1$  – gdy  $i$ -ta osoba jest zadowolona ze swojego stanu zdrowia (bardzo zadowolona, zadowolona, raczej zadowolona),

$h_i = 0$  – gdy  $i$ -ta osoba nie jest zadowolona ze swojego stanu zdrowia (bardzo niezadowolona, niezadowolona, raczej niezadowolona).

Do modelowania zmiennej binarnej zastosowany został model logitowy:

$$P(h_i = 1) = \frac{\exp(\beta \ln \text{income}_i + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\delta})}{1 + \exp(\beta \ln \text{income}_i + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\delta})} \quad (4.2)$$

Wyniki estymacji modelu logitowego (model 4.2) zawiera tab. 4.1.

Tabela 4.1. Wyniki estymacji modelu indywidualnego stanu zdrowia (model 4.2) – N = 18 926

Zmienna objaśniająca	Ocena parametru	Statystyka Z	Iloraz szans
1	2	3	4
Dochody w formie logarytmu ( $\ln \text{income}$ )	0,477	11,91 [0,000]	1,610
M25–34	–0,779	–4,92 [0,000]	0,458
M35–44	–1,336	–9,05 [0,000]	0,263
M45–59	–1,995	–14,59 [0,000]	0,136
M60–64	–0,884	–12,36 [0,000]	0,152
M65+	–2,301	–15,68 [0,000]	0,100
K25–34	–1,012	–6,94 [0,000]	0,364
K35–44	–1,253	–8,48 [0,000]	0,286



Tabela 4.1 cd.

1	2	3	4
K45-59	-2,138	-16,03 [0,000]	0,118
K60-64	-1,899	-12,65 [0,000]	0,149
K65+	-2,287	-16,10 [0,000]	0,102
Miasta pow. 500 tys,	-0,434	-6,28 [0,000]	0,647
Miasta 200-500 tys,	-0,192	-3,46 [0,001]	0,825
Miasta 20-100 tys,	-0,099	-2,03 [0,043]	0,9063
Miasta poniżej 20 tys,	-0,141	-2,48 [0,013]	0,869
Wykształcenie wyższe	0,511	6,48 [0,000]	1,667
Wykształcenie policealne	0,412	5,96 [0,000]	1,509
Wykształcenie średnie	0,391	5,57 [0,000]	1,478
Wykształcenie zasadnicze	0,286	6,02 [0,000]	1,331
Pracownicy sektora prywatnego	-0,101	-4,59 [0,000]	0,903
Rolnicy	-0,270	-2,63 [0,009]	0,763
Renciści	-1,704	-22,77 [0,000]	0,182
Emeryci	-0,819	-11,33 [0,000]	0,440
Uczniowie i studenci	0,191	5,02 [0,000]	1,210
Bezrobotni	0,454	-4,51 [0,000]	0,635
Inni bierni zawodowo	-1,047	-11,43 [0,000]	0,350
Aktywność fizyczna	0,337	7,34 [0,000]	1,400
Wyraz wolny	-0,376	-1,22 [0,222]	-

Tabela 4.1 cd.

1	2	3	4
Test ilorazu wiarygodności (LR) [wartość $p$ ]			3678,90 [ $p=0,000$ ]
R <sup>2</sup> McFaddena (pseudo-R-kwadrat)			0,155
Skorygowany R <sup>2</sup> McFaddena			0,153
R <sup>2</sup> McKelveya i Zavoiny			0,271
R <sup>2</sup> Efrona			0,188
R <sup>2</sup> Cragga-Uhlera			0.248

Uwagi: K – kobieta, M – mężczyzna.

Źródło: obliczenia własne.

Ocena stopnia dopasowania modeli tej klasy do danych empirycznych może być dokonana przez przyrównanie wielu różnych statystyk, w tym różnych współczynników determinacji [Gruszczyński, 2002], choć żadna z miar nie zdobyła takiej pozycji jak tradycyjny współczynnik determinacji. W tab. 4.1 zestawione zostały te z miar dopasowania, które spełniają domyślny warunek stawiany przed miarami tego typu, a mianowicie przyjmowanie wartości z przedziału [0; 1]. Są to:

- współczynnik determinacji R<sup>2</sup> McFaddena<sup>9</sup>

$$R_{McFadden}^2 = 1 - \frac{\ln L_{UR}}{\ln L_R} \quad (4.3)$$

gdzie  $L_{UR}$  jest wartością funkcji wiarygodności dla modelu pełnego, natomiast  $L_R$  wartością funkcji wiarygodności dla modelu, w którym wszystkie parametry, poza wyrazem wolnym, równe są zeru;

- współczynnik determinacji zaproponowany przez Efrona [zob. Gruszczyński, 2002]:

$$R_{Efron}^2 = 1 - \frac{\sum_i (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2} = 1 - \frac{n}{n_0 n_1} \sum_i (y_i - \hat{y}_i)^2 \quad (4.4)$$

gdzie  $n_0$  i  $n_1$  stanowią odpowiednio liczbę zer i liczbę jedynek w próbie,

- uznawany za najbliższy współczynnikowi tradycyjnemu współczynnik R<sup>2</sup> McKelveya i Zavoiny [Long, Freese, 2006]:

$$R_{M\&Z}^2 = \frac{Var(\hat{y})}{Var(y)} = \frac{Var(\hat{y})}{Var(\hat{y}) + Var(\xi)} \quad (4.5)$$

- współczynnik Cragga-Uhlera

<sup>9</sup> Współczynnik ten standardowo podawany jest przez większość pakietów komputerowych. Pozostałe miary dopasowania wymagają dodatkowych obliczeń.

$$R_{C-U}^2 = \frac{1 - (L_R / L_{UR})^{2/n}}{1 - L_R^{2/n}} \quad (4.6)$$

Dobroć dopasowania modelu mierzona wybranymi współczynnikami determinacji  $R^2$  nie odbiega od wartości uzyskiwanych w tego typu analizach.

Ocena trafności uzyskanych na podstawie modelu prognoz przedstawiona zastała w tab. 4.2. Próba wykorzystana w procesie estymacji jest próbą niezbilansowaną z nieznaczną przewagą osób zadowolonych ze stanu zdrowia. Za wartość odcinającą  $P^*$ , zgodnie z propozycją Cramera [Gruszczyński, 2002], uznany został punkt  $P^*=0,65$ .

Tabela 4.2. Trafność prognoz ( $P^* = 0,65$ )

Wartości rzeczywiste	Wartości przewidywane		Ogółem	Trafność prognoz
	dobry stan zdrowia	zły stan zdrowia		
Dobry stan zdrowia	11 387	3 446	14 833	76,77%
Zły stan zdrowia	1 533	2 560	4 093	62,5%
Razem	12 920	6 006	18 926	73,69%

Źródło: obliczenia własne.

Przypadki poprawnie zaklasyfikowane przez model stanowią 73,69% wszystkich obserwacji. Model posiada nieznacznie wyższą zdolność przewidywania pozytywnych przypadków 76,77%, podczas gdy negatywnych – 62,5%.

Poza ocenami parametrów strukturalnych modelu, w tab. 4.1 zawarte zostały jednostkowe ilorazy szans. Tym ostatnim przypisuje się duże znaczenie w praktyce badawczej. Najbardziej powszechna interpretacja parametru strukturalnego w modelu logitowym odnosząca się do powiązania go z poziomem prawdopodobieństwa  $P_i$  dotyczy bowiem tylko znaku ocen parametrów strukturalnych nie wartości estymatorów [Gruszczyński, 2002, s. 59].

Ilorazy szans  $\frac{P_i}{1 - P_i}$  wnoszą szczególną wartość do interpretacji modelu logitowego. Dla zmiennych egzogenicznych o charakterze ilościowym, iloraz szans  $e^{\beta m}$  wyraża procentową zmianę zmiennej zależnej pod wpływem wzrostu czynnika  $X_m$  o jednostkę. W przypadku jakościowych zmiennych objaśniających iloraz szans wyraża procentową przewagę –  $(e^{\beta m} - 1)100\%$ , bądź spadek szans sukcesu –  $(1 - e^{\beta m})100\%$ , danego wariantu zmiennej objaśniającej w stosunku do kategorii referencyjnej [Malarska, 2007].

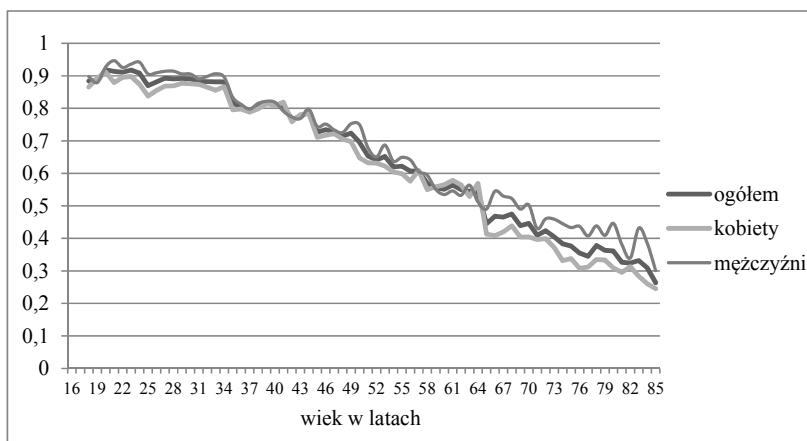
Dla kompleksowego zobrazowania uzyskanych rezultatów interpretacja merytoryczna uzupełniona została wątkiem graficznym. Przedmiotem wizualizacji

są teoretyczne prawdopodobieństwa dobrego stanu zdrowia według wybranych cech społeczno-ekonomicznych i demograficznych.

W sposób naturalny o stanie zdrowia decydują czynniki demograficzne: wiek i płeć. Wraz z wiekiem samoocena staje się coraz mniej korzystna. Co charakterystyczne, znaczne pogorszenie stanu zdrowia następuje już w wieku 35–44 lata (wykresy 4.1–4.2). Kobiety nieznacznie gorzej niż mężczyźni oceniają swoje zdrowie, natomiast pogarszanie stanu zdrowia przebiega u obu płci w sposób bardzo zbliżony.

Wykres 4.1. Stan zdrowia a wiek

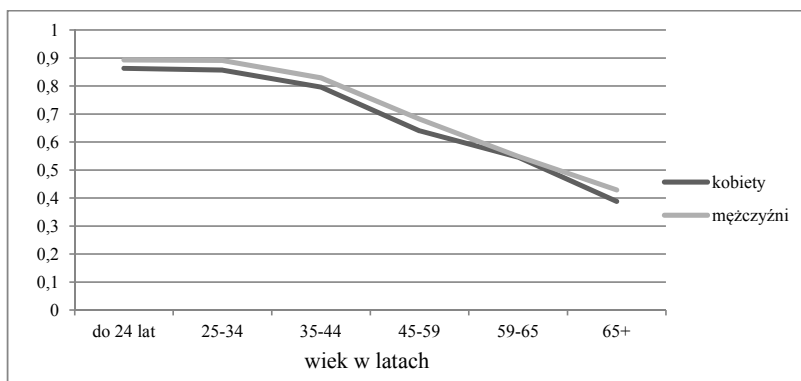
Średnie przewidywane prawdopodobieństwo zadowolenia ze stanu zdrowia według wieku (wiek ciągły)



Źródło: obliczenia własne.

Wykres 4.2. Stan zdrowia a wiek

Średnie przewidywane prawdopodobieństwo zadowolenia ze stanu zdrowia według wieku (wiek w przedziałach)



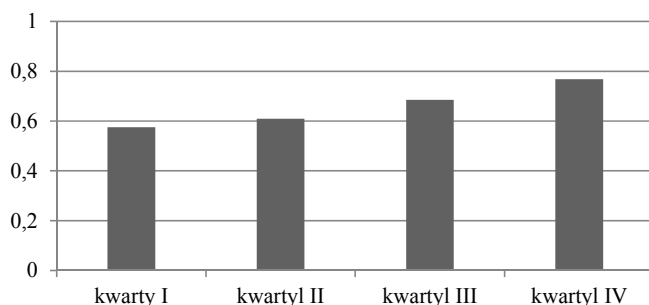
Źródło: obliczenia własne.

Subiektywna ocena stanu zdrowia osób powyżej 65. roku życia zarówno kobiet, jak i mężczyzn nie jest zadowolająca. Fakt ten wydaje się istotny w związku z wydłużeniem ustawowego wieku emerytalnego w Polsce.

Ilorazy szans potwierdzają gwałtowny spadek pozytywnej samooceny stanu zdrowia wraz z wiekiem. Mężczyźni w każdym przedziale wiekowym oceniają swoje zdrowie gorzej niż mężczyźni w wieku do 24 lat. Podobna sytuacja dotyczy kobiet. Brak statystycznie istotnej różnicy w samoocenie stanu zdrowia bardzo młodych kobiet i mężczyzn (w wieku do 24 lat).

Wyniki badań potwierdzają istotny statystycznie, pozytywny związek dochodów ze stanem zdrowia. Wzrost dochodów zwiększa prawdopodobieństwo pozytywnej oceny stanu zdrowia (wykres 4.3). Wśród osób o najniższych dochodach ekwiwalentnych (kwartyl I) średnie prawdopodobieństwo dobrego stanu zdrowia jest znacznie niższe niż wśród osób o dochodach wysokich (kwartyl IV).

Wykres 4.3. Stan zdrowia a dochody  
Średnie przewidywane prawdopodobieństwo zadowolenia ze stanu zdrowia według poziomu dochodów

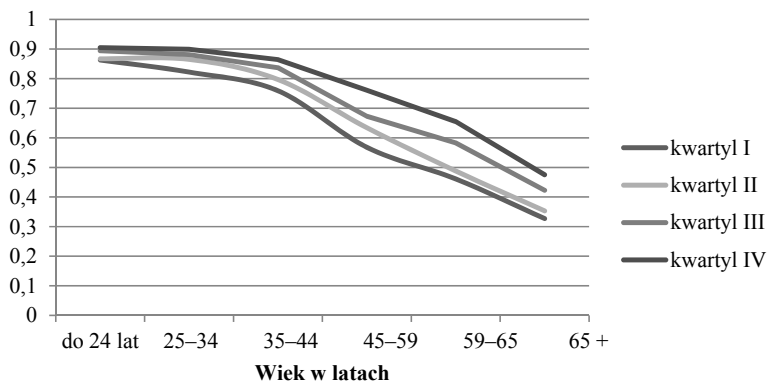


Źródło: obliczenia własne.

Z wyższym dochodem wiąże się nie tylko lepszy stan zdrowia mierzony samooceną. Również ryzyko pogorszenia się stanu zdrowia wraz z wiekiem jest zdecydowanie wyższe wśród osób o niskich dochodach (wykres 4.4). Szczególnie duże różnice w stanie zdrowia osób lepiej i gorzej sytuowanych uwidaczniają się w wieku 35–64 lata.

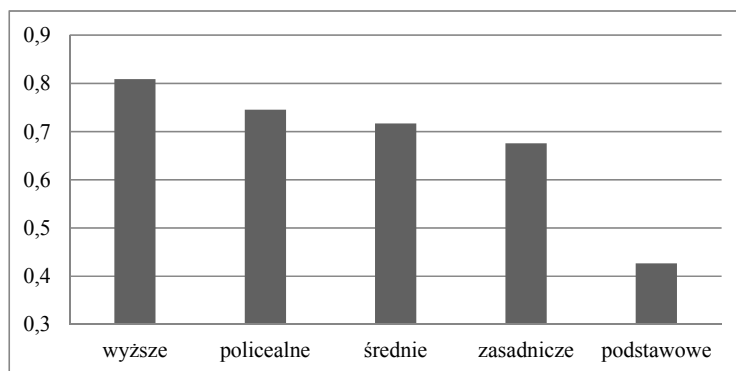
Rysuje się wyraźny związek pomiędzy indywidualnym stanem zdrowia a poziomem wykształcenia. Najlepszym zdrowiem cieszą się osoby z wykształceniem wyższym, ale wyraźne różnice zaznaczają się już pomiędzy osobami z wykształceniem zasadniczym a osobami z wykształceniem podstawowym bądź bez jakiegokolwiek wykształcenia (kategoria referencyjna).

Wykres 4.4. Deprecjacja stanu zdrowia – średnie przewidywane prawdopodobieństwa pozytywnej samooceny stanu zdrowia według dochodów



Źródło: obliczenia własne.

Wykres 4.5. Średnie przewidywane prawdopodobieństwo pozytywnej oceny stanu zdrowia według poziomu wykształcenia



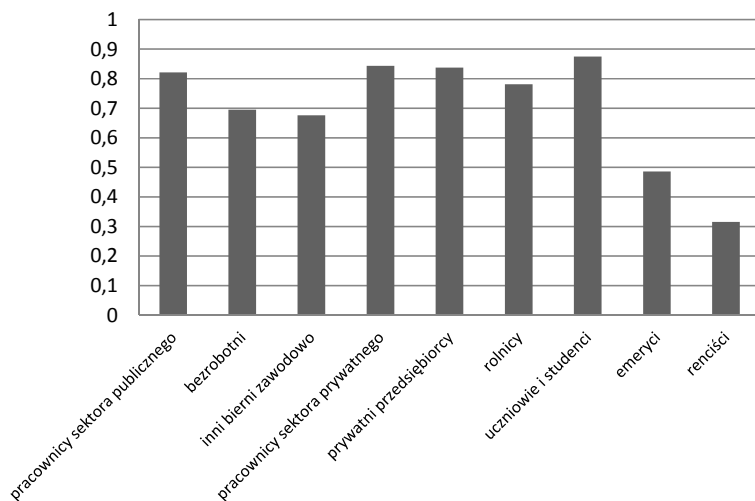
Źródło: obliczenia własne.

Wśród osób z wykształceniem wyższym szanse na dobry stan zdrowia są o 66,7% wyższe niż dla osób z wykształceniem podstawowym bądź bez wykształcenia, dla osób z wykształceniem policealnym wyższe o 50,9%, z wykształceniem średnim o 47,8%, zasadniczym zaś o 33,1%. Stąd wniosek, że nawet osoby stosunkowo nisko wykształcone cieszą się znacznie lepszym zdrowiem niż osoby z wykształceniem podstawowym.

Najlepiej swój stan zdrowia postrzegają (wyłączając uczniów i studentów) pracownicy sektora prywatnego, publicznego i prywatni przedsiębiorcy. Samoocena stanu zdrowia pracowników sektora publicznego (kategoria referencyjna)

i prywatnych przedsiębiorców nie różni się w sposób statystycznie istotny. Pracownicy sektora prywatnego nieznacznie gorzej oceniają swoje zdrowie. Gorzej niż pozostali respondenci oceniają swoje zdrowie osoby bezrobotne oraz inni bierni zawodowo. Wśród osób bezrobotnych szanse dobrego stanu zdrowia są o 37% niższe niż wśród pracowników sektora publicznego, natomiast dla pozostałych osób biernych zawodowo są one aż o 65% niższe. W najmniej korzystnej sytuacji zdrowotnej znajdują się, co naturalne, renciści i emeryci.

Wykres 4.6. Średnie prawdopodobieństwo pozytywnej oceny stanu zdrowia według statusu społeczno-zawodowego



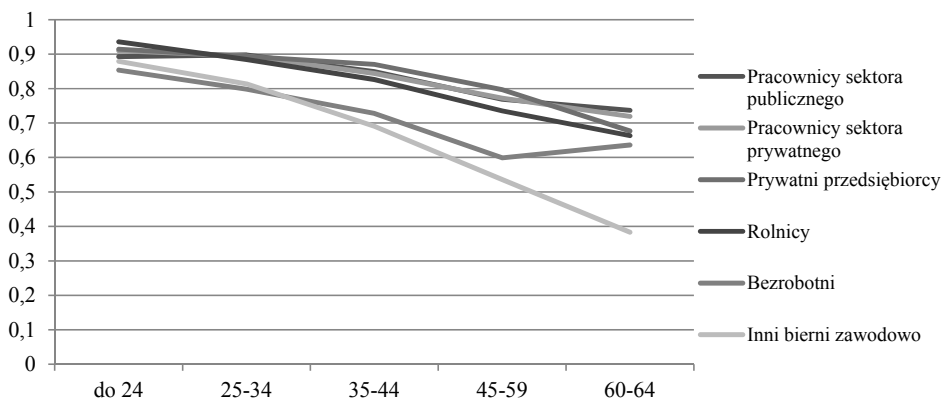
Źródło: obliczenia własne.

Następujące wraz z wiekiem pogorszenie stanu zdrowia przebiega z różną siłą wśród osób o różnym statusie zawodowym (wykres 4.7). Szczególnie szybko stan zdrowia zaczyna pogarszać się u osób biernych zawodowo (bezrobotnych oraz pozostałych osób biernych zawodowo). Mimo dobrego stanu zdrowia młodych rolników subiektywna ocena stanu zdrowia rolników po 60. roku życia jest niższa niż wśród innych grup zawodowych.

Niepokojący jest fakt, iż okresowi życia, w którym następuje pogorszenie stanu zdrowia, towarzyszy również spadek dochodów<sup>10</sup>. W szczególnie złej sytuacji finansowej, w okresie pogarszającego się stanu zdrowia wymagającego odpowiednich nakładów finansowych na utrzymanie kondycji zdrowotnej, znajdują się renciści, bezrobotni oraz rolnicy.

<sup>10</sup> Uwaga poczyniona została na podstawie nie zamieszczonych w tekście pracy obliczeń własnych.

Wykres 4.7. Prawdopodobieństwo pozytywnej oceny stanu zdrowia wg wieku i statusu zawodowego



Źródło: obliczenia własne.

Badania potwierdzają istnienie związku pomiędzy wielkością miejscowości zamieszkania a subiektywną oceną stanu zdrowia. Występują statystycznie istotne różnice w zadowoleniu ze zdrowia pomiędzy mieszkańcami wsi (kategoria referencyjna) a mieszkańcami małych, średnich czy nawet dużych miast. Szanse na dobrą ocenę zdrowia w małych, średnich i dużych miastach są niższe niż na wsi. Stan zdrowia w miastach o liczbie mieszkańców od 200 do 500 tys. nie różni się istotnie od stanu zdrowia na wsiach.

Osoby aktywne fizycznie cieszą się lepszym zdrowiem. Rola aktywności fizycznej jest znaczna, zwiększa bowiem o 40% szanse na dobre zdrowie.

Natomiast bycie wdowcem/wdową bądź osobą rozwiedzioną nie ma wpływu na postrzeganie własnego zdrowia.

#### 4.4. Związek stanu zdrowia z dochodami w wybranych subpopulacjach

Za jeden z ważnych celów prowadzonych na świecie badań traktuje się oszacowanie wpływu dochodów na stan zdrowia osób w wieku około emerytalnym, o ile to możliwe, z uwzględnieniem wpływu zarówno trwałego, jak i czasowego ubóstwa na stan zdrowia. Jest to szczególnie istotne w kontekście rozważanej w wielu krajach możliwości wydłużenia wieku emerytalnego.

Informacji dotyczących związku stanu zdrowia z dochodami dostarczają wyniki regresji logistycznej w rozważanej powyżej specyfikacji<sup>11</sup> (model 4.2) dla dwóch przedziałów wiekowych, zgodnych z klasyfikacją oryginalną zastosowaną w wy-

<sup>11</sup> Z wyłączeniem zmiennych wskazujących wiek.



korzystywanej bazie danych indywidualnych: dla wieku 45–59 lat oraz dla wieku 60–64 lata. W tab. 4.3 przedstawione zostały oceny parametrów  $\beta$  odpowiadających zmiennej objaśniającej – dochody (*lnincome*) dla wyróżnionych grup wieku.

Tabela 4.3. Stan zdrowia a dochody osób w wieku okołomerytalnym  
– wybrane wyniki regresji logistycznej

Wybrane wyniki estymacji	Wiek	
	45–59 lat	60–64 lata
Ocena parametru $\beta$	0,462	0,634
Statystyka Z [wartość $p$ ]	7,13 [0,000]	5,55 [0,000]
R <sup>2</sup> McFaddena	0,129	0,110
R <sup>2</sup> McKelveya i Zavoiny	0,206	0,153
Zliczeniowy R <sup>2</sup>	0,720	0,669
N	5 954	1 924

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 4.4. Stan zdrowia a dochody według poziomu wykształcenia  
– wybrane wyniki regresji logistycznej

Wybrane wyniki estymacji	Wykształcenie				
	wyższe	policealne	średnie	zasadnicze	podstawowe/ bez wykształcenia
Ocena parametru $\beta$	0,221	0,228	0,450	0,552	0,558
Statystyka Z [wartość $p$ ]	2,00 [0,003]	1,59 [0,011]	5,90 [0,000]	7,47 [0,000]	6,75 [0,000]
R <sup>2</sup> McFaddena	0,129	0,173	0,133	0,139	0,074
R <sup>2</sup> McKelvey'a i Zavoiny	0,218	0,363	0,241	0,238	0,140
Zliczeniowy R <sup>2</sup>	0,826	0,818	0,751	0,739	0,621
N	3 676	666	5 725	5 452	3 772

Źródło: obliczenia własne.

Jak wynika z badań, z wiekiem siła związku stanu zdrowia z dochodami wzrasta. Dla przedziału wiekowego 60–64 lata zależność ta znacząco przewyższa średnią dla całej próby [zob. tab. 4.1]. Jednocześnie w okresie tym następuje znaczne pogorszenie stanu zdrowia według ocen subiektywnych. Oceny obiektywne stanu zdrowia populacji w tym wieku również nie są korzystne [zob. rozdział 1]. Niezbędne wydają się więc rozwiązania, pozwalające na utrzymanie dobrego stanu zdrowia populacji osób pracujących w starszych przedziałach wieku.

Dodatkowy aspekt analiz stanowi zbadanie związku stanu zdrowia z dochodami wśród osób o różnym poziomie wykształcenia. Wybrane wyniki estymacji modeli logitowych<sup>12</sup> subiektywnej oceny stanu zdrowia w próbach wyłonionych ze względu na to kryterium przedstawia tab. 4.4.

Związek stanu zdrowia z dochodem staje się silniejszy wraz z obniżaniem poziomu wykształcenia. W funkcjonującym obecnie systemie organizacyjnym ochrony zdrowia utrzymanie dobrego stanu zdrowia osób starszych bez wykształcenia i odpowiednich środków finansowych może być trudne.

#### 4.5. Ocena skali związanych z dochodami nierówności w zdrowiu z wykorzystaniem indeksów i krzywych koncentracji

Dostępne indywidualne dane statystyczne umożliwiają ocenę skali nierówności w zdrowiu z wykorzystaniem metodologii przedstawionej w rozdziale 3.

Do oceny występujących nierówności w zdrowiu zastosowano indeks koncentracji  $C$  opisany formułą (3.10)<sup>13</sup>:

$$C = \frac{2}{\mu} \text{cov}(h_i, r_i),$$

gdzie  $h_i$  oraz  $r_i$  oznaczają odpowiednio stan zdrowia  $i$ -tej jednostki oraz jej rangę w (postaci ułamka) w rozkładzie pozycji społeczno-ekonomicznej.

Natomiast dla stanu zdrowia wyrażonego w sposób dychotomiczny zastosowana została formuła (3.14):

$$C = \frac{2}{N\mu} \sum_{i=1}^n h_i r_i - 1.$$

Indeksy społeczno-ekonomicznej nierówności zdrowia wyznaczone zostały dla dwóch różnych aspektów pozycji ekonomicznej. Podstawę porządkowania jednostek stanowił dochód przypadający na jednostkę konsumpcyjną w gospodarstwie domowym bądź dochód osobisty.

Rozważone zostały różne aspekty stanu zdrowia. Poza omawianą wcześniej samooceną (różnie definiowaną) dołączony został indeks nierówności dla obiektywnej miary stanu zdrowia tzn. orzeczonej niepełnosprawności. W ostatecznej postaci miary te dotyczą:

- empirycznej (rzeczywistej) samooceny stanu zdrowia przedstawionej w sposób binarny,

<sup>12</sup> Specyfikacja modelu indywidualnego stanu zdrowia opowiada specyfikacji modelu 4.2 z wyłączeniem zmiennych dla odpowiednich poziomów wykształcenia.

<sup>13</sup> Szczegółowy opis indeksu przedstawiony został w rozdziale 3.

- teoretycznego prawdopodobieństwa pozytywnej samooceny stanu zdrowia wyznaczonego na podstawie modelu logitowego (model 4.2),
- niepełnoprawności,
- częstych ograniczeń w wykonywaniu codziennych czynności (zmienna binarna).

Indeksy nierówności dla powyższych mierników stanu zdrowia wraz z oceną ich istotności dla różnie definiowanych dochodów zawierają tab. 4.5. i 4.6.

Dysponowanie modelem indywidualnego stanu zdrowia pozwala na wyodrębnienie tej części nierówności, której można uniknąć. W tab. 4.5, 4.6 przedstawiony został również indeks nierówności możliwej do uniknięcia  $I^* = C - C^*$ , gdzie  $C^*$  jest indeksem nierówności policzonym dla standaryzowanego wiekiem i płcią stan zdrowia.

W procesie standaryzacji zastosowana została metoda pośrednia<sup>14</sup>. Standaryzowany wiekiem i płcią stan zdrowia  $\hat{h}_i^{IS}$  otrzymany został z formuły (3.21):

$$\hat{h}_i^{IS} = h_i - \hat{h}_i^X + \mu$$

gdzie:

$$\hat{h}_i^X = \hat{\alpha} + \sum_j \hat{\beta}_j x_{ji} + \sum_k \hat{\gamma}_k \bar{z}_k$$

W wektorze  $\mathbf{x}$  (por. punkt 3.4) znajdują się zmienne będące podstawą standaryzacji (wiek, płeć), w wektorze  $\mathbf{z}$  pozostałe zmienne objaśniające modelu 4.2 (tab. 4.1).

Tabela 4.5. Indeksy koncentracji dla wybranych aspektów stanu zdrowia.  
Miara dochodu – dochód ekwiwalentny

Miernik stanu zdrowia	Indeks koncentracji $C$	Błąd standardowy	Statystyka $t$
Samoocena stanu zdrowia (zmienna binarna, wartość rzeczywista)	0,0655	0,0029	22,58
Samoocena stanu zdrowia (wartości teoretyczne, model logitowy, zmienna ciągła)	0,0653	0,0017	38,29
Niepełnosprawność (zmienna binarna, wartość rzeczywista)	-0,1763	0,0094	-18,75
Ograniczenia w wykonywaniu codziennych czynności (zmienna binarna, wartość rzeczywista)	-0,1649	0,0085	-19,40
Nierówność nie do uniknięcia	0,0212	0,0018	11,52
Nierówność potencjalnie do uniknięcia $I^*$	0,0443		

Uwaga: Obliczenia indywidualnych indeksów koncentracji zostały przeprowadzone w pakiecie STATA v.10.

Źródło: obliczenia własne.

<sup>14</sup> Zagadnienie standaryzacji demograficznej dokładniej omówione zostało w punkcie 3.5.1.

Tabela 4.6. Indeksy koncentracji dla wybranych aspektów stanu zdrowia.  
Miara dochodu – dochód indywidualny

Miernik stanu zdrowia	Indeks koncentracji $C$	Błąd standardowy	Statystyka $t$
Samoocena stanu zdrowia (zmienna binarna, wartość rzeczywista)	0,0952	0,0029	32,82
Samoocena stanu zdrowia (wartości teoretyczne, model logitowy, zmienna ciągła)	0,0931	0,0016	58,18
Niepełnosprawność (zmienna binarna, wartość rzeczywista)	-0,2920	0,0090	-32,44
Ograniczenia w wykonywaniu codziennych czynności (zmienna binarna, wartość rzeczywista)	-0,2020	0,0080	-25,25
Nierówność nie do uniknięcia	0,0482	0,0017	28,35
Nierówność potencjalnie do uniknięcia $I^*$	0,0449		

Źródło: obliczenia własne.

Krzywe koncentracji dla rozważanych aspektów stanu zdrowia w sytuacji, gdy podstawę porządkowania jednostek stanowi dochód ekwiwalentny, przedstawione zostały na wykresie 4.8.

Leżące poniżej linii rozkładu egalitarnego krzywe koncentracji dla pozytywnych mierników stanu zdrowia i powyżej tej linii dla mierników negatywnych wskazują na nierównomierność na niekorzyść osób o niskich dochodach.

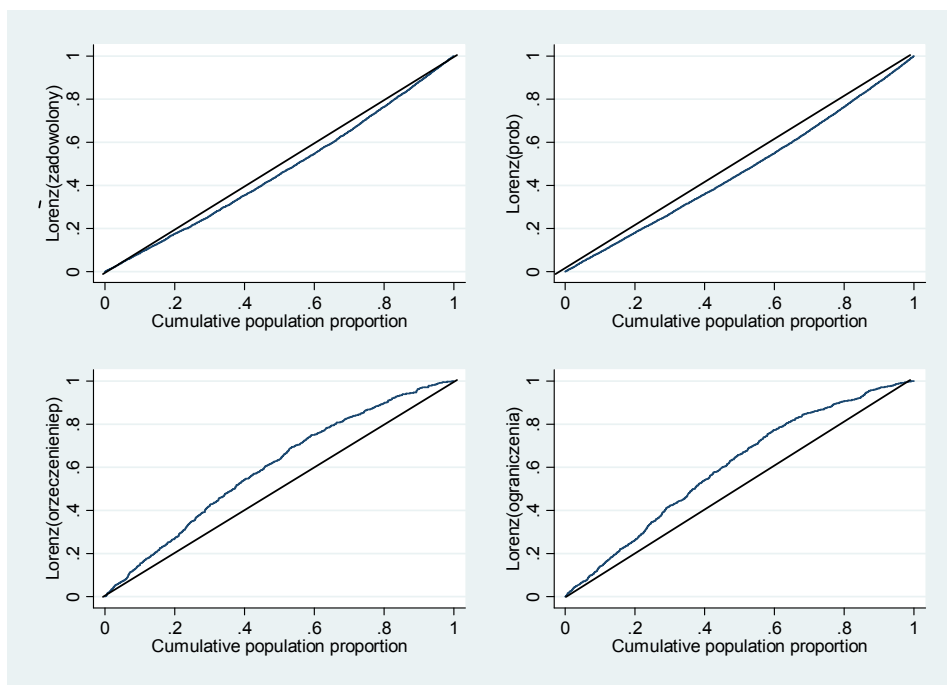
Statystycznie istotne indeksy koncentracji  $C$  dla wybranych aspektów stanu zdrowia potwierdzają nierównomierny rozkład zdrowia ze względu na poziom dochodów. Najbardziej wyraźne nierówności wiążą się z niepełnosprawnością i występowaniem ograniczeń w wykonywaniu codziennych czynności. W przypadku niepełnosprawności wartość indeksu jest zdecydowanie wyższa.

Ujemne wartości indeksów koncentracji dla mierników negatywnych (niepełnosprawność, ograniczenia w wykonywaniu codziennych czynności) wskazują na istnienie nierówności zdrowia na niekorzyść osób o niskich dochodach. Dotyczy to zarówno dochodów ekwiwalentnych, jak i dochodów osobistych.

Rozkład różnie definiowanej samooceny stanu zdrowia nie jest równomierny. Dodatni i istotny statystycznie indeks koncentracji dla tej zmiennej wskazuje na lepszą sytuację zdrowotną osób o wyższych dochodach.

Teoretycznie wartość indeksu może mieścić się w przedziale  $[-1; 1]$ , jednak, jak dowodzą prowadzone na świecie badania [zob. np. Wagstaff, 2005], jeśli zmienna wykorzystana do pomiaru stanu zdrowia jest zmienną o charakterze binarnym a próba jest dużą próbą, wartość indeksu koncentracji zawiera się w przedziale  $[-0,12; 0,12]$ . Pozwala to na uznanie istniejących w Polsce nierówności w stanie zdrowia mierzonym jego samooceną za umiarkowane.

Wykres 4.8. Krzywe koncentracji dla wybranych miar stanu zdrowia



Uwaga: poszczególne fragmenty wykresu dotyczą następujących miar stanu zdrowia:

- 1) *zadowolony* – pozytywna subiektywna ocena stanu zdrowia,
- 2) *prob* – teoretyczne prawdopodobieństwo pozytywnej oceny stanu zdrowia wyznaczone na podstawie modelu logitowego,
- 3) *orzeczenie* – posiadanie orzeczenia o niepełnosprawności,
- 4) *ograniczenia* – ograniczenia w wykonywaniu codziennych czynności.

Źródło: obliczenia własne w programie STATA.

Na wartość indeksów nierówności zdrowia ma wpływ wybór miary stanu zdrowia i wybór zmiennej definiującej dochody. Indeksy, w przypadku których kryterium porządkowania jednostek stanowi dochód na jednostkę ekwiwalentną, są niższe niż indeksy, w których kryterium tym jest dochód osobisty.

Wszystkie przedstawione indeksy są statystycznie istotne. Wskazywać to może na istniejące w Polsce społeczno-ekonomiczne, a dokładniej dochodowe nierówności zdrowia.

Około 50% dochodowej nierówności zdrowia stanowi nierówność, której nie można uniknąć, związana ze strukturą wieku i płci [zob. tab. 4.5, 4.6]. Natomiast kolejne 50% istniejącej nierówności, to nierówność możliwa do uniknięcia.

#### 4.6. Dekompozycja indeksu koncentracji stanu zdrowia

Oceny parametrów modelu stanu zdrowia (tab. 4.1) wykorzystane zostały w procesie dekompozycji nierówności i określenia udziału poszczególnych czynników determinujących zdrowie w nierównościach zdrowia.

Dla nieliniowych modeli stanu zdrowia indeks koncentracji może zostać wyrażony wzorem (3.33):

$$C = \sum_k \left( \frac{\beta_k^m \bar{x}_k}{\mu} \right) C_k + \left( \frac{\bar{\varepsilon}}{\mu} \right) C_\varepsilon,$$

gdzie  $C_k$  jest indeksem koncentracji dla zmiennej  $x_k$  (zdefiniowanym analogicznie do indeksu  $C$ ),  $\bar{x}_k$  średnią wartością zmiennej  $x_k$ , natomiast,  $C_\varepsilon$  jest indeksem koncentracji dla składnika losowego  $\varepsilon$ ,  $\beta_k^m$  są efektami krańcowymi dla poszczególnych zmiennych objaśniających.

Dana zmienna objaśniająca przyczynia się do powstawania nierówności w stopniu równym  $\eta_k C_k / C$ , gdzie  $\eta_k = \beta_k^m \frac{\bar{x}_k}{\mu}$ .

Wykorzystanie zmiennych jakościowych w charakterze zmiennych objaśniających modelu wiąże się z niedogodnością, polegającą na względnym, wobec wybranej kategorii referencyjnej, charakterze ocen parametrów modelu dotyczących tych zmiennych. Należy jednak podkreślić, iż metodologia ta przede wszystkim zorientowana jest na analizę związków pomiędzy dochodami i nierównościami zdrowia.

Indeksy koncentracji dla zmiennej objaśnianej i zmiennych objaśniających policzone zgodnie z formułami (3.10) i (3.14) dostarczają informacji dotyczących nierówności rozkładu poszczególnych zmiennych względem dochodu (tab. 4.7). Przedstawione w niej zostały również niezbędne w procesie dekompozycji efekty krańcowe.

Osoby lepiej wykształcone, szczególnie z wykształceniem wyższym, koncentrują się w wyższych grupach dochodowych. Podobnie prywatni przedsiębiorcy ( $C_k = 0,297$ ), pracownicy sektora publicznego ( $C_k = 0,227$ ) i prywatnego oraz mieszkańcy wielkich miast. Renciści, rolnicy, osoby bezrobotne oraz pozostałe osoby biernie zawodowo lokuje się w niższych grupach dochodowych. Występuje silna koncentracja osób aktywnych fizycznie wśród osób o wyższych dochodach.

Wkład poszczególnych czynników determinujących może być zarówno dodatni, jak i ujemny w zależności od relacji pomiędzy zdrowiem a czynnikiem warunkującym oraz jego rozkładu względem dochodu wyrażonym indeksem koncentracji.

Do powiązanej z dochodami nierówności zdrowia w największym stopniu przyczyniają się czynniki społeczno-ekonomiczne: dochody i wykształcenie. Zdecydowanie największe zagrożenie wiąże się z samymi dochodami. Udział tego czynnika przekracza 50%<sup>15</sup>. Tak duża rola dochodów wynikać może z dwóch

<sup>15</sup> Podobny udział dochodów w generowaniu nierówności zdrowia zaobserwowano, np. w: Van Doorslaer, Koolman, 2004.

Tabela 4.7. Dekompozycja indeksu koncentracji stanu zdrowia  $C$ 

Zmienna objaśniająca	$C_k$	Efekt krańcowy $\beta_k^m$	$\eta_k$	Udział w nierówności zdrowia (%)
<b><i>Lnincome</i></b>	0,0414	0,0955	0,9868	53,59
M25–34	0,1449	-0,1751	-0,0176	-3,36
M35–44	-0,0098	-0,3107	-0,0332	0,43
M45–59	-0,0158	-0,4543	-0,1007	2,09
M60–64	0,0438	-0,4379	-0,0282	-1,62
M65+	0,0192	-0,5193	-0,0626	-1,58
K25–34	0,1285	-0,2307	-0,0287	-4,84
K35–44	-0,0397	-0,2906	-0,0316	1,65
K45–59	0,0084	-0,4829	-0,1143	-1,26
K60–64	-0,0112	-0,4405	-0,0360	0,53
K65+	-0,1050	-0,5146	-0,1023	14,10
Miasta pow. 500 tys.	0,3451	-0,0929	-0,0106	-4,83
Miasta 200–500 tys.	0,1887	-0,0394	-0,0081	-2,02
Miasta 20–100 tys.	0,0694	-0,0200	-0,0055	-0,50
Wykształcenie wyższe	0,4641	0,0849	0,0196	11,97
Wykształcenie policealne	0,1890	0,1143	0,0060	1,50
Wykształcenie średnie	0,1139	0,0556	0,0249	3,72
Wykształcenie zasadnicze	-0,1595	0,0594	0,0247	-5,18
Pracownicy sektora prywatnego	0,1227	-0,0619	-0,0223	-3,60
Rolnicy	-0,3109	-0,0566	-0,0033	1,35
Renciści	-0,2685	-0,3948	-0,0580	20,45
Emeryci	0,0018	-0,1724	-0,0788	-0,19
Uczniowie i studenci	-0,0731	-0,2394	-0,0062	0,60
Bezrobotni	-0,4243	-0,0982	-0,0056	3,12
Inni bierni zawodowo	-0,3746	-0,2414	-0,0176	8,66
Aktywność fizyczna	0,2298	0,0671	0,0173	5,23

Uwagi: Obliczenia indywidualnych indeksów koncentracji zostały przeprowadzone w pakiecie STATA v.10. Na poszczególne parametry:  $C_k$ ,  $\eta_k$  nałożone zostały zaokrąglenia, co powoduje, iż suma ich wpływu może nie być równa 100%.

Źródło: obliczenia własne

powodów: nierównomierności rozkładów samych dochodów oraz dużej zależności stanu zdrowia od dochodów wyrażonej współczynnikiem  $\eta_k$ . Rezultaty badań pozwalają na przyznanie drugiemu z czynników większego znaczenia. Prowadzi to do wniosków, iż związane z dochodami nierówności zdrowia są wynikiem nie tyle nierównomiernego rozkładu samych dochodów, co raczej silnej zależności stanu zdrowia od dochodów. Wskazuje to tym samym na konieczność poszukiwania instrumentów polityki zdrowotnej, pozwalających na utrzymanie dobrego stanu zdrowia niezależnie od osiągniętych dochodów.

Wykształcenie stanowi drugi istotny czynnik nierówności, przy czym dotyczy to wykształcenia wyższego (udział 12%). Nie bez znaczenia pozostaje również status zawodowy. Duży udział przypada prywatnym przedsiębiorcom i pracownikom sektora publicznego – osobom cieszącym się stosunkowo dobrym zdrowiem i osiągającym wysokie dochody. Powiązane z dochodami nierówności zdrowia zwiększają również kobiety powyżej 65. roku życia o złym stanie zdrowia i niskich dochodach, osoby biernie zawodowo oraz renciści.

Rola pozostałych czynników nie jest znacząca. Do redukcji skali dochodowej nierówności zdrowia przyczynia się wykształcenie zasadnicze. Osoby z tym poziomem wykształcenia koncentrują się wśród osób o niskich dochodach, natomiast deklarują lepszy stan zdrowia niż osoby z wykształceniem podstawowym. Podobna sytuacja, aczkolwiek w mniejszym wymiarze dotyczy kobiet i mężczyzn w wieku 35–44 lata.

Z przeprowadzonych badań wynika, że dochód nie jest jedynym źródłem nierówności zdrowia. Poziom edukacji, status na rynku pracy są jednymi z głównych, poza dochodem, nośnikami nierówności. Udział pozostałych rozważanych czynników w generowaniu nierówności jest marginalny.

#### 4.7. Nierówności a wiek

W sposób naturalny wraz z wiekiem stan zdrowia ulega pogorszeniu [zob. wykresy 4.1– 4.2). Prowadzone na świecie badania dowodzą szybszego i bardziej trwałego pogorszenia stanu zdrowia wśród osób o niskich dochodach. Zależność taka potwierdza się również dla warunków polskich (wykres 4.3).

Także skala nierówności zdrowia mierzona indeksem koncentracji zmienia się wraz z wiekiem respondentów (tab. 4.8).

Związane z dochodami nierówności zdrowia wśród osób młodych, do 45. roku życia, zazwyczaj jeszcze cieszących się dobrym zdrowiem, są stosunkowo niewielkie. Szczególne nasilenie tego niekorzystnego zjawiska przypada na okres powyżej 45. roku życia. Wśród osób w wieku powyżej 60 lat następuje nieznaczne złagodzenie skali nierówności, choć nadal są one zdecydowanie wyższe niż wśród osób młodych. Sytuacja ta ma miejsce niezależnie od wyboru



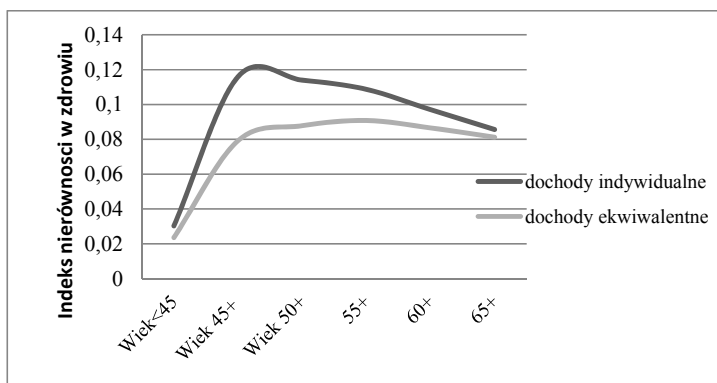
miary dochodu, tzn. zarówno, gdy jest to dochód przypadający na jednostkę konsumpcyjną, jak i wtedy, gdy jest to dochód osobisty respondenta. Mimo zgodnej ogólnej tendencji występują duże dysproporcje w skali nierówności (wykres 4.9). W przypadku dochodów ekwiwalentnych nierówności wyglądają łagodniej.

Tabela 4.8. Indeksy koncentracji a wiek

Wiek w latach	Miara dochodu			
	dochód ekwiwalentny		dochód indywidualny	
	indeks C	statystyka t	indeks C	statystyka t
Wiek < 45	0,0235	21,46	0,0302	46,36
Wiek 45+	0,0791	28,53	0,1159	37,96
Wiek 50+	0,0878	27,55	0,1139	31,97
55+	0,0908	24,97	0,1087	22,55
60+	0,0865	19,20	0,0970	15,01
65+	0,0812	13,73	0,0856	11,20

Źródło: obliczenia własne.

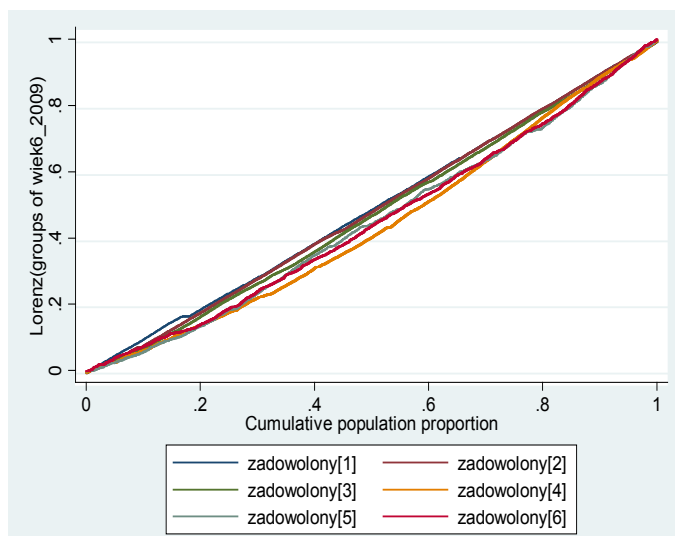
Wykres 4.9. Związane z dochodem nierówności w zdrowiu a wiek



Źródło: opracowanie własne.

Potwierdzeniem są krzywe koncentracji dla grup wyróżnionych ze względu na wiek (wykres 4.10).

Wykres 4.10. Krzywe koncentracji stanu zdrowia według wieku



Uwaga: poszczególne przedstawione w nawiasach liczby oznaczają następujące przedziały wieku: 1) do 24 lat, 2) 25–34 lata, 3) 35–44 lata, 4) 45–59 lat, 5) 60–65 lat, 6) powyżej 65 lat.

Źródło: obliczenia własne.

Najbardziej od linii rozkładu egalitarnego oddala się krzywa dla osób w przedziale 45–59 lat.

#### 4.8. Regionalne zróżnicowanie związanych z dochodami nierówności w zdrowiu

Ważny aspekt analiz nierówności zdrowia stanowią analizy regionalne pozwalające na ocenę, czy skala nierówności różni się pomiędzy województwami. Poza przestrzennymi różnicami stanu zdrowia pomiędzy regionami<sup>16</sup> możliwe jest występowanie zróżnicowań społeczno-ekonomicznych wewnątrz nich.

Występujące wewnątrz poszczególnych województw nierówności zdrowia mierzone indeksem koncentracji  $C$  oraz indeksem  $I^*$  wykazują zróżnicowanie regionalne (tab. 4.9), bez względu na rodzaj dochodu wykorzystanego do oceny skali nierówności.

<sup>16</sup> Zagadnieniu zróżnicowania przestrzennego stanu zdrowia poświęcony został rozdział 5 niniejszej pracy.

Dodatnie wartości indeksów potwierdzają istnienie nierówności na niekorzyść osób o niskich dochodach we wszystkich rejonach kraju. Ze szczególną siłą zjawisko to występuje w województwach: lubelskim, małopolskim, mazowieckim, pomorskim i zachodniopomorskim. Standaryzacja demograficzna wiekiem i płcią nieznacznie zmienia ranking województw. Najwyższe, możliwe do uniknięcia nierówności w zdrowiu występują w województwach: pomorskim, małopolskim, mazowieckim i podlaskim.

Tabela 4.9. Regionalne zróżnicowanie związanych z dochodami nierówności w zdrowiu

Województwo	Miara dochodu					
	dochód ekwiwalentny			dochód indywidualny		
	indeks <i>C</i>	statystyka <i>t</i>	nierówności do uniknięcia – I*	indeks <i>C</i>	statystyka <i>t</i>	nierówności do uniknięcia – I*
Dolnośląskie	0,0533	7,95	0,0170	0,0832	13,20	0,0343
Kujawsko-pomorskie	0,0257	3,67	0,010	0,064	9,55	0,0299
Lubelskie	0,0437	5,67	0,0230	0,1058	13,92	0,0590
Lubuskie	0,0647	6,10	0,0310	0,0827	8,10	0,0206
Łódzkie	0,0568	9,46	0,0413	0,0875	15,08	0,0371
Małopolskie	0,0658	8,32	0,0480	0,1217	16,44	0,0661
Mazowieckie	0,0688	14,95	0,0440	0,0982	2,17	0,0640
Opolskie	0,0412	4,79	0,0279	0,0747	9,22	0,0374
Podkarpackie	0,0465	5,96	0,0148	0,0966	13,16	0,0308
Podlaskie	0,0701	8,44	0,0523	0,0981	11,76	0,0658
Pomorskie	0,0648	9,25	0,0543	0,1002	14,95	0,0648
Śląskie	0,0490	9,42	0,0358	0,0709	14,46	0,0260
Świętokrzyskie	0,0580	6,23	0,0375	0,0973	11,18	0,0592
Warmińsko-mazurskie	0,0544	7,45	0,0358	0,0865	12,18	0,0377
Wielkopolskie	0,0419	7,35	0,0256	0,0762	14,11	0,0383
Zachodnio-pomorskie	0,0630	8,75	0,0384	0,0882	12,08	0,0443

Źródło: obliczenia własne.

Okolo 30–50% nierówności zdrowia stanowią te, których potencjalnie można uniknąć, stosując. np. odpowiednią politykę redystrybucji dochodów. W części woje-

wódtw powiązane z dochodami nierówności zdrowia mierzone indeksem  $I^*$  są stosunkowo niewielkie (kujawsko-pomorskie, lubuskie, świętokrzyskie), w innych natomiast są zdecydowanie wyższe (małopolskie, mazowieckie, podlaskie, pomorskie).

W tab. 4.10 przedstawione zostały wartości Health Achievement Index (*HAI*) zdefiniowanego wzorem (3.18):

$$HAI = (1 - C)\mu$$

stanowiącego syntetyczne odzwierciedlenie zarówno przeciętnego poziomu zdrowia, jak i nierówności zdrowia. Wysoka wartość indeksu *HAI* jest wynikiem połączenia dobrego stanu zdrowia mierzonego wartością średnią ( $\mu$ ) oraz niskiej dochodowej nierówności zdrowia.

Tabela 4.10. Wartość indeksu *HAI* według województw

Województwo	Wartość indeksu <i>HAI</i>	Województwo	Wartość indeksu <i>HAI</i>
Dolnośląskie	0,6220	Podkarpackie	0,6174
Kujawsko-pomorskie	0,6901	Podlaskie	0,5781
Lubelskie	0,5731	Pomorskie	0,6507
Lubuskie	0,5487	Śląskie	0,6679
Łódzkie	0,6168	Świętokrzyskie	0,5807
Małopolskie	0,6034	Warmińsko-mazurskie	0,5862
Mazowieckie	0,6107	Wielkopolskie	0,6685
Opolskie	0,6991	Zachodniopomorskie	0,6918

Źródło: obliczenia własne.

Ujęcie przeciętnego stanu zdrowia i nierówności zdrowia w jednym mierniku wskazuje na najbardziej korzystną sytuację zdrowotną (mierzoną oceną subiektywną) w województwie opolskim, zachodniopomorskim i kujawsko-pomorskim. Najtrudniejsza sytuacja zdrowotna ma miejsce w województwach lubelskim i lubuskim.

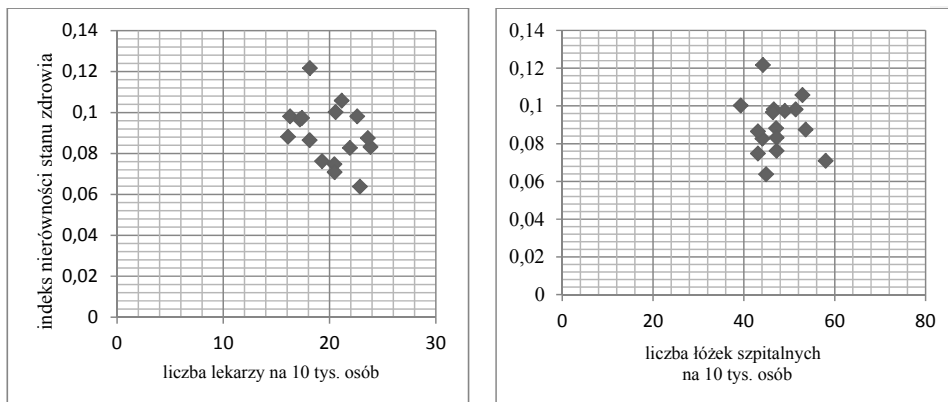
W części województw o wysokim średnim stanie zdrowia, występują też wysokie nierówności zdrowia. Powoduje to obniżenie wartości indeksu *HAI*.

#### 4.9. Związane z dochodami nierówności w wykorzystaniu świadczeń zdrowotnych

Jak wynika z prowadzonych na świecie badań i co potwierdzają badania dla warunków polskich (zob. rozdział 5), stan zdrowia do pewnego stopnia uwarunkowany jest dostępnością świadczeń. Ograniczona dostępność świadczeń może

również przyczyniać się do narastania ekonomicznych nierówności zdrowia. Wykres 4.11 obrazuje relację pomiędzy związaną z dochodami nierównością w zdrowiu a wybranymi wskaźnikami dostępności świadczeń.

Wykres 4.11. Nierówności w zdrowiu a dostępność świadczeń



Źródło: obliczenia własne.

W województwach o niskiej dostępności świadczeń indeksy nierówności w zdrowiu na korzyść osób osiągających wysokie dochody są wyższe niż w pozostałych rejonach. Pośrednio może to być sygnałem zależności stanu zdrowia od możliwości wykorzystania usług zdrowotnych finansowanych ze środków prywatnych pacjenta. Dochód staje się zatem niewątpliwym wyznacznikiem dostępności świadczeń wysokiej jakości.

Istniejące w wielu krajach, mimo deklarowanego powszechnego dostępu świadczeń, nierówności w dostępności związane z dochodami stanowią ważną informację służącą ocenie funkcjonowania systemu ochrony zdrowia. W przypadku danych indywidualnych i przy braku dodatkowych informacji, dostępność świadczeń najczęściej aproksymowana jest ich wykorzystaniem.

Do zbadania związanej z dochodami nierówności w wykorzystaniu świadczeń zdrowotnych zastosowany został indeks koncentracji  $C_M$ , analogiczny do indeksu służącego do pomiaru nierówności w stanie zdrowia, dany wzorem (3.37)<sup>17</sup>:

$$C_M = \frac{2}{\bar{y}} \text{cov}(y_i, r_i)$$

<sup>17</sup> W sposób bardziej szczegółowy zagadnienie to zostało omówione w rozdziale 3 niniejszej pracy.

gdzie  $y_i$  oraz  $r_i$  oznaczają odpowiednio korzystanie ze świadczeń przez  $i$ -tą jednostkę oraz jej rangę w rozkładzie dochodów,  $\bar{y}$  jest średnim wykorzystaniem świadczeń w rozważanym okresie.

Stwierdzenie niższej konsumpcji medycznej przez osoby o niższych dochodach może sygnalizować trudności w dostępie do świadczeń zdrowotnych i tym samym trudności w możliwościach zaspokojenia potrzeb w tym zakresie.

Pełna analiza wykorzystania świadczeń zdrowotnych obejmuje zarówno analizę nierówności w prawdopodobieństwie skorzystania ze świadczeń zdrowotnych (prawdopodobieństwo wizyt), jak i nierówności w liczbie wizyt. Dostępne dane statystyczne nie zawierają informacji odnośnie do intensywności wykorzystania świadczeń, co ogranicza zakres badań.

W prowadzonych na świecie analizach na ogół rozważany jest podział na usługi lekarzy internistów (pierwszego kontaktu) oraz usługi lekarzy specjalistów. Dostępne dane statystyczne dla warunków polskich natomiast uwzględniają podział usług ze względu na płatnika. tzn. usługi dostępne w ramach ubezpieczenia zdrowotnego (opłacane przez Narodowy Fundusz Zdrowia) oraz usługi opłacane bezpośrednio ze środków prywatnych pacjentów lub przez pracodawcę na zasadzie abonamentu.

W tab. 4.11 przedstawione zostały indeksy nierówności dla korzystania z usług opłacanych przez NFZ i opłacanych ze środków prywatnych. Ze względu na marginalne znaczenie porad świadczonych w ramach abonamentu ten rodzaj usług został pominięty w dalszych rozważaniach.

Zmienne  $y_i$  zdefiniowane zostały jako zmienne binarne o wartości 1, gdy  $i$ -ta osoba korzystała w okresie objętym badaniem z porad opłacanych przez NFZ bądź porad opłacanych ze środków prywatnych.

Tabela 4.11. Indeksy koncentracji wykorzystania świadczeń zdrowotnych w 2009 r.

Rodzaj wykorzystywanych świadczeń	Miara dochodu			
	dochód ekwiwalentny		dochód indywidualny	
	$C_M$	statystyka $t$	$C_M$	statystyka $t$
Porady opłacane przez NFZ	-0,0029	1,34	-0,0277	12,84
Porady opłacane przez pacjenta	0,1852	33,35	0,1275	2,77

Źródło: obliczenia własne.

Istnieją nieznaczne nierówności na korzyść osób o niskich dochodach dla korzystania z porad opłacanych przez NFZ. W sytuacji, gdy miarę dobrobytu stanowi dochód na jednostkę konsumpcyjną, indeksy nie są statystycznie istotne.

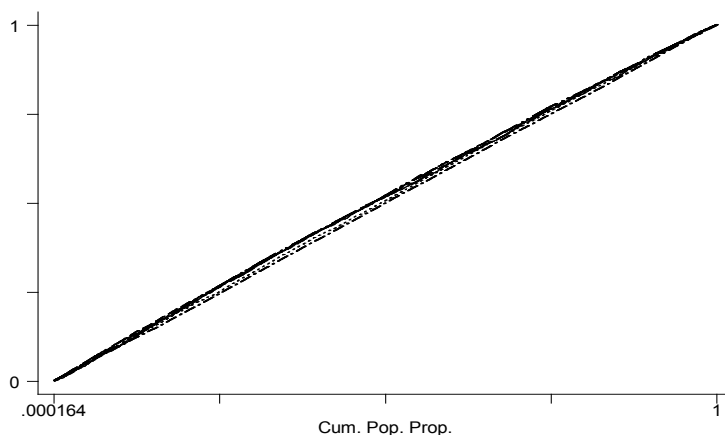
Tabela 4.12. Nierówności w korzystaniu z porad opłaconych przez NFZ według wieku

Wiek w latach	Miara dochodu			
	dochód ekwiwalentny		dochód indywidualny	
	indeks $C_M$	statystyka $t$	indeks $C_M$	statystyka $t$
Do 24 lat	0,0020	0,17	-0,0220	-2,00
25–34 lat	-0,0126	-1,83	-0,0271	-4,01
35–44 lata	0,0001	0,14	-0,0318	-4,96
45–59 lat	0,0001	0,01	-0,0297	-7,58
60–65 lat	-0,0050	-0,91	-0,0091	-1,69
Powyżej 65 lat	0,0086	3,11	0,0045	1,59

Źródło: obliczenia własne.

Powiązane z dochodem nierówności w korzystaniu z porad udzielanych w ramach NFZ są niewielkie, niezależnie od wieku osób korzystających z porad. W większości przypadków przyjmują wartości ujemne, a krzywe koncentracji leżą powyżej linii rozkładu egalitarnego (wykres 4.12).

Wykres 4.12. Krzywe koncentracji korzystania z porad opłaconych przez NFZ



Źródło: opracowanie własne.

Odmierna sytuacja dotyczy porad opłacanych przez samych pacjentów w ramach tzw. opłat bezpośrednich. Istniejące nierówności są znacznie wyższe ze wskazaniem na częstsze wykorzystanie tego typu usług przez pacjentów o wysokich dochodach.

Skala nierówności nasila się wraz z wiekiem badanych. Co ciekawe, ich wartość jest bardzo wrażliwa na zmienną, stanowiącą podstawę porządkowania (tab. 4.13). W przeciwieństwie do nierówności stanu zdrowia, nierówności w wykorzystaniu usług opłacanych ze środków prywatnych są zdecydowanie wyższe w sytuacji, gdy podstawę porządkowania jednostek stanowi ich dochód ekwiwalentny.

Tabela 4.13. Nierówności w korzystaniu z porad opłaconych z prywatnych środków pacjentów według wieku

Wiek	Miara dochodu			
	dochód ekwiwalentny		dochód indywidualny	
	indeks $C_M$	statystyka $t$	indeks $C_M$	statystyka $t$
Do 24 lat	0,1696	7,18	0,0664	2,85
25–34 lat	0,1261	10,11	0,0640	5,16
35–44 lata	0,2011	15,63	0,1348	10,41
45–59 lat	0,1946	19,29	0,1374	13,47
60–65 lat	0,1829	9,66	0,1628	8,59
Powyżej 65 lat	0,1912	14,65	0,1272	9,55

Źródło: obliczenia własne.

Dodatknie wartości indeksów oraz krzywe koncentracji leżące poniżej linii rozkładu egalitarnego (wykres 4.13) wskazują na istnienie nierówności na rzecz osób o wysokich dochodach.

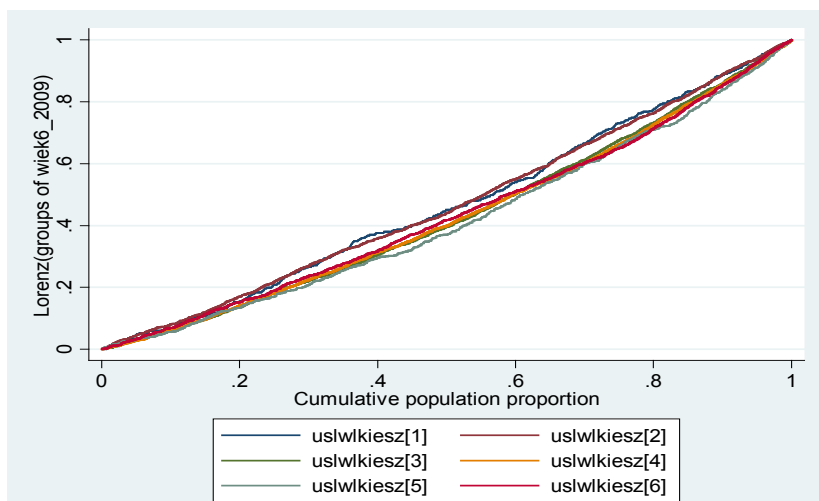
Niska wartość modeli ekonometrycznych wyjaśniających prawdopodobieństwo wykorzystania danego rodzaju usługi zdrowotnej uniemożliwia standaryzację konsumpcji medycznej potrzebami zdrowotnymi (aproksymowanymi wiekiem, płcią i stanem zdrowia). Niemożliwe jest więc rozważanie istniejących nierówności w kategoriach nierówności pionowej.

Sygnalizowany wcześniej gorszy stan zdrowia wśród osób o niskich dochodach pozwala przypuszczać, iż potrzeby tej grupy osób są wyższe – mimo to, rzadziej mają możliwość korzystania z placówek prywatnych. Tym samym mniejsza dostępność lepszej jakości świadczeń zdrowotnych może przekładać się na gorszy stan zdrowia. Dowodzi to braku bezpieczeństwa zdrowotnego tej grupy pacjentów.

Związek korzystania z porad prywatnych z możliwościami finansowymi nie jest niczym nowym bądź zaskakującym. Wyznaczone miary nierównomierności pozwalają jednak na ocenę skali zjawiska, a w dalszej kolejności jego zróżnicowania przestrzennego.



Wykres 4.13. Krzywe koncentracji korzystania z porad prywatnych według wieku



Uwaga: poszczególne przedstawione w nawiasach liczby oznaczają następujące przedziały wieku: 1) do 24 lat, 2) 25–34 lata, 3) 35–44 lata, 4) 45–59 lat, 5) 60–65 lat, 6) powyżej 65 lat.

Źródło: opracowanie własne.

Nierówności w konsumpcji usług opłacanych ze środków prywatnych pacjentów<sup>18</sup> (w postaci bezpośrednich opłat), wykazują pewne wahania regionalne (tab. 4.14).

Tabela 4.14. Regionalne zróżnicowanie nierówności w konsumpcji świadczeń zdrowotnych finansowanych ze środków prywatnych

Województwo	Miara dochodu			
	dochód ekwiwalentny		dochód indywidualny	
	indeks <i>C</i>	statystyka <i>t</i>	indeks <i>C</i>	statystyka <i>t</i>
1	2	3	4	5
Dolnośląskie	0,1574	9,09	0,1105	6,36
Kujawsko-pomorskie	0,2931	12,00	0,1862	7,22
Lubelskie	0,1651	17,65	0,1100	5,10
Lubuskie	0,1559	5,33	0,1395	4,78

<sup>18</sup> Ze względu na znikomy rozmiar nierówności dotyczących konsumpcji porad opłacanych przez NFZ, rozważania dotyczące tej kategorii nie będą kontynuowane.

Tabela 4.14 cd.

1	2	3	4	5
Łódzkie	0,1043	4,88	0,1012	4,73
Małopolskie	0,1964	10,56	0,1105	5,78
Mazowieckie	0,1752	11,35	0,1718	11,32
Opolskie	0,2135	6,62	0,1618	4,92
Podkarpackie	0,1601	6,71	0,1112	4,60
Podlaskie	0,1759	6,01	0,1065	3,58
Pomorskie	0,1749	8,26	0,1247	5,88
Śląskie	0,1815	9,80	0,1306	7,11
Świętokrzyskie	0,1954	7,24	0,1215	4,50
Warmińsko-mazurskie	0,2689	8,04	0,1738	5,00
Wielkopolskie	0,1960	10,07	0,1252	6,36
Zachodniopomorskie	0,2505	9,49	0,1826	8,36

Źródło: obliczenia własne.

Na wartość uzyskanych miar w dużym stopniu wpływa rodzaj rozważanego dochodu – dla dochodów na jednostkę ekwiwalentną ich wartość jest zdecydowanie wyższa.

Wyższe niż w innych regionach kraju powiązane z dochodami nierówności w wykorzystaniu świadczeń medycznych dotyczą województw: kujawsko-pomorskiego, zachodniopomorskiego, warmińsko-mazurskiego i opolskiego. W województwach tych dostępność świadczeń medycznych aproksymowana liczbą lekarzy i liczbą łóżek szpitalnych jest niższa niż w pozostałych rejonach kraju. Dodatkowo w większości z nich obserwuje się wysoką umieralność osób w wieku produkcyjnym<sup>19</sup>.

Jedną z możliwych dróg poprawy stanu zdrowia na wymienionych obszarach może stać się zabezpieczenie wysokiej jakości usług zdrowotnych finansowanych ze środków publicznych pacjentom o niskich dochodach.

Indeksy koncentracji dla wykorzystania świadczeń finansowanych ze środków prywatnych są zdecydowanie wyższe niż analogiczne indeksy dotyczące stanu zdrowia. Jednocześnie warto podkreślić brak jednoznacznego związku pomiędzy wspomnianymi indeksami. Jako jedna z przyczyn nasuwa się tutaj możliwość zaspokojenia potrzeb zdrowotnych w ramach usług finansowanych ze środków publicznych, dzięki której niekorzystna sytuacja osób o niższych dochodach w zakresie konsumpcji świadczeń opłacanych ze środków prywatnych pacjentów nie przekłada się automatycznie na taki sam stopień nierówności w zdrowiu.

<sup>19</sup> Por. punkt 5.3.

#### 4.10. Skala nierówności w Polsce na tle nierówności w innych krajach

Indeks koncentracji  $C$  jest standardowym narzędziem badania nierówności zdrowia w wielu krajach. Zastosowanie tej samej metodologii do warunków polskich pozwala na ocenę skali zjawiska w Polsce na tle nierówności w krajach, dla których dostępne są wyniki podobnych badań.

W zdecydowanej większości krajów, niezależnie funkcjonującego systemu ochrony zdrowia, istnieją statystycznie istotne nierówności na niekorzyść osób o niskich dochodach.

Mimo stosunkowo niewielkiej, choć statystycznie istotnej, wartości indeksów nierówności stanu zdrowia w Polsce, jest ona zdecydowanie wyższa od wartości analogicznych mierników dla wielu krajów europejskich [por. tab. 3.1].

Możliwości porównań indeksów nierówności konsumpcji medycznej są ograniczone. Dostępne dla Polski dane statystyczne pozwalają na rozważenie tylko prawdopodobieństwa korzystania z usług lekarskich, brak możliwości oceny liczby wizyt.

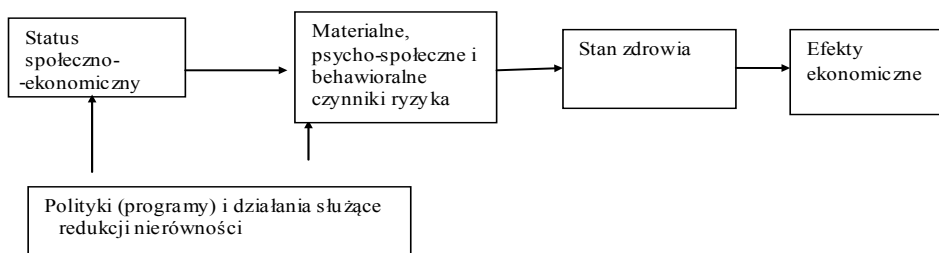
W większości krajów europejskich (tych, dla których wyniki badań są dostępne) nie stwierdzono statystycznie istotnych nierówności w korzystaniu z porad lekarzy internistów [zob. tab. 3.3]. Istnieją natomiast nierówności na korzyść osób o wysokich dochodach w korzystaniu z porad lekarzy specjalistów [zob. tab. 3.4]. Wyznaczone dla warunków polskich indeksy nierówności potwierdzają występujące w innych krajach tendencje. Ich wartości są jednak zdecydowanie wyższe.

Do pewnego stopnia niekorzystną sytuację łagodzić może możliwość korzystania z porad lekarzy specjalistów w ramach umów podpisanych z NFZ. Biorąc jednak pod uwagę czas oczekiwania na poradę, możliwości zaspokojenia potrzeb zdrowotnych osób o niskich dochodach w odniesieniu do osób znajdujących się w bardziej korzystnym położeniu ekonomicznym należy uznać za niezadowalające.

#### 4.11. Rola polityki społecznej w niwelowaniu nierówności w zdrowiu

Przedstawione badania dowodzą, że stan zdrowia i nierówności zdrowia pozostają pod silnym wpływem osiągniętych dochodów. Odpowiednia polityka społeczna, w gestii której pozostają dochody niektórych grup społecznych, stanowi potencjalne narzędzie, prowadzące do poprawy stanu zdrowia i niwelowania nierówności.

Światowa Organizacja Zdrowia wskazała potencjalne kanały oddziaływania instrumentów łagodzenia nierówności w zdrowiu. Wiodą one głównie poprzez wpływ na status społeczno-ekonomiczny i jego związek z czynnikami ryzyka (rys. 4.2).



Rys. 4.2. Możliwości wpływu na nierówności w zdrowiu

Źródło: Mackenbach, 2007.

Istotnie statystycznie relacje pomiędzy zdrowiem a sytuacją materialną składają się do poszukiwań odpowiedzi na dwa pytania:

1) w jaki sposób poprawa sytuacji materialnej respondentów o niskich dochodach mogłaby wpłynąć na ich stan zdrowia?

2) czy wzrost dochodów osób o ich niskim poziomie mógłby przyczynić się do zniwelowania nierówności zdrowia?

Oszacowany model, uwzględniający związek stanu zdrowia z dochodami (model 4.2), pozwala na ocenę wpływu zmian sytuacji materialnej osób, znajdujących się w najtrudniejszym położeniu ekonomicznym na istniejące nierówności zdrowia.

Brak informacji dotyczących rozwiązań, zmierzających do poprawy warunków ekonomicznych niektórych grup społecznych, skłonił do wykorzystania ocen subiektywnych, tzn. wielkości dochodu w odczuciu subiektywnym pozwalającego na poprawę sytuacji ekonomicznej gospodarstwa domowego<sup>20</sup>. W analizie mikrosymulacyjnej przyjęto założenie, iż dochód na jednostkę ekwiwalentną badanych osób nie może być niższy niż postulowane minimum.

Na podstawie dochodów hipotetycznych wyznaczone zostały hipotetyczne prawdopodobieństwa pozytywnej oceny stanu zdrowia i hipotetyczny indeks nierówności zdrowia.

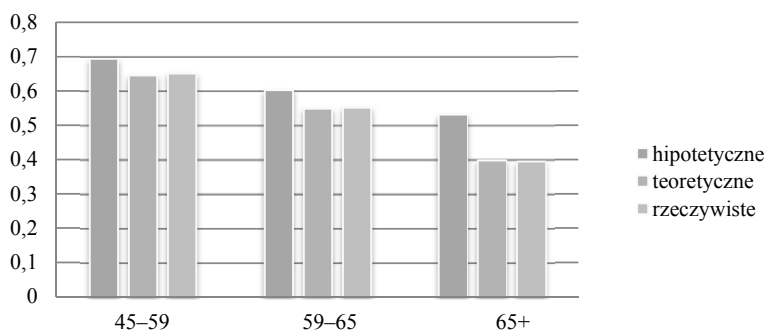
Istotne różnice pomiędzy wartościami rzeczywistymi a hipotetycznymi zadowolenia ze stanu zdrowia pojawiły dla starszych grup wiekowych – grup o systematycznie pogarszającym się stanie zdrowia i narastających związanych z dochodami nierównościami zdrowia. Prezentowane dla osób w wieku powyżej 45 lat wyniki (wykres 4.13) dotyczą:

- rzeczywistego prawdopodobieństwa zadowolenia ze stanu zdrowia,
- prawdopodobieństwa teoretycznego wyznaczonego na podstawie modelu logitowego (model 4.2),

<sup>20</sup> Według subiektywnych ocen gospodarstw domowych najniższy miesięczny dochód netto pozwalający na zaspokojenie podstawowych potrzeb wynosi 1322 zł na jednostkę ekwiwalentną [Czapiński, Panek (red.), 2009, s. 44].

- prawdopodobieństwa hipotetycznego oszacowanego na podstawie modelu 4.2 z wykorzystaniem dochodów hipotetycznych.

Wykres 4.14. Prawdopodobieństwo zadowolenia ze stanu zdrowia



Źródło: opracowanie własne.

Zwiększenie dochodów do hipotetycznej granicy skutkuje poprawą stanu zdrowia (mierzonego oceną subiektywną) dla wszystkich rozważanych tutaj przedziałów wieku. Najbardziej wyraźna różnica pomiędzy stanem obecnym a stanem hipotetycznym dotyczy osób powyżej 65. roku życia.

Zmiana wielkości dochodów wpływa również na wartość indeksu nierówności zdrowia (tab. 4.15) oraz nierówności w określonych grupach wyodrębnionych ze względu na wiek (tab. 4.16). Zmiana dochodów wywiera najbardziej korzystny wpływ na redukcję nierówności w zdrowiu wśród osób powyżej 55. roku życia.

Tabela 4.15. Wpływ zmian dochodów ekwiwalentnych na indeksy koncentracji *C*

Stan zdrowia	Indeks koncentracji <i>C</i>
Zadowolenie za stanu zdrowia – wartość rzeczywista	0,06550
Teoretyczne prawdopodobieństwo pozytywnej oceny stanu zdrowia	0,06538
Hipotetyczne prawdopodobieństwo pozytywnej oceny stanu zdrowia	0,05430

Źródło: obliczenia własne.

Jak wynika z badań, poprawa sytuacji materialnej osób najuboższych w starszych grupach wieku może skutkować również złagodzeniem istniejących na ich niekorzyść nierówności zdrowia. Stąd wniosek, że wyrównywanie szans zdrowotnych rodzi konieczność transferów pieniężnych na rzecz osób o niskim statusie ekonomicznym. Jednocześnie warto podkreślić, iż ze względu na silny związek stanu zdrowia z dochodami ważniejszym instrumentem łagodzenia nierówności

wydaje się zapewnienie wysokiej jakości opieki zdrowotnej i dostępu do leków osobom o niskich dochodach, zwłaszcza osobom starszym.

Tabela 4.16. Hipotetyczne indeksy nierówności w zdrowiu dla wybranych przedziałów wieku

Wiek w latach	Indeks <i>C</i>	Statystyka <i>t</i>
Wiek 45+	0,064	22,1
Wiek 50+	0,070	17,5
55+	0,071	25,5
60+	0,069	11,5
65+	0,065	22,5

Źródło: obliczenia własne.

## 4.12. Podsumowanie

Przedstawione w niniejszym rozdziale rezultaty podjętych prac badawczych pozwalają na wyciągnięcie następujących wniosków:

- jedno z najważniejszych uwarunkowań stanu zdrowia jednostki stanowią czynniki społeczno-ekonomiczne: dochody oraz wykształcenie;
- pojawiający się wraz z wiekiem stopień ubytku zdrowia jest różny wśród osób o różnym poziomie zamożności i osób o różnym statusie zawodowym;
- istnieją nierówności w stanie zdrowia mierzonym za pomocą mierników subiektywnych na niekorzyść osób o niskich dochodach;
- skala nierówności podlega zróżnicowaniu regionalnemu;
- skala związanych z dochodami (*income related*) nierówności zdrowia nie jest duża, choć zdecydowanie wyższa niż w wielu krajach europejskich;
- dochodowe nierówności zdrowia wśród osób młodych są niewielkie; mają jednak tendencję do narastania wraz z wiekiem;
- na ocenę skali zjawiska wpływa wybór miary stanu zdrowia oraz wybór miernika pozycji społeczno-ekonomicznej;
- związane z dochodami nierówności w wykorzystaniu świadczeń zdrowotnych są wyższe niż nierówności w stanie zdrowia;
- odpowiednia polityka społeczna prowadząca do zwiększenia dochodów osób najuboższych mogłaby przyczynić się do zniwelowania skali nierówności.

Wypływają stąd wnioski dla podmiotów realizujących politykę społeczną bądź w węższym zakresie politykę zdrowotną. Gorszy stan zdrowia osób o niższej pozycji społeczno-ekonomicznej to nie tylko wynik mniejszej świadomości zdrowotnej i mniejszej dbałości o zdrowie wśród tej grupy osób. Duża zależność stanu zdrowia od dochodów pozwala na łączenie gorszego stanu zdrowia

z mniejszymi możliwościami inwestowania w zdrowie i zaspokajania potrzeb zdrowotnych.

W celu poprawy stanu zdrowia niezbędna wydaje się polityka zmierzająca do poprawy sytuacji ekonomicznej osób mniej zamożnych szczególnie w określonych przedziałach wiekowych.

Natomiast polityka zdrowotna, kreująca bądź usuwająca formalne bariery dostępu świadczeń zdrowotnych, powinna zmierzać ku poprawie ich dostępności, zwłaszcza świadczeń specjalistycznych, dla osób o niskich dochodach. Pod jej wpływem znajdują się również ograniczenia nieformalne, np. wpływ na dostęp do leków poprzez podnoszenie ich cen. Zapewnienie lepszej dostępności w tradycyjnej formie wyrażonej liczbą personelu czy liczbą łóżek szpitalnych przypadających na określoną populację, choć istotne [zob. rozdział 5] wydaje się niewystarczające.

Poza działaniami, prowadzącymi do poprawy sytuacji ekonomicznej grup o niskich dochodach, niezbędny wydaje się wzrost poziomu edukacji.

Na zakończenie należy dodać, że ze względu na charakter skali pomiaru zmiennej obrazującej stan zdrowia, wyniki badań należy traktować z dużą ostrożnością. Najbardziej pożądaną jest bowiem ciągła miara stanu zdrowia. Jednakże ze względu na brak takiej miary, przedstawione wyniki badań mogą stanowić cenne źródło informacji.

Warto także podkreślić wpływ wyboru miernika dochodów na uzyskane miary nierówności zdrowia. W badaniach światowych w tym charakterze polecane są dochody ekwiwalentne i jak się wydaje, jest to kategoria bardziej miarodajna w kontekście analiz nierówności zdrowia. Ważna jest natomiast świadomość istnienia różnych możliwości i wiążących się z nimi konsekwencji.

## ROZDZIAŁ 5

### STAN ZDROWIA W UJĘCIU PRZESTRZENNYM – NIERÓWNOŚCI, UWARUNKOWANIA

#### 5.1. Wprowadzenie

Ważny aspekt analiz stanu i nierówności zdrowia stanowią analizy przestrzenne. Regionalne zróżnicowanie stanu zdrowia obserwowane jest od wielu lat. Zróżnicowana przestrzennie jest przeciętna długość życia mężczyzn i kobiet, umieralność w różnych przedziałach wiekowych oraz zachorowalność i umieralność z powodu wybranych przyczyn. Rodzi to konieczność prowadzenia badań na tym szczeblu.

Perspektywa regionalna w analizach i zarządzaniu sektorem ochrony zdrowia nabiera dużego znaczenia. W preferowanym przez Unię Europejską oraz Światową Organizację Zdrowia podejściu kluczowe znaczenie w polityce zdrowotnej przypisuje się poziomowi regionu [Frąckiewicz-Wronka, 2006]. Przejście od administrowania do zarządzania ochroną zdrowia wiąże się z koniecznością poszukiwania narzędzi i instrumentów kształtowania polityki zdrowotnej, zarówno na poziomie państwa, jak i na poziomie jednostki terytorialnej. Rola władz samorządowych w zaspokajaniu potrzeb społecznych, w tym zdrowotnych wzrasta [Frąckiewicz-Wronka, 2006, s. 8]. W obowiązującej w Polsce strukturze organizacji i zarządzania ochroną zdrowia poziom ten opowiada poziomowi województwa<sup>1</sup>.

Ocena przestrzennego zróżnicowania stanu zdrowia na poziomie województw jest jednym z celów prezentowanych badań. Szczególna uwaga zwrócona została na stan zdrowia populacji w wieku produkcyjnym.

Przedstawiona w dalszej części analiza nierówności w zdrowiu z wykorzystaniem współczynnika Giniego ukazuje przestrzenny aspekt nierówności i stanowi uzupełnienie prezentowanych w poprzednim rozdziale badań nad społeczno-ekonomicznymi nierównościami w zdrowiu wewnątrz poszczególnych województw.

---

<sup>1</sup> Główne kierunki polityki zdrowotnej kraju wytycza Ministerstwo Zdrowia, posiadające również uprawnienia kontrolne, jednak jednostki samorządu terytorialnego mają duży udział w kształtowaniu systemu ochrony zdrowia. Jednostka samorządu terytorialnego stanowi organ założycielski Samodzielnych Publicznych Zakładów Opieki Zdrowotnej (SPZOZ). Do głównych organów nadzoru i kontroli należą wojewodowie wraz z działającymi przy nich centrami zdrowia publicznego oraz konsultanci wojewódzcy reprezentujący poszczególne specjalności medyczne. Również struktura organizacyjna Narodowego Funduszu Zdrowia, do zadań którego należy określanie jakości i dostępności oraz analiza kosztów świadczeń opieki zdrowotnej, podporządkowana jest uwarunkowaniom wojewódzkim.



W badaniach empirycznych poświęconych zdrowiu populacji często nie uwzględnia się nierównomiernego rozkładu tak stanu zdrowia, jak i zasobów ochrony zdrowia wewnątrz kraju. Przestrzenne rozmieszczenie zasobów ochrony zdrowia, podobnie jak ogólny ich poziom, może mieć znaczenie dla uzyskiwanych efektów zdrowotnych.

Z zastosowaniem dynamicznej funkcji produkcji zdrowia<sup>2</sup> podjęta została próba weryfikacji hipotezy, iż wzrost dostępności świadczeń zdrowotnych w regionie może przyczynić się do poprawy stanu zdrowia jego mieszkańców, a za istniejące dysproporcje regionalne w stanie zdrowia do pewnego stopnia odpowiedzialny jest nierówny dostęp do świadczeń. Identyfikacja zależności pomiędzy stanem zdrowia a różnymi aspektami dostępności może mieć istotne konsekwencje dla wdrażania programów i polityk prowadzących do poprawy stanu zdrowia.

Efekt zdrowotny nie stanowi wyłącznie wyniku działań podejmowanych w sektorze ochrony zdrowia<sup>3</sup>, jednak system ochrony zdrowia może decydować o przyszłym zdrowiu społeczeństwa. Szczególnie w krajach Europy Środkowo-Wschodniej zwiększenie dostępu do zasobów ochrony zdrowia może przyczynić się do poprawy stanu zdrowia społeczeństwa i zniwelowania różnic w zdrowiu [Mackenbach, 2007].

W badaniach wykorzystane zostały dane statystyczne Głównego Urzędu Statystycznego oraz Centrum Systemów Informacyjnych Ochrony Zdrowia.

## **5.2. Przestrzenne zróżnicowanie stanu zdrowia w Polsce w latach 1999–2008**

Do opisu stanu zdrowia w poszczególnych województwach posłużyć może wiele wskaźników<sup>4</sup>, z których część ma charakter pozytywny, inne mają zabarwienie negatywne<sup>5</sup>. Za najbardziej popularny miernik pozytywny uważana jest oczekiwana długość życia. Jak wynika ze statystyk GUS, oczekiwana długość życia systematycznie wydłuża się we wszystkich województwach. Jednak różnice pomiędzy województwami pozostają wysokie. Od wielu już lat najkrótsze przeciętne trwanie życia obserwowane jest w województwie łódzkim. W 2008 r. mężczyźni żyli tutaj o ponad 4 lata, a kobiety o ponad 2 lata krócej niż w województwie podkarpackim – regionie o najdłuższym przeciętnym trwaniu życia.

---

<sup>2</sup> Nieco szerzej o funkcji produkcji zdrowia traktuje punkt 2.2.

<sup>3</sup> Szczegółowa systematyka czynników warunkujących zdrowie przedstawiona została w rozdziale 2.

<sup>4</sup> Informacje o stanie zdrowia populacji w ujęciu regionalnym gromadzone są przez Główny Urząd Statystyczny oraz Ministerstwo Zdrowia, z ramienia którego działa Centrum Systemów Informacyjnych Ochrony Zdrowia.

<sup>5</sup> Szerszy opis miar stanu zdrowia przedstawiony został w rozdziale 1.

Współcześnie do najważniejszych charakterystyk stanu zdrowia zaliczane są wskaźniki, stanowiące połączenie długości i jakości życia. Długości trwania życia w zdrowiu (*Healthy Life Year* – HLY)<sup>6</sup> podlega zróżnicowaniu regionalnemu. Najdłuższego życia w zdrowiu mogą oczekiwać mężczyźni i kobiety w województwie opolskim i mazowieckim. Najgorsza pod tym względem sytuacja występuje w województwie lubelskim. Warto podkreślić, iż długość życia w zdrowiu w Polsce, zwłaszcza mężczyzn, jest niższa od ustawowego wieku przejścia na emeryturę. W 2002 r. wynosiła 62,6 lat. Dane pozwalające na konstrukcję HLY w ujęciu wojewódzkim nie są gromadzone w sposób systematyczny, co uniemożliwia użycie tego istotnego miernika w analizie ekonometrycznej.

### 5.2.1. Stan zdrowia populacji w wieku produkcyjnym

Problem szczególnie istotny dla Polski stanowi umieralność osób w wieku produkcyjnym przekraczająca zdecydowanie wartość przeciętną dla krajów Unii Europejskiej [zob. rozdz. 1]. Ze względu na daleko idące konsekwencje ekonomiczne zdrowie osób w wieku produkcyjnym nabiera szczególnego znaczenia. Lepszy stan zdrowia osób w tym wieku stanowi potencjalne źródło zwiększenia produktywności obniżonej wskutek chorób i przedwczesnej umieralności.

Niekorzystne trendy demograficzne, spadek udziału osób w wieku produkcyjnym, wobec wzrostu udziału osób w wieku przed- i poprodukcyjnym, powodują konieczność poprawy stanu zdrowia tej kohorty wiekowej.

Odzwierciedlenie stanu zdrowia populacji osób w wieku produkcyjnym stanowią współczynniki umieralności w przedziale wieku 15–64 lata (w przeliczeniu na 10 tys. osób w tym wieku).

W celach porównawczych zalecane jest stosowanie współczynników standaryzowanych. Standaryzowane wiekiem współczynniki zgonów obliczone zostały na podstawie formuły (1.10)<sup>7</sup>. Jako strukturę standardową w procesie standaryzacji przyjęto strukturę wiekową ludności Polski w poszczególnych latach rozważanego okresu.

Wojewódzkie zróżnicowanie standaryzowanych wiekiem współczynników umieralności w przedziale wiekowym 15–64 w przeliczeniu na 10 tys. osób w tym wieku przedstawia wykres 5.1.

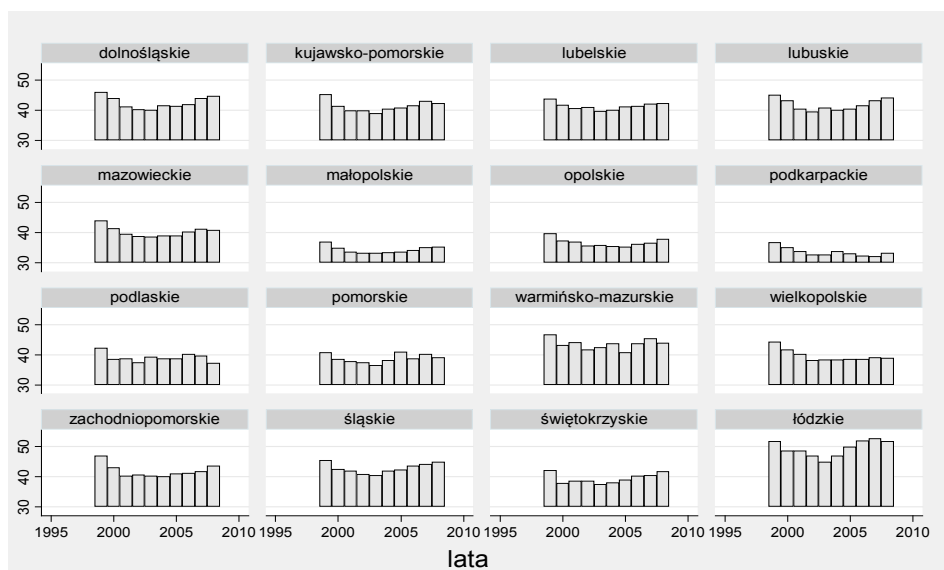
---

<sup>6</sup> Przy konstrukcji tego miernika za brak zdrowia przyjmuje się ograniczoną sprawność, występowanie określonych chorób przewlekłych, złą samoocenę stanu zdrowia. Oszacowania długości życia w zdrowiu dla krajów Unii Europejskiej podawane przez Eurostat oparte są na występowaniu ograniczonej z powodów zdrowotnych (bardzo poważnie lub niezbyt poważnie) zdolności wykonywania zwykłych czynności trwającej co najmniej 6 miesięcy [zob. Wojtyniak, Goryński, 2008].

<sup>7</sup> Por. rozdział 1 punkt 1.5.1.1.

Znacznie poniżej średniej, po wyeliminowaniu różnic związanych z niejednakową strukturą wieku, współczynniki umieralności kształtują się w województwach: podkarpackim i małopolskim. Najmniej korzystna sytuacja występuje w województwach: łódzkim, warmińsko-mazurskim, śląskim i dolnośląskim. W województwie łódzkim najwyższy poziom umieralności osób w wieku produkcyjnym utrzymywał się w całym rozważanym okresie.

Wykres 5.1. Standaryzowane współczynniki zgonów na 10 tys. osób dla kohorty wiekowej 15–64 lata



Źródło: obliczenia własne.

Od roku 1999 następował systematyczny spadek współczynników zgonów niemal we wszystkich województwach. Ta korzystna tendencja w 2002 r. została zahamowana.

### 5.2.2. Syntetyczny miernik stanu zdrowia *HSI*

Wieloaspektowość stanu zdrowia powoduje, że do jego kompleksowej oceny konieczne stają się zastosowania metod właściwych dla zjawisk złożonych, wielowymiarowych. Zastosowanie takiego podejścia pozwala na uwzględnienie w jednym mierniku kilku wymiarów stanu zdrowia.

Do syntetycznego opisu stanu zdrowia zastosowany został miernik syntetyczny *HSI* wyrażony formułą (1.13).

Ze względu na mnogość czynników charakteryzujących zdrowie, a niekiedy brak możliwości pomiaru niektórych z nich, jako czynniki charakteryzujące różne przejawy stanu zdrowia wykorzystane zostały następujące kategorie:

- mierniki pozytywne: przeciętne trwanie życia mężczyzn oraz przeciętne trwanie życia kobiet<sup>8</sup>,
- mierniki negatywne: standaryzowany współczynnik zgonów osób w wieku 15–64 lata, umieralność z powodu chorób układu krążenia, nowotworów, chorób układu oddechowego.

Wskaźniki umieralności przedstawione zostały w przeliczeniu na 10 tys. osób<sup>9</sup>.

Dla ujednoczenia charakteru zmiennych zastosowano formuły unitaryzacyjne:

- dla stymulant

$$z_{ik}^t = \frac{x_{ik}^t - \min_t \min_i \{x_{ik}^t\}}{\max_t \max_i \{x_{ik}^t\} - \min_t \min_i \{x_{ik}^t\}} \quad (5.1)$$

- dla destymulant

$$z_{ik}^t = \frac{\max_t \max_i \{x_{ik}^t\} - x_{ik}^t}{\max_t \max_i \{x_{ik}^t\} - \min_t \min_i \{x_{ik}^t\}}, \quad (5.2.)$$

gdzie:

$z_{ik}^t$  – wartość unormowanej  $k$ -tej zmiennej diagnostycznej w województwie  $i$  w czasie  $t$ ,

$x_{ik}^t$  – wartość oryginalnej  $k$ -tej zmiennej diagnostycznej w województwie  $i$  w czasie  $t$ ,

$k \in \{1, 2, \dots, K\}$  – zbiór indeksów dla cech diagnostycznych,

$i \in \{1, 2, \dots, N\}$  – zbiór indeksów dla obiektów,

$t \in \{1, 2, \dots, T\}$  – zbiór indeksów dla okresów.

Zmienna agregatowa  $HSI_{it}$  dla obiektu  $i$  w okresie  $t$  stanowi ważoną sumę poszczególnych cech diagnostycznych po unormowaniu:

$$HSI_{it} = \sum_{k=1}^K w_k \cdot z_{ik}^t \quad (5.3)$$

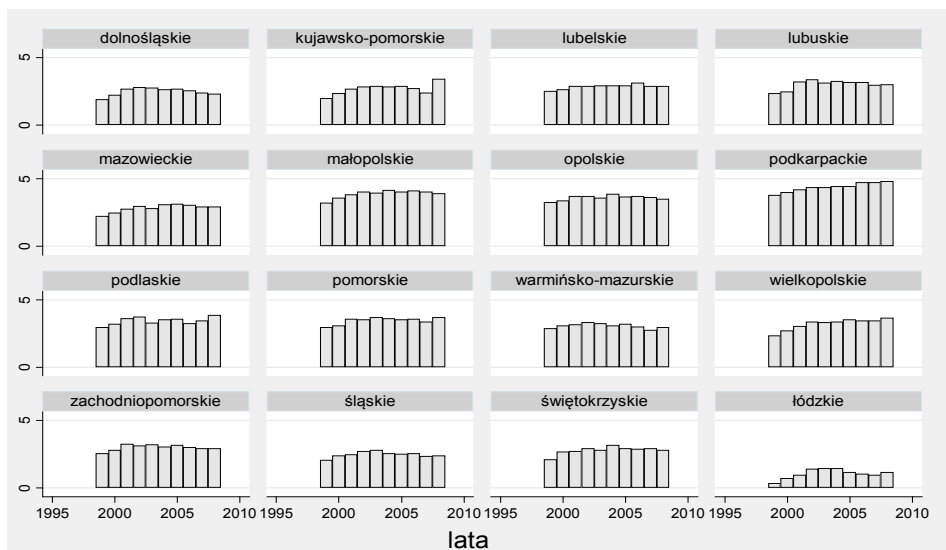
<sup>8</sup> Przeciętne trwanie życia nie cechuje się odpowiednim, przyjmowanym zazwyczaj w analizach statystycznych poziomem zmienności ( $V < 0,1$ ). Ponieważ jest to jedyny pozytywny miernik stanu zdrowia, zmienna ta uwzględniona została przy konstrukcji syntetycznego miernika stanu zdrowia  $HSI$ .

<sup>9</sup> Inne parametry epidemiologiczne, jak np. umieralność niemowląt ze względu na mniejsze powiązanie z rozważanymi w rozdziale 6 następstwami ekonomicznymi nie są rozważane.

Schemat nadawania wag  $w_k$  określa wzór (1.14).

Wartości zmiennej  $HSI_{it}$  w latach 1999–2008 przedstawia wykres 5.2.

Wykres 5.2. Syntetyczny miernik stanu zdrowia w latach 1999–2008



Źródło: obliczenia własne.

Na pokreślenie zasługuje fakt poprawy stanu zdrowia pomiędzy rokiem 2008 i 1999 (mierzone za pomocą wybranych wskaźników) w większości województw. Od roku 2002 tempo pozytywnych zmian wyraźnie zmalało. Uwzględnienie kilku aspektów stanu zdrowia w jednym mierniku nieznacznie zmienia ranking województw. Nadal jednak województwami o najkorzystniejszej sytuacji zdrowotnej pozostają podkarpackie i małopolskie. Najtrudniejsza sytuacja zdrowotna występuje w województwie łódzkim. W tym ostatnim, mimo znacznej poprawy, stan zdrowia nadal zdecydowanie odbiega od stanu zdrowia w pozostałych regionach. Uzyskane na przestrzeni lat 1999–2008 korzyści zdrowotne są różne w różnych województwach.

### 5.3. Przestrzenne nierówności w zdrowiu w okresie 1999–2008

Poza porównaniem różnic wybranych aspektów stanu zdrowia pomiędzy województwami, na podstawie danych administracyjnych rozważać można nierówności rozumiane jako nierównomierny rozkład stanu zdrowia, w tym przypadku rozkład odnoszący się do województw.

Do oceny przestrzennej nierówności stanu zdrowia zastosowany został współczynnik Giniego<sup>10</sup> wyznaczony dla:

- rzeczywistych współczynników zgonów ( $DR_{15-64}$ )<sup>11</sup> osób w wieku 15–64 lata,
- standaryzowanych współczynników zgonów ( $SDR_{15-64}$ ) osób w wieku 15–64 lata,
- syntetycznego miernika stanu zdrowia *HSI*.

W analizach porównawczych wskazane jest stosowanie współczynników standaryzowanych, należy jednak mieć na uwadze, że są to tylko wielkości hipotetyczne. Badania przeprowadzone zostały zarówno dla standaryzowanych, jak i rzeczywistych współczynników zgonów.

Przedstawione w tab. 5.1 i opracowanym na jej podstawie wykresie 5.3 wartości współczynników Giniego pozwalają na ocenę zmian skali nierówności każdego z rozważanych wskaźników stanu zdrowia w rozważanym okresie. Umożliwiają również porównanie stopnia nierównomierności rozkładu wybranych indyktorów stanu zdrowia.

Tabela 5.1. Przestrzenne nierówności stanu zdrowia w okresie 1999–2008

Rok	Wartość współczynnika Giniego		
	rzeczywiste współczynniki zgonów $DR_{15-64}$	standaryzowane współczynniki zgonów $SDR_{15-64}$	syntetyczny miernik stanu zdrowia <i>HSI</i>
1999	0,0454	0,0471	0,1573
2000	0,0500	0,0472	0,1476
2001	0,0547	0,0465	0,1224
2002	0,0555	0,0455	0,1025
2003	0,0520	0,0439	0,1325
2004	0,0578	0,0464	0,1252
2005	0,0651	0,0481	0,1321
2006	0,0683	0,0548	0,1488
2007	0,0718	0,0582	0,1613
2008	0,0740	0,0573	0,1539

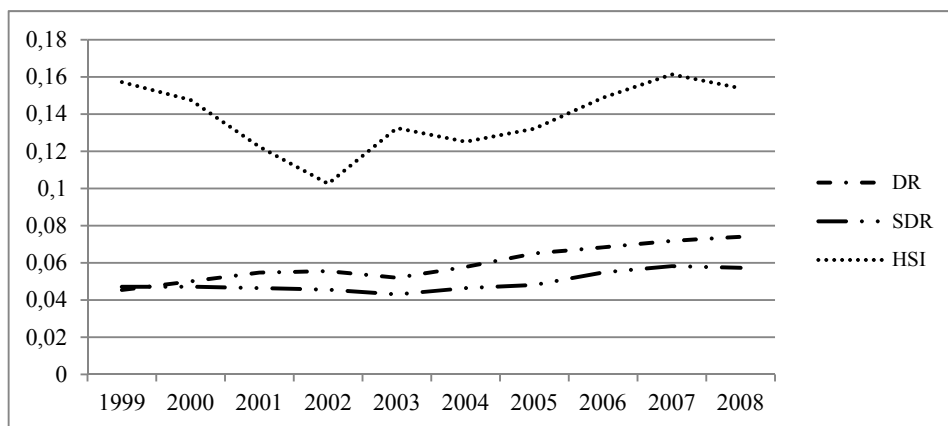
Źródło: obliczenia własne.

<sup>10</sup> Por. punkt 3.3.1.1.

<sup>11</sup>  $DR_{15-64} = \frac{Z_{15-64}}{L_{15-64}}$  gdzie  $Z_{15-64}$  – liczba zgonów ludności w wieku 15–64 lata w okresie  $t$ ,

$L_{15-64}$  – liczba ludności w wieku 15–64 lata w okresie  $t$ .

Wykres 5.3. Nierówności stanu zdrowia pomiędzy województwami mierzone współczynnikiem Giniego



Źródło: opracowanie własne na podstawie tab. 5.1.

Współczynnik Giniego dla syntetycznego miernika stanu zdrowia w rozpatrywanym okresie wykazywał zmiany skokowe. Od roku 1999 do 2002 r. była to tendencja spadkowa, a wartość współczynnika Giniego dla 2002 r. była zdecydowanie niższa niż dla 1999 r. Od roku 2003 obserwuje się wyraźny trend wzrostowy nierówności mierzonej współczynnikiem Giniego. Miernik ten zwiększył swój poziom z 0,13 w roku 2003 do 0,15 w 2008 r.

Nierównomierności przestrzenne stanu zdrowia wyrażonego poprzez współczynniki umiarności osób w wieku produkcyjnym (surowe i standaryzowane) są niższe niż dla ogólnego miernika stanu zdrowia. Niemniej jednak we wszystkich trzech przypadkach wykazują tendencję do narastania. Skala przestrzennych nierówności w zdrowiu w Polsce jest porównywalna do obserwowanych w innych krajach<sup>12</sup>.

Zapobieganie dalszemu narastaniu przestrzennych dysproporcji w stanie zdrowia wymaga znajomości istotnych czynników warunkujących zdrowie.

## 5.4. Determinanty regionalnego zróżnicowania stanu zdrowia – weryfikacja empiryczna z zastosowaniem dynamicznej funkcji produkcji zdrowia

### 5.4.1. Metodologia badań

Nieobserwowalny bezpośrednio charakter stanu zdrowia i różnorodność czynników mogących o zdrowiu decydować powoduje, że prace empiryczne nad

<sup>12</sup> Wyniki badań dla innych krajów przedstawione zostały w rozdziale 3.

determinantami zdrowia należą do trudnych. Jedną z możliwości analiz uwarunkowań stanu zdrowia populacji stanowi funkcja produkcji zdrowia, opisująca relacje pomiędzy kombinacją medycznych i pozamedycznych nakładów oraz wyników zdrowotnych. Efekt w postaci stanu zdrowia uzależniony jest od systemu ochrony zdrowia i jego zasobów oraz od czynników pozamedycznych: warunków społecznych, ekonomicznych czy fizycznych. Zbiór potencjalnych czynników determinujących stan zdrowia przedstawia schemat (1.2).

Oszacowanie parametrów funkcji produkcji zdrowia na podstawie danych regionalnych wiąże się z licznymi problemami. Jednym z problemów pojawiających się w analizach dla nowo powstałych województw jest niedostateczna długość szeregów czasowych dla poszczególnych obiektów, a w konsekwencji niewielka liczba stopni swobody. Ponadto wiele ukrytych, bezpośrednio nieobserwowalnych cech regionu może wpływać na rezultaty analiz. Nawet jeśli kontrolowane są liczne czynniki charakteryzujące dany region, pozostają czynniki niemierzalne, których nieuwzględnienie w modelu, powoduje, że stają się składowymi czynnika losowego.

Częściowym rozwiązaniem poruszonych problemów metodologicznych jest wykorzystanie danych panelowych z właściwymi dla nich metodami estymacji. Rozwiązanie takie pozwala na uwzględnienie efektów specyficznych dla danego województwa, których przedstawienie w modelu w postaci zmiennych objaśniających nie jest możliwe.

W badaniach nad stanem zdrowia należy również zwrócić uwagę na pewien stopień jego trwałości. Według Grossmana [zob. rozdział 2] oprócz innych czynników, przeszły stan zdrowia decyduje o stanie obecnym.

Uwzględnienie dynamicznej natury stanu zdrowia w połączeniu z panelowym charakterem danych prowadzi do dynamicznej funkcji produkcji zdrowia postaci:

$$h_{it} = \gamma h_{i,t-1} + \mathbf{x}_{it}^T \boldsymbol{\beta} + \mathbf{v}_{it}^T \boldsymbol{\delta} + (\alpha_i + \varepsilon_{it}) \quad (5.4)$$

gdzie:

- $\gamma, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\delta}$  – parametry modelu,
- $h_{i,t}$  – miernik stanu zdrowia w województwie  $i$  w roku  $t$ ,
- $h_{i,t-1}$  – miernik stanu zdrowia w województwie  $i$  w poprzednim okresie,
- $\mathbf{x}_{it}$  – wektor „medycznych” determinantów stanu zdrowia,
- $\mathbf{v}_{it}$  – wektor czynników „pozamedycznych”,
- $\varepsilon_{it}$  – składnik losowy.

Model postaci (5.4) jest panelowym modelem dynamicznym. Dynamiczne modele panelowe wymagają zastosowania odpowiednich dla tej klasy modeli metod estymacji. Metody stosowane w przypadku statycznych modeli panelowych nie są zalecane do estymacji panelowych modeli dynamicznych. Prowadzą bowiem do obciążonych estymatorów parametrów. Dwie najbardziej popularne metody estymacji oraz testy statystyczne dla panelowych modeli dynamicznych zaprezentowane zostały w paragrafie 2.2.1.



### 5.4.2. Dostępność świadczeń zdrowotnych i jej zróżnicowanie regionalne<sup>13</sup>

W modelach objaśniających stan zdrowia rozważane są różne czynniki w charakterze zmiennych objaśniających. Or [2000] uzależnił proces produkcji zdrowia od systemu ochrony zdrowia i wielkości zaangażowanych w nim środków oraz innych czynników społecznych i ekonomicznych. Folland i in. [2001] największą wagę przypisali systemowi opieki zdrowotnej, twierdząc, że status zdrowotny jest rosnącą funkcją korzystania z opieki zdrowotnej.

Świadomość dostępności opieki zdrowotnej decyduje o poczuciu bezpieczeństwa zdrowotnego. Czynnikiem ten jest o tyle ważny, że przynajmniej do pewnego stopnia kształtowany jest za pomocą polityki zdrowotnej.

Dostęp do świadczeń wyrazić można na wiele różnych sposobów [por. rozdz. 2]. Podstawowym jednak wskaźnikiem charakteryzującym potencjalny dostęp świadczeń medycznych są zasoby ochrony zdrowia w danym województwie w przeliczeniu na określoną liczbę ludności<sup>14</sup>. Wśród charakterystyk dostępności świadczeń uwzględnionych w analizie znalazły się:

- liczba lekarzy na 10 tys. osób<sup>15</sup> (*lek*),
- liczba łóżek szpitalnych znajdujących się na terenie województwa w przeliczeniu na 10 tys. osób (*loz*),
- stopień wykorzystania łóżek w % (*swp*).

W obecnym systemie organizacyjnym ochrony zdrowia w Polsce podstawowym ogniwnem systemu jest lekarz podstawowej opieki zdrowotnej (POZ), odpowiedzialny za leczenie oraz profilaktykę zdrowotną pacjentów znajdujących się pod jego opieką. Lekarz POZ, wydający skierowanie do poradni specjalistycznej lub szpitala, decyduje o dalszym przebiegu leczenia. Z badań sondażowych przeprowadzanych na zlecenie Ministerstwa Zdrowia wynika, że dostępność lekarzy POZ, w przeciwieństwie do dostępności lekarzy specjalistów, nie stanowi problemu<sup>16</sup>, jednak ze względu na rolę, jaką ogrywają lekarze POZ w procesie leczenia, przyjęta w dalszych rozważaniach liczba lekarzy uwzględnia również lekarzy pierwszego kontaktu.

<sup>13</sup> W rozdziale 2 zaproponowane zostały niektóre koncepcje pomiaru dostępności świadczeń. Ze względu na brak odpowiednich informacji statystycznych ograniczono się do tradycyjnego sposobu pomiaru.

<sup>14</sup> Należy podkreślić, że dane administracyjne stanowiące podstawę większości analiz z tego zakresu mają pewne ograniczenia. Po pierwsze, nie uwzględniają możliwości przemieszczania się pacjentów pomiędzy województwami. Po drugie, nie uwzględniają zróżnicowania dostępności wewnątrz obszaru danego województwa (np. dysproporcji w dostępie pomiędzy miastem a wsią) [Laskowska, 2010, mps].

<sup>15</sup> Niektórzy autorzy uwzględniają nie tylko liczbę lekarzy, lecz strukturę ich zatrudnienia [zob. np. Aakvik, Holmas, 2006].

<sup>16</sup> Zob. np. Pączkowska, 2009.

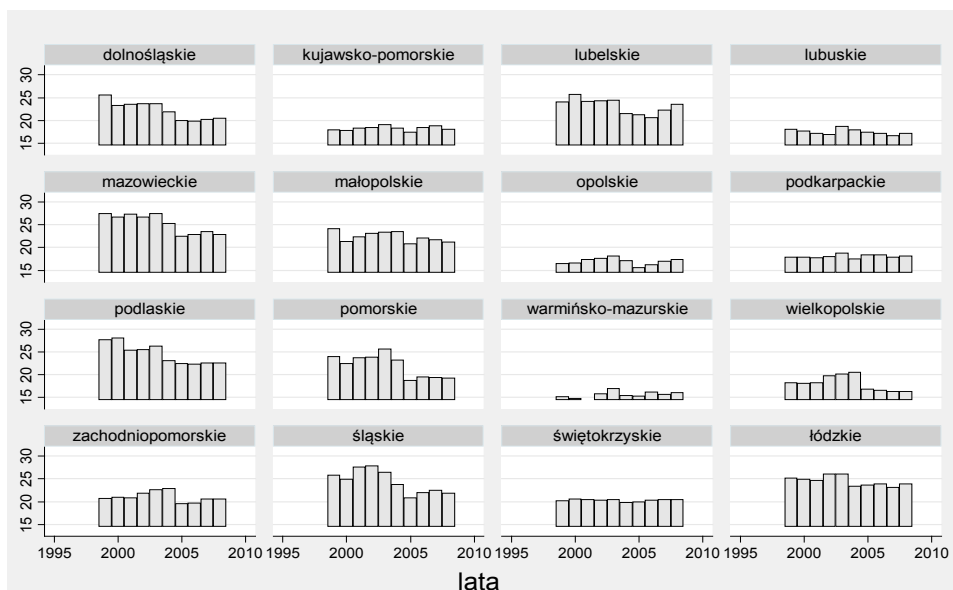
Dostępność opieki lekarskiej w Polsce mierzona stopniem nasycenia w kadry lekarskie jest niższa niż w wielu krajach europejskich (tab. 5.2).

Tabela 5.2. Liczba lekarzy (na 10 tys. mieszkańców) w wybranych krajach europejskich

Kraj	Liczba lekarzy	Kraj	Liczba lekarzy
Austria	37,9	Niemcy	34,8
Belgia	42,3	Węgry	27,8
Bułgaria	36,7	Włochy	37,0
Czechy	36,1	Holandia	39,2
Estonia	33,3	<b>Polska</b>	<b>22,0</b>
Francja	37,4	Słowacja	31,2

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych WHO, 2009.

Wykres 5.4. Przestrzenne zróżnicowanie liczby lekarzy (na 10 tys. mieszkańców) w latach 1999–2008



Źródło: opracowanie własne.

Liczbę lekarzy na tle innych krajów Unii Europejskiej<sup>17</sup> można uznać za stonkowo niską. Wartość tego wskaźnika jest niższa nie tylko od wartości przeciętnej w rozszerzonej Unii Europejskiej. Niekorzystnie wypada również w odniesieniu do krajów o zbliżonym poziomie rozwoju. W 2008 r. w Polsce pracowało 22 lekarzy na 10 tys. osób, podczas gdy w Republice Czeskiej – 36,1, w Słowacji – 32, na Węgrzech – 27,8 [WHO, 2009].

Dostępność lekarzy podlega znacznym wahaniom regionalnym [zob. wykres 5.4]. Zróżnicowana jest także dynamika tego wskaźnika. W 2008 r. najwięcej lekarzy na 10 tys. mieszkańców przypadało w województwie lubelskim, podlaskim, mazowieckim i łódzkim, najmniej natomiast w warmińsko-mazurskim, kujawsko-pomorskim, opolskim i lubuskim.

W charakterze wskaźnika dostępności świadczeń wysoko specjalistycznych wykorzystana została dostępność leczenia szpitalnego wyrażona liczbą łóżek szpitalnych.

W Polsce, podobnie jak w większości krajów europejskich, wskaźnik ten w ostatnich dwóch dekadach ulegał systematycznie zmniejszeniu z 66 do 52 łóżek na 10 tys. mieszkańców<sup>18</sup>. Dla porównania w Czechach na 10 tys. osób przypada 65 łóżek, natomiast na Węgrzech 59 łóżek szpitalnych [tab. 5.3].

Tabela 5.3. Liczba łóżek szpitalnych na 10 tys. mieszkańców w wybranych krajach europejskich

Kraj	Liczba łóżek szpitalnych	Kraj	Liczba łóżek szpitalnych
Austria	78	Niemcy	83
Belgia	53	Węgry	59
Bułgaria	64	Włochy	39
Czechy	65	Holandia	48
Estonia	56	<b>Polska</b>	<b>52</b>
Francja	72	Słowacja	68

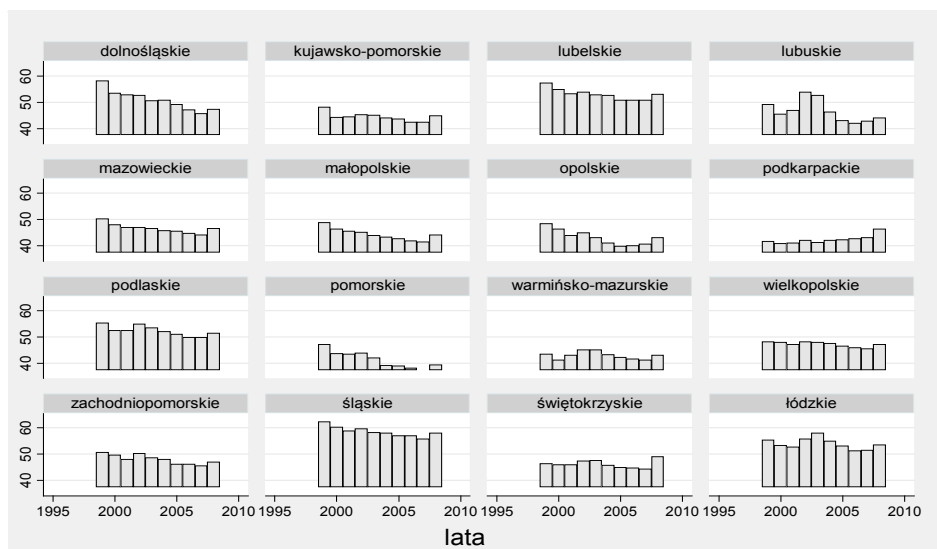
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych WHO i OECD.

Liczba łóżek szpitalnych w Polsce zróżnicowana jest regionalnie (wykres 5.5). Największe nasycenie łózkami obserwuje się w województwie śląskim (ok. 58 łóżek), podczas gdy w województwie warmińsko-mazurskim są to zaledwie 43 łóżka na 10 tys. osób. Wyposażenie szpitali w nowoczesny sprzęt jest dodatkowym czynnikiem różnicującym.

<sup>17</sup> Źródłem danych w Polsce są formularze MZ-88 *Roczne sprawozdanie o zatrudnieniu wybranych pracowników ochrony zdrowia* i MSW-29 *Sprawozdanie o zatrudnieniu personelu w służbie zdrowia MSWiA*.

<sup>18</sup> Dane te obejmują również szpitale MSWiA.

Wykres 5.5. Liczba łóżek szpitalnych (na 10 tys. mieszkańców) według województw w latach 1999–2008



Źródło: opracowanie własne.

Kolejna zmienna – wskaźnik wykorzystania łóżka wyrażony w wartościach bezwzględnych – oznacza liczbę dni w roku, w których łóżka są wykorzystywane dla hospitalizacji i stanowi odzwierciedlenie racjonalnego wykorzystania istniejących zasobów (jego wartość powinna oscylować w granicach 75–80%).

W prowadzonych badaniach rozważane były modele z uwzględnieniem również innych aspektów dostępności świadczeń zdrowotnych<sup>19</sup>. W literaturze w charakterze aproksymanty dostępności świadczeń zdrowotnych proponowane są również nakłady na ochronę zdrowia. W podziale wojewódzkim są to wydatki na ochronę zdrowia ponoszone przez wojewódzkie oddziały NFZ. W rozważanych specyfikacjach jako miara dostępności rozpatrywane były wydatki wojewódzkich oddziałów NFZ zarówno bieżące, jak i z jednorocznym opóźnieniem<sup>20</sup>. Zmienne te jednak okazały się statystycznie nieistotne. Różne skła-

<sup>19</sup> Istnieje szereg innych wskaźników mogących w sposób bardziej kompleksowy oddawać wielkość nakładów ponoszonych na ochronę zdrowia. Ze względu na krótkie szeregi czasowe nie jest możliwe wykorzystanie tych ważnych informacji w modelu ekonometrycznym. W ujęciu statystycznym dla 2005 r. wykorzystane zostały w: Laskowska, Lewandowska, 2009.

<sup>20</sup> O obecnym stanie zdrowia mogą decydować nie tylko obecne zasoby systemu ochrony zdrowia, lecz również zasoby wcześniejsze, szczególnie te z okresu dzieciństwa. Robst [2001] wykazał, że umieralność osób w młodym wieku jest również pod wpływem dostępności lekarzy w okresie dzieciństwa.

dowe kosztów ponoszonych przez NFZ, w tym obsługi administracyjnej powodują, iż liczba lekarzy i łóżek szpitalnych stanowi, jak się wydaje, lepszą aproksymantę dostępności.

Identyfikacja zależności pomiędzy różnymi aspektami dostępności a stanem zdrowia może mieć istotne implikacje dla wdrażania programów i polityk prowadzących do poprawy stanu zdrowia. W związku z powyższym w modelach ekonometrycznych rozważone zostały wszystkie wspomniane aspekty dostępności świadczeń. Korelacja lekarzy i liczby łóżek szpitalnych ( $r = 0,63$ ) nie wyklucza możliwości wykorzystania wspomnianych zmiennych w modelu ekonometrycznym jednocześnie.

### 5.4.3. Pozostałe ekonomiczne i społeczne determinanty stanu zdrowia

Prezentowane badanie, podobnie jak zdecydowana większość badań nad stanem i nierównościami zdrowia, nawiązuje do czynników ekonomicznych i społecznych jako jego wyznaczników. Wśród ekonomiczno-społecznych czynników funkcji produkcji zdrowia, poza dostępnością świadczeń, znalazły się:

1) charakterystyki sytuacji ekonomicznej regionu:

- dochody osobiste ludności – przeciętny miesięczny dochód rozporządzalny na osobę w zł ceny stałe, o podstawie z 1999 r. – (*doch*),

- stopa bezrobocia w regionie (*bezrob*),

2) charakterystyka poziomu edukacji:

- odsetek osób z wykształceniem wyższym (*edu*).

W charakterze zmiennych objaśniających wykorzystane zostały również czynniki demograficzne:

- udział osób w wieku 40–64 lata w populacji osób w wieku produkcyjnym (*wiek40–64*),

- w modelu objaśniającym syntetyczny miernik stanu zdrowia *HSI* uwzględniony został udział osób w wieku 65 lat i więcej w populacji regionu (*wiek65plus*).

Nieobserwowalne w sposób bezpośredni czynniki charakterystyczne dla danego regionu, jak warunki klimatyczne, specyficzne dla regionu problemy zdrowotne, zawarte są w składniku losowym  $\varepsilon_{it}$ .

### 5.4.4. Rezultaty analizy empirycznej

Problemem rodzącym się podczas stosowania danych administracyjnych jest brak informacji o mobilności pacjentów. Przyjęcie założenia o braku przemieszczania się pacjentów pomiędzy rejonami w większości przypadków można uznać za spełnione. Migracje mieszkańców do rejonów oferujących w ich oce-

nie lepszą opiekę medyczną (mierzoną jakością świadczonych usług bądź koniecznymi do poniesienia opłatami) są stosunkowo rzadkie i ograniczają się do niewielkiej frakcji populacji ze szczególnymi schorzeniami bądź osób starszych z dużymi potrzebami zdrowotnymi [Levaggi, Smith, 2005]<sup>21</sup>. Założenie to wydaje się tym bardziej słuszne dla tak dużych jednostek administracyjnych, jakimi są województwa.

Kolejnym założeniem wymuszonym dostępem danych statystycznych jest przyjęcie równomiernego rozkładu dostępności świadczeń zdrowotnych wewnątrz województwa.

Zależność stanu zdrowia od wybranych aspektów dostępności usług zdrowotnych zbadana została dla różnych mierników stanu zdrowia  $h_{it}$  w charakterze zmiennej zależnej modelu (5.4):

- a) rzeczywistego współczynnika umieralności dla kohorty wiekowej 15–64 lata –  $DR_{15-64}$
- b) standaryzowanego współczynnika umieralności dla kohorty wiekowej 15–64 lata –  $SDR_{15-64}$
- c) syntetycznego miernika stanu zdrowia –  $HSI$ .

Zastosowana metodologia pozwala na uwzględnienie stopnia trwałości stanu zdrowia, nieobserwowalnych efektów specyficznych dla każdego województwa oraz endogeniczności niektórych czynników determinujących stan zdrowia. Propozycja zastosowania metody pozwalającej na uwzględnienie braku egzogeniczności zmiennych objaśniających [Suchecki, 2006], wynika z nie do końca oczywistego kierunku zależności pomiędzy stanem zdrowia a dostępnością świadczeń. W regionach, w których występuje szczególnie wysokie zagrożenie stanu zdrowia, zasoby ochrony zdrowia mogą być wyższe.

Spośród wielu rozważanych modeli, różniących się specyfikacją i zastosowanym estymatorem (FDGMM czy GMM-SYS), zamieszczono wyniki tych, których poprawność została potwierdzona zastosowaniem testów Sargana bądź testów Arellano-Bonda.

Warto zauważyć, że tylko część zakładanych *a priori* zmiennych okazała się statystycznie istotna. Już na wstępnym etapie badań ze względu na brak statystycznej istotności, z modeli o różnych specyfikacjach i estymowanych różnymi technikami wykluczono stopę bezrobocia w regionie oraz udział osób z wykształceniem wyższym. Fakt ten można uznać za zaskakujący. Z badań mikroekonomicznych wynika bowiem, że wykształcenie wyższe jest jednym z istotnych czynników warunkujących stan zdrowia na poziomie jednostki (według oceny subiektywnej).

---

<sup>21</sup> Uchylenie powyższego założenia prowadzi do konieczności zastosowania modeli z zależnościami przestrzennymi [zob. rozdz. 2].

Co ciekawe, wskaźnik wykorzystania łóżek szpitalnych traktowany jako miernik efektywności we wszystkich rozważanych modelach nie jest statystycznie istotny.

W tab. 5.4 przedstawione zostały wyniki estymacji dynamicznych modeli panelowych dla wybranych mierników stanu zdrowia –  $DR_{15-64}$ ,  $SDR_{15-64}$  oraz  $HSI$ :

$$\begin{aligned} \ln DR_{(15-64),it} = & \gamma_1 \ln DR_{(15-64),i,t-1} + \beta_{11} \ln(lek_{it}) + \beta_{12} \ln(loz_{it}) \\ & + \delta_{11} \ln(wiek40-64_{it}) + \delta_{12} \ln(doch_{it}) + (\alpha_i + \varepsilon_{1it}). \end{aligned} \quad (5.5)$$

$$\begin{aligned} \ln SDR_{(15-64),it} = & \gamma_2 \ln SDR_{(15-64),i,t-1} + \beta_{21} \ln(lek_{it}) + \beta_{22} \ln(loz_{it}) \\ & + \delta_{21} \ln(doch_{it}) + (\alpha_i + \varepsilon_{2it}), \end{aligned} \quad (5.6)$$

$$\begin{aligned} \ln HSI_{it} = & \gamma_3 \ln HSI_{i,t-1} + \beta_{31} \ln(lek_{it}) + \beta_{32} \ln(loz_{it}) + \delta_{31} \ln(wiek40-64_{it}) \\ & + \delta_{32} \ln(doch_{it}) + \delta_{33} \ln(wiek65plus_{it}) + (\alpha_i + \varepsilon_{3it}) \end{aligned} \quad (5.7)$$

Ostatnie cztery wiersze zawierają odpowiednio:

- AR(1), AR(2) – wartości empiryczne statystyki Arellano-Bonda weryfikującej występowanie odpowiednio autokorelacji składnika losowego pierwszego bądź drugiego rzędu w modelu pierwszych różnic;  $H_0$ : autokorelacja pierwszego (drugiego) rzędu nie występuje,

- Test Sargana – wartości empiryczne statystyki Sargana weryfikującej poprawność warunków ponad-identyfikujących;  $H_0$ : użyte w procesie estymacji instrumenty są właściwe,

- Test LLC – wartość empiryczne testu Levina-Lin-Chu służącego weryfikacji hipotezy o stacjonarności reszt modelu;  $H_0$ : istnieje pierwiastek jednostkowy.

Wszystkie wykorzystane zmienne występują pod postacią logarytmu, co pozwala na interpretację oszacowań parametrów strukturalnych w kategoriach elastyczności.

Zmienne charakteryzujące dostępność świadczeń potraktowane zostały jako zmienne endogeniczne, co wynika z możliwości większej podaży w rejonach o wysokim ryzyku zdrowotnym.

Tabela 5.4. Rezultaty estymacji modeli (5.5)–(5.7) dla wybranych aspektów stanu zdrowia

Zmienne objaśniające oraz wybrane statystyki	Ocena parametru [wartość $p$ ]		
	Miara stanu zdrowia $\ln h_{it}$ /estymator		
	<i>rzeczywisty współ- czynnik zgonów – <math>\ln DR_{15-64}</math> GMM-SYS2</i>	<i>standaryzowany współczynnik zgo- nów – <math>\ln SDR_{15-64}</math> GMM-SYS2</i>	<i>syntetyczna miara stanu zdrowia <math>\ln HSI</math> GMM-SYS2</i>
$\ln(h_{i,t-1})$	0,588 [0,000]	0,526 [0,000]	0,522 [0,000]
$\ln(lek_{it})$	-0,049 [0,008]	-0,039 [0,013]	–
$\ln(loz_{it})$	-0,129 [0,040]	-0,0887 [0,010]	0,532 [0,000]
$\ln(wiek40-64_{it})$	2,240 [0,000]		-5,422 [0,000]
$\ln(doch_{it})$	-0,078 [0,043]	-0,033 [0,046]	0,358 [0,000]
$\ln(wiek65plus)$			-0,427 [0,040]
<i>Const</i>	1,644	1,457	-8,169
<i>Test Sargana</i> [p-value]	9,358 [0,990]	10,816 [0,990]	13,834 [0,990]
<i>LLC test</i> [p-value]	-5,437 [0,000]	-4,099 [0,000]	-4,648 [0,000]
<i>Test AR(1)</i> [p-value]	-2,493 [0,012]	-2,302 [0,021]	-2,728 [0,006]
<i>Test AR(2)</i> [p-value]	-1,675 [0,093]	-1,543 [0,122]	0,247 [0,804]
$R^2$ (skorygowany)	0,915	0,987	0,876
N	144	144	144

Uwaga: w nawiasach kwadratowych podano wartości empiryczne prawdopodobieństwa dla  $H_0$  stosowanych testów.

W charakterze instrumentów w poszczególnych równaniach wykorzystane zostały:

- w modelu (5.5):  $\ln(DR_{15-64,i,t-2})$ ,  $\ln(lek_{i,t-2})$ ,  $\ln(loz_{i,t-2})$  przyrosty zmiennych  $\ln(DR_{15-64,i,t})$ ,  $\ln(lek_{it})$ ,  $\ln(loz_{it})$ ,  $\ln(doch_{it})$ ,  $\ln(wiek40-64_{it})$  oraz opóźnione o jeden okres pierwsze przyrosty zmiennych  $\ln(DR_{15-64,i,t})$ ,  $\ln(lek_{it})$ ,  $\ln(loz_{it})$ ;
- w modelu (5.6):  $\ln(SDR_{15-64,i,t-2})$ ,  $\ln(lek_{i,t-2})$ ,  $\ln(loz_{i,t-2})$  przyrosty zmiennych  $\ln(SDR_{15-64,i,t})$ ,  $\ln(lek_{it})$ ,  $\ln(loz_{it})$ ,  $\ln(doch_{it})$  oraz opóźnione o jeden okres pierwsze przyrosty  $\ln(SDR_{15-64,i,t})$ ,  $\ln(lek_{it})$ ,  $\ln(loz_{it})$ ;
- w modelu (5.7):  $\ln(HSI_{i,t-2})$ ,  $\ln(loz_{i,t-2})$  przyrosty zmiennych  $\ln(HSI_{it})$ ,  $\ln(loz_{it})$ ,  $\ln(doch_{it})$ ,  $\ln(wiek65plus)$  oraz opóźnione o jeden okres pierwsze przyrosty  $\ln(HSI_{it})$ ,  $\ln(loz_{it})$ .

Źródło: obliczenia własne.



Dla wszystkich rozważanych aspektów stanu zdrowia za estymator o najlepszych własnościach statystycznych uznać można systemowy estymator Blundella-Bonda w wersji dwustopniowej GMM-SYS2.

Testy autokorelacji Arellano-Bonda AR(2) wskazują na brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, co tym samym oznacza brak autokorelacji drugiego rzędu. Wyniki testów LLC pozwalają na uznanie reszt rozważanych modeli za stacjonarne. Weryfikacja hipotezy o poprawności macierzy instrumentów z zastosowaniem testu Sargana, wskazuje na brak podstaw do jej odrzucenia.

Ocena parametru przy opóźnionej zmiennej endogenicznej dla wszystkich rozważanych mierników stanu zdrowia jest dodatnia i statystycznie istotna, co potwierdza słuszność użycia modeli dynamicznych. Dowodzi jednocześnie pewnego stopnia trwałości rozważanych aspektów stanu zdrowia. Wartości ocen parametrów przy opóźnionych zmiennych zależnych obrazujących wybrane mierniki stanu zdrowia świadczą o ich umiarkowanej trwałości. Stopień trwałości wszystkich aspektów stanu zdrowia jest zbliżony.

Przeprowadzone badania potwierdzają istotność wpływu zasobów ochrony zdrowia w regionie na stan zdrowia jego mieszkańców. Zawarte w tab. 5.4 wyniki badań wskazują na istnienie pozytywnej, statystycznie istotnej relacji pomiędzy dostępnością świadczeń zdrowotnych a stanem zdrowia w województwie. Zarówno liczba lekarzy, jak i dostępność opieki szpitalnej w województwie mają swój istotny udział w kształtowaniu stanu zdrowia jego mieszkańców. Znaki oszacowań parametrów przy zmiennych definiujących dostępność są odpowiednio: dodatnie w modelu dla zmiennej syntetycznej *HSI* i ujemne dla umieralności w wieku 15–64 lata. Wskazuje to tym samym, iż poprawa każdego z rozważanych aspektów dostępności jest potencjalnym źródłem spadku umieralności w badanym przedziale wiekowym. Jak wynika z badań, do poprawy stanu zdrowia mierzonego zmienną agregatową *HSI* przyczynia się tylko dostępność opieki wysokospecjalistycznej.

Zwiększenie dostępności zarówno lekarzy, jak i opieki wysoko specjalistycznej, aproksymowanej liczbą łóżek szpitalnych, może istotnie przyczynić się zredukowania liczby zgonów osób w wieku produkcyjnym oraz polepszenia ogólnej kondycji zdrowotnej mieszkańców danego województwa. Stąd wniosek, iż odpowiednia polityka zdrowotna decydująca nie tylko o ogólnych zasobach systemu ochrony zdrowia, lecz ich właściwym rozmieszczeniu terytorialnym może przyczynić się do poprawy stanu zdrowia ludności Polski, zwłaszcza osób w wieku produkcyjnym.

Potwierdza się teza wpływu sytuacji ekonomicznej na stan zdrowia. W miarę wzrostu dochodów ludności można oczekiwać obniżenia współczynnika zgonów i poprawy ogólnej kondycji zdrowotnej.

O umieralności w przedziale wiekowym 15–64 lata w zdecydowanie największym stopniu decyduje czynnik demograficzny – udział osób w wieku 40<sup>22</sup>–

---

<sup>22</sup> Jak wskazują badania mikroekonomiczne, w tym wieku pogorszenie stanu zdrowia staje się odczuwalne.

64 lata w populacji osób w wieku produkcyjnym. Wzrost udziału osób w tym przedziale wiekowym o 1% wiąże się z 1,58% wzrostem współczynnika umieralności. W modelu zmiennej syntetycznej *HSI* również udział osób w wieku 65 lat i więcej rzutuje na ogólny stan zdrowia.

Jednocześnie warto odnieść się do możliwości wykorzystania modeli ekonometrycznych w analizach stanu zdrowia. O ile modele te dobrze sprawdzają się w modelowaniu wybranych mierników i dla określonych przedziałów wiekowych, wyjaśnienie szeroko pojętego stanu zdrowia *HSI* jest niezwykle trudne. Spośród wielu rozważanych modeli ogólnego stanu zdrowia, został wybrany model o najlepszych własnościach statystyczno-merytorycznych, mimo to, jego jakość mierzona współczynnikiem determinacji jest niższa.

### 5.5. Wpływ dostępności świadczeń na przestrzenne nierówności stanu zdrowia

Podjęta została także próba zweryfikowania hipotezy o możliwości wpływu dostępności świadczeń na nierówności w zdrowiu pomiędzy województwami, choć badania te, ze względu na brak odpowiednich danych statystycznych, są wysoce ograniczone.

Dla danych panelowych z poszczególnymi województwami jako obiektami badania nie istnieje bowiem możliwość wyznaczenia najbardziej wartościowych miar nierówności przestrzennej, np. współczynnika Giniego, a następnie potraktowanie takiej miary jako zmiennej objaśnianej modelu ekonometrycznego.

Dostępne dane statystyczne pozwalają wyłącznie na zbadanie korelacji współczynników Giniego dla przestrzennej nierówności zdrowia w okresie 1999–2008 (zob. tab. 5.1) i średniej dla Polski liczby lekarzy i liczby łóżek szpitalnych w rozważanym okresie. Wyniki zawiera tab. 5.5.

Tabela 5.5. Korelacja współczynników Giniego z wybranymi aspektami dostępności świadczeń

Wyszczególnienie	Współczynnik Giniego		
	rzeczywiste współczynniki zgonów $DR_{15-65}$	standaryzowane współczynniki zgonów $SDR_{15-64}$	syntetyczny miernik stanu zdrowia $HSI$
Liczba lekarzy	-0,853**	-0,764**	-0,409
Liczba łóżek szpitalnych	-0,825**	-0,652*	-0,261

Uwaga: \*\* Korelacja istotna na poziomie 0,01 (dwustronnie), \* Korelacja istotna na poziomie 0,05 (dwustronnie).

Źródło: obliczenia własne.

Nierówności współczynników umieralności są ujemnie skorelowane z dostępnością świadczeń zdrowotnych. Większa liczba lekarzy i łóżek szpitalnych przypadających na 10 tys. osób wiąże się ze spadkiem nierówności w tym zakresie. Związek ten nie jest statystycznie istotny dla syntetycznie pomierzonego stanu zdrowia.

Z wykorzystaniem próby panelowej weryfikacja wspomnianej hipotezy możliwa jest wyłącznie dla relatywnej (bądź absolutnej) różnicy rozważanych wskaźników stanu zdrowia. Podejście takie zgodne jest z zaleceniami Światowej Organizacji Zdrowia [zob. Spinakis, 2011]. Nie jest to jednak rozwiązanie optymalne. Miara wykorzystuje bowiem tylko informacje dotyczące skrajnych przypadków.

Relatywne różnice stanu zdrowia rozważone zostały dla standaryzowanych współczynników zgonów oraz syntetycznej miary stanu zdrowia. Podstawę odniesienia stanowiło województwo o najkorzystniejszym poziomie badanego miernika. W całym rozważanym okresie było nim województwo podkarpackie.

Estymacja dynamicznego modelu panelowego dla relatywnej różnicy syntetycznego miernika stanu zdrowia nie przyniosła oczekiwanych rezultatów (zły wynik testu Sargana, nieistotne zmienne). Poniżej przedstawione zostały wyniki modelu z relatywną różnicą standaryzowanych współczynników umieralności. Specyfikacja modelu jest analogiczna do specyfikacji modelu (5.6):

$$\ln(RHG_{it}) = \gamma \ln(RHG_{i,t-1}) + \beta_1 \ln(lek_{it}) + \beta_2 \ln(loz_{it}) + \delta_1 \ln(doch_{it}) + (\alpha_i + \varepsilon_{it}) \quad (5.8)$$

gdzie:

$RHG$  oznacza względną różnicę stanu zdrowia określoną wzorem (3.2) dla  $i$ -tego województwa w odniesieniu do województwa podkarpackiego (subskrypt  $p$ ) w okresie  $t$ :

$$RHG_{it} = \frac{SDR_{15-64,it}}{SDR_{15-64,pt}}$$

Również w tym przypadku za estymator o najlepszych własnościach statystycznych uznać można systemowy estymator Blundella-Bonda w wersji dwustopniowej GMM-SYS2.

Wynik testu autokorelacji Arellano-Bonda AR(2) wskazuje na brak autokorelacji drugiego rzędu, natomiast wynik testu Sargana potwierdza poprawności macierzy instrumentów. Wyniki testu LLC pozwalają na uznanie reszt modelu za stacjonarne.

Ocena współczynnika autoregresyjnego jest statystycznie istotna i dodatnia, co oznacza, że nierówności w zdrowiu rozumiane jako względne różnice stanu zdrowia pomiędzy województwami są przenoszone z okresu na okres. Stopień trwałości zjawiska oceniany na podstawie oceny parametru  $\gamma$  należy uznać za umiarkowany.

Tabela 5.6. Wpływ wybranych aspektów dostępności świadczeń zdrowotnych na przestrzenne nierówności stanu zdrowia – zmienna objaśniana  $\ln RHG$

Zmienne objaśniające oraz wybrane statystyki	Ocena parametru
$\ln(RHG_{it-1})$	0,657 [0,000]
$\ln(lek_{it})$	-0,036 [0,049]
$\ln(loz_{it})$	-0,261 [0,000]
$\ln(doch_{it})$	0,114 [0,000]
<i>Const</i>	0,397 [0,038]
<i>Test Sargana</i> [ <i>p</i> -value]	13,983 [0,980]
<i>LLC test</i> [ <i>p</i> -value]	2,0634 [0,039]
Test AR(1) [ <i>p</i> -value]	1,677 [0,093]
Test AR(2) [ <i>p</i> -value]	-1,787 [0,073]
N	144

Uwagi: jak do tab. 5.4.

W charakterze instrumentów zastosowane zostały opóźnione poziomy zmiennych  $\ln RHG_{it-2}$ ,  $\ln(lek_{it-2})$ ,  $\ln(loz_{it-2})$ , przyrosty zmiennych  $\ln RHG_{it}$ ,  $\ln(wiek40-64_{it})$  opóźnione o jeden okres pierwsze przyrosty zmiennych  $\ln RHG_{it}$ ,  $\ln(lek_{it})$ ,  $\ln(loz_{it})$ .

Źródło: obliczenia własne.

Badania potwierdzają istotny wpływ dostępności opieki wysoko specjalistycznej wyrażonej liczbą łóżek szpitalnych na przestrzenne nierówności w stanie zdrowia. Wzrost dostępności leczenia szpitalnego w województwie znacząco zmniejsza lukę zdrowotną pomiędzy rozważanym województwem a województwem o najbardziej korzystnych efektach zdrowotnych.

Również wzrost dostępności lekarzy w województwie może pozytywnie wpłynąć na zmniejszenie dystansu w stanie zdrowia pomiędzy rozważanym województwem a województwem znajdującym się w najbardziej korzystnym położeniu. Jednakże czynnik ten można uznać za istotny dopiero przy poziomie istotności zbliżającym się do wartości 0,05.

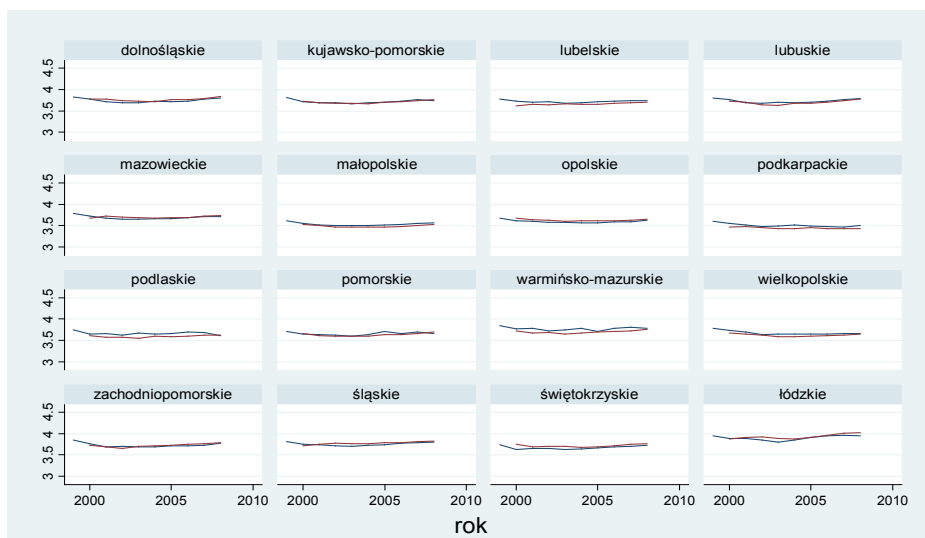
Poprawa dostępności świadczeń może zatem przyczynić się nie tylko do poprawy stanu zdrowia w województwie [zob. tab. 5.4]. Dzięki niej możliwe jest zniwelowanie luki zdrowotnej pomiędzy województwami.

## 5.6. Wpływ poprawy dostępności świadczeń zdrowotnych na stan zdrowia osób w wieku produkcyjnym – analiza scenariuszowa

Racjonalne gospodarowanie zasobami systemu ochrony zdrowia wymaga znajomości powiązań pomiędzy poszczególnymi elementami systemu. Potwierdzona empirycznie na podstawie badań retrospektywnych zależność między wybranymi aspektami stanu zdrowia i dostępnością świadczeń stwarza podstawy do przyjęcia założeń, iż kształtując zasoby systemu można wpływać na stan zdrowia mieszkańców. Podejście to jest uprawnione, tym bardziej że trwałość wszystkich rozważanych aspektów stanu zdrowia można uznać za umiarkowaną. Stwarza to możliwości potencjalnych oddziaływań za pomocą instrumentów polityki zdrowotnej (i ewentualnie polityki społecznej).

Model (5.6) posłużył do sporządzenia scenariuszy zmian rzeczywistych współczynników umieralności na najbliższe lata, z uwzględnieniem różnych założeń odnośnie do dostępności świadczeń oraz mających nastąpić zmian demograficznych. Na wykresie 5.6 przedstawione zostały empiryczne i teoretyczne wartości współczynników umieralności  $DR_{15-64}$  w rozważanym okresie dla poszczególnych województw.

Wykres 5.6. Empiryczne i teoretyczne wartości współczynników umieralności –  $\ln DR_{15-64}$  według województw w latach 1999–2008



Źródło: obliczenia własne.

Dla niektórych województw rozbieżności pomiędzy wartościami rzeczywistymi i teoretycznymi są znacznie wyższe niż przeciętnie obserwowane w próbie.

W województwie łódzkim rzeczywiste współczynniki umieralności pozostają na zdecydowanie wyższym poziomie niż można wnioskować na podstawie wartości zmiennych objaśniających wykorzystanych w modelu. Sytuacja odmienna, znacznie bardziej korzystna, ma miejsce w województwie opolskim, w którym obserwowane współczynniki umieralności znajdują się poniżej wartości oczekiwanych na podstawie zmiennych objaśniających. W pierwszym przypadku można podejrzewać mało efektywne wykorzystanie zasobów systemu ochrony zdrowia, co może wynikać z niewłaściwej alokacji wewnątrz województwa. Należy jednak mieć na uwadze trwałość procesów związanych ze zdrowiem, powodującą, iż pozytywny efekt działania ze strony ochrony zdrowia może ujawnić się po pewnym czasie.

Analizy scenariuszowe dotyczą województw o szczególnie niekorzystnej sytuacji zdrowotnej – w tym przypadku województw, dla których umieralność w przedziale wiekowym 15–64 lata przewyższa zdecydowanie średnią krajową (wykres 5.3). Najbardziej dotkliwie problem ten jest odczuwany w województwach: łódzkim, śląskim, lubuskim, dolnośląskim, zachodniopomorskim<sup>23</sup>. Średnie absolutne błędy procentowe (MAPE) dla rozważanych województw przedstawia tab. 5.7.

Tabela 5.7. Błędy MAPE dla wybranych województw (w %)

Województwo					
	dolnośląskie	śląskie	lubuskie	łódzkie	zachodniopomorskie
MAPE	2,95	3,38	2,58	4,05	2,66

Źródło: opracowanie własne.

Wartości zmiennej charakteryzującej aspekt demograficzny zaczerpnięte zostały z *Prognoz demograficznych* sporządzonych przez GUS<sup>24</sup>.

Do ekstrapolacji trendów dochodów rozporządzalnych ludności wykorzystana została metoda wygładzania wykładniczego Holta z opcją optymalizacji parametrów wygładzania. Błędy *ex post* MAPE wahają się od 2,56% dla województwa śląskiego po 4,59% dla województwa lubuskiego.

Przyjęto trzy różne scenariusze kształtowania się poszczególnych aspektów dostępności świadczeń zdrowotnych w latach 2009–2015 (tab. 5.8). Realia ekonomiczne polskiego systemu ochrony zdrowia nie pozwalają na przyjęcie nazbyt optymistycznych założeń odnośnie dostępności świadczeń w analizowanych województwach.

<sup>23</sup> Problem ten dotyczy również województwa warmińsko-mazurskiego. Ze względu na niskie dopasowanie linii regresji do danych empirycznych analizy scenariuszowe dla tego województwa zostały pominięte.

<sup>24</sup> *Prognozy demograficzne ludności na lata 2008–2035*, GUS.

Tabela 5.8. Założenia odnośnie do dostępności świadczeń medycznych w latach 2009–2015

Wariant	Liczba lekarzy/10 tys. osób	Liczba łóżek szpitalnych/10 tys. osób
I	Pozostaje na poziomie z 2008 r.	Pozostaje na poziomie z 2008 r.
II	Wzrasta o 2% rocznie	Pozostaje na poziomie z 2008 r.
III	Wzrasta o 2% rocznie	Wzrasta o 2% rocznie

Źródło: opracowanie własne.

Nawet przy optymistycznych założeniach wariantu III wskaźniki dostępności nie przekraczają analogicznych wielkości w krajach o zbliżonym poziomie rozwoju gospodarczego mierzonym PKB *per capita*. Zgodnie z założeniami tego scenariusza liczba lekarzy w województwie lubuskim w 2015 r. osiągnie poziom 20 lekarzy na 10 tys. osób i jest to poziom poniżej średniej krajowej z 2008 r.

Głównym punktem odniesienia może być sytuacja, np. w Republice Czeskiej. Osiągnięcia w zakresie większości wskaźników epidemiologicznych są tam bardziej korzystne niż w Polsce. Jednocześnie liczba lekarzy i liczba łóżek szpitalnych pozostają na zdecydowanie wyższym poziomie niż w Polsce (zob. tab. 5.2 i 5.3). Zgodnie z założeniami wariantu III liczba łóżek szpitalnych w województwie śląskim osiągnie poziom 67 łóżek na 10 tys. mieszkańców, nieznacznie przekraczając obecny poziom tego wskaźnika w Republice Czeskiej, w pozostałych województwach będzie niższa.

Scenariusze zmian współczynników umieralności w wybranych województwach do 2015 r. przedstawia wykres 5.7.

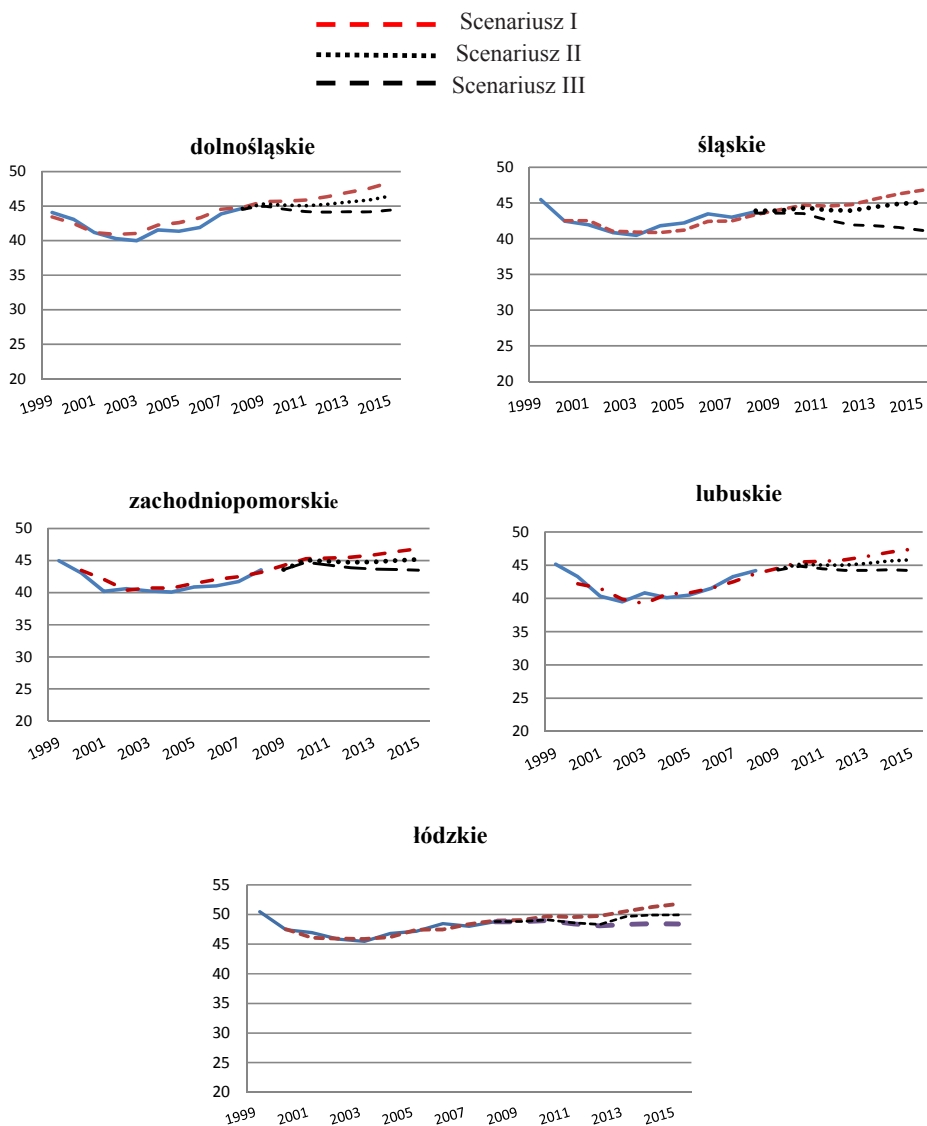
Wraz ze zmianami demograficznymi bez żadnych działań zapobiegających wskaźniki umieralności mogą ulegać systematycznemu pogorszeniu.

Osiągnięcie istotnego spadku umieralności osób w wieku produkcyjnym nie jest możliwe bez regularnej poprawy rozważanych aspektów dostępności usług medycznych. Spełnienie założeń przyjętych w wariantcie pesymistycznym i umiarkowanym nie prowadzi do istotnego polepszenia stanu zdrowia. Wyrażna korzystna zmiana zarysowuje się dopiero przy spełnieniu dość optymistycznych (wariant III) założeń dotyczących dostępności świadczeń zdrowotnych.

Warto podkreślić, iż w rozważanych województwach tylko znacząca poprawa dostępności świadczeń może w kilkuletnim okresie skutkować osiągnięciem poziomu rozważanej zmiennej obserwowanego obecnie w województwach o najkorzystniejszej sytuacji zdrowotnej – podkarpackim i małopolskim, a tym samym do pewnego stopnia niwelować regionalne nierówności zdrowia.

Niskie nakłady na finansowanie ochrony zdrowia stanowiące zaledwie 6% PKB, przy jednocześnie stosunkowo niskim w stosunku do innych krajów Unii Europejskiej poziomie PKB powodują, że wygospodarowanie środków na zwiększenie dostępności może być trudne. Jednym z rozwiązań wydaje się właściwa alokacja zasobów już istniejących. Odpowiednia dystrybucja zasobów ochrony zdrowia przyczynić się może do wyrównania nierówności pomiędzy rejonami.

Wykres 5.7. Scenariusze zmian współczynników umieralności w przedziale wiekowym 15–64 lata przy założeniu różnych wariantów dostępności świadczeń zdrowotnych



Źródło: opracowanie własne.

Brak odpowiednich danych statystycznych uniemożliwił rozważenie podziału lekarzy ze względu na specjalności. W procesie planowania zmian dostępności świadczeń w regionie specyfika regionu i występujących w nim zagrożeń powinny zostać uwzględnione.



Jak wynika z przeprowadzonych analiz, polityka zdrowotna zmierzająca do ukształtowania odpowiedniej dostępności usług zdrowotnych może przełożyć się nie tylko na stan zdrowia w danym województwie, lecz również na istniejące pomiędzy województwami nierówności zdrowia. Rola tej składowej systemu ochrony zdrowia wydaje się być nie do przecenienia.

## 5.7. Podsumowanie

Jak dowodzą przeprowadzone badania, wpływ systemu ochrony zdrowia na stan zdrowia i przestrzenne nierówności w zdrowiu jest istotny. Zatem odpowiednia polityka zdrowotna decydująca nie tylko o ogólnych zasobach systemu ochrony zdrowia, lecz również ich właściwym rozmieszczeniu terytorialnym, może stanowić źródło poprawy stanu zdrowia ludności Polski.

Umiarkowana trwałość zjawisk pozwala zakładać, iż odpowiednie działania podjęte przez wszystkie podmioty odpowiedzialne za politykę zdrowotną na szczeblu centralnym i szczeblach regionalnych, zmierzające do ułatwienia dostępności, mogą się przyczynić do poprawy stanu zdrowia. Ma to szczególne znaczenie w tych województwach, w których stan zdrowia odbiega od poziomu przeciętnego dla kraju (łódzkie, śląskie, zachodniopomorskie, dolnośląskie, warmińsko-mazurskie). Zagwarantowanie odpowiedniej dostępności świadczeń w województwach o niekorzystnej sytuacji zdrowotnej może przyczynić się do zmniejszenia luki zdrowotnej pomiędzy poszczególnymi regionami kraju.

Jednocześnie, analiza scenariuszowa pokazuje, że tylko sukcesywne zwiększanie dostępności świadczeń przynieść może oczekiwane rezultaty zdrowotne. Zdecydowane zwiększenie dostępności w ramach skromnych zasobów ochrony zdrowia jawi się jako zadanie niezwykle trudne.

W chwili obecnej wskazywane są dwie drogi poprawy dostępności świadczeń. Jedną z nich stanowi wzrost składki zdrowotnej. Jednak wynikający stąd przyrost podaży świadczeń jest niewspółmiernie niski [Ruszkowski, 2010]. Drugim sposobem jest poprawa efektywności wykorzystania zasobów już istniejących. Kolejne rozwiązanie stanowi możliwość pozyskania nowych źródeł finansowania w postaci dodatkowych ubezpieczeń dobrowolnych.

Szansę na zwiększenie dostępności świadczeń stwarzają środki pochodzące z funduszy strukturalnych przeznaczone m. in. na finansowanie (obok badań i rozwoju technologicznego, innowacji i przedsiębiorczości) inwestycji w infrastrukturę społeczną, w tym w infrastrukturę ochrony zdrowia. Obszar ochrony zdrowia zauważony został również w programach związanych z podnoszeniem konkurencyjności poszczególnych regionów oraz promowaniem zrównoważonego rozwoju. Cele te osiągnąć są poprzez zintegrowane działania na rzecz tworzenia warunków dla wzrostu inwestycji na poziomie regionalnym i lokalnym. Jak pokazują wyniki badań, inwestycje te powinny uwzględniać wzrost dostępności świadczeń zdrowotnych.

## Rozdział 6

### **EKONOMICZNE IMPLIKACJE STANU ZDROWIA – REZULTATY ANALIZ EMPIRYCZNYCH DLA POLSKI**

#### **6.1. Wprowadzenie**

W literaturze światowej daje się zauważyć rosnące zainteresowanie korzyściami ekonomicznymi, wynikającymi z poprawy stanu zdrowia jednostki bądź populacji. Zgodnie z teorią kapitału ludzkiego jednostka o jego wyższym potencjale, na który składa się również stan zdrowia, powinna być bardziej produktywna, a tym samym osiągać wyższe dochody. Również na poziomie zagregowanym grupa o wyższym potencjale kapitału ludzkiego powinna uzyskiwać wyższe dochody, przypadające na każdego z jej członków [zob. Herbst (red.), 2007, s.181].

Przegląd literatury światowej potwierdza wpływ stanu zdrowia na szereg kategorii ekonomicznych<sup>1</sup>. Związki pomiędzy zdrowiem a efektami ekonomicznymi mogą być rozważane na poziomie indywidualnym bądź w skali makroekonomicznej.

Studia na poziomie indywidualnym przeprowadzone dla wielu krajów z wykorzystaniem różnorodnych danych dowodzą, iż zdrowie warunkuje aktywność zawodową, wydajność pracy i życiowe dochody. Jego oddziaływanie może także rozciągać się na sferę edukacji i oszczędności (wydatki na zdrowie uszczuplają oszczędności).

W skali makroekonomicznej najczęściej badaniu podlega związek między zróżnicowaniem wskaźników zdrowotnych i różnicami w poziomie oraz dynamice wzrostu PKB. Wyniki badań empirycznych prowadzonych w ostatnich latach w wielu krajach, nie dają jednoznacznej odpowiedzi odnośnie do znaczenia stanu zdrowia dla gospodarek krajowych. Brak również jednoznacznych rozstrzygnięć na poziomie gospodarek regionalnych. W tym ostatnim przypadku badania podejmowane są od niedawna a w ich przeważającej większości analizowany był nie bezpośredni wpływ stanu zdrowia na rozwój regionalny, a raczej wpływ wybranych zmiennych charakteryzujących sektor ochrony zdrowia [por. rozdz. 1].

Problematyka wpływu stanu zdrowia na rezultaty ekonomiczne, poruszana w badaniach prowadzonych dla różnych krajów, w Polsce jest stosunkowo mało rozpoznana. Jak dotąd, pojawiło się niewiele badań nad ekonomicznymi konsekwencjami stanu zdrowia.

---

<sup>1</sup> Szersze rozważania na ten temat zawiera rozdział 1.

Prezentowane w niniejszym paragrafie wyniki badań dla warunków polskich służą weryfikacji hipotezy, iż stan zdrowia jest jednym z istotnych wyznaczników indywidualnego rozwoju ekonomicznego, a także rozwoju ekonomicznego w skali regionu.

Hipoteza o pozytywnym wpływie stanu zdrowia na rozwój ekonomiczny jednostki w badaniach światowych była już wielokrotnie weryfikowana, a wyniki badań świadczą o istnieniu takiej zależności. Przeprowadzenie podobnych analiz dla warunków polskich umożliwi ocenę, w jakim stopniu stan zdrowia ogranicza osobisty rozwój ekonomiczny w Polsce i pozwoli na porównanie z wynikami badań prowadzonych w innych krajach.

Z zastosowaniem modeli ekonometrycznych bazujących na danych indywidualnych badano związek stanu zdrowia jednostki z jej rozwojem ekonomicznym wyrażonym osiąganym dochodem, aktywnością zawodową oraz prawdopodobieństwem wcześniejszego przejścia na emeryturę. W analizie wykorzystane zostały mikrodane zgromadzone w ramach badania *Diagnoza społeczna 2009*<sup>2</sup>.

Rozwój regionalny, w tym jego zróżnicowanie przestrzenne, stanowi jeden z głównych problemów współczesnych analiz ekonomicznych. Różnice w poziomie rozwoju regionów skłaniają do poszukiwań uwarunkowań owego zróżnicowania. W tę problematykę wpisuje się odwołanie do kapitału ludzkiego i jego roli w rozwoju regionalnym. Zgodnie z neoklasyczną teorią wzrostu, poziom rozwoju regionu w dużej mierze może być kształtowany przez regionalne zasoby kapitału ludzkiego, na który składa się również stan zdrowia mieszkańców. Poprawa stanu zdrowia może zatem stanowić źródło wzrostu gospodarczego regionów.

W Polsce kapitał ludzki należy do stosunkowo rzadko analizowanych empirycznie czynników rozwoju regionalnego, choć przybywa prac z tego zakresu [np. Herbst (red.), 2007]. Wpływ kapitału ludzkiego w formie zdrowia na wzrost gospodarczy regionów w Polsce stanowi zagadnienie mało rozpoznane.

Stąd, poza identyfikacją regionalnych determinant stanu zdrowia [por. rozdz. 5] ważne jest określenie jego potencjalnych skutków dla gospodarki regionu.

W badaniu weryfikującym prawdziwość postawionej hipotezy wykorzystano panelowe modele dynamiczne<sup>3</sup> dla 16 województw w latach 1999–2008. Podstawę przeprowadzonych analiz w zakresie zmiennych ekonomicznych stanowiły dane statystyczne Głównego Urzędu Statystycznego, natomiast w zakresie informacji o zdrowiu dane Centrum Systemów Informacyjnych Ochrony Zdrowia. Do estymacji parametrów modelu zastosowany został systemowy estymator Uogólnionej

---

<sup>2</sup> *Diagnoza społeczna 2009. Warunki i jakość życia Polaków*, red. J. Czapiński, T. Panek, Warszawa, Rada Monitoringu Społecznego, 2009. Niezbędne dane zaczerpnięte zostały z witryny internetowej [www.diagnoza.com](http://www.diagnoza.com), (zintegrowana baza danych) [02.12.2009].

<sup>3</sup> Wybrane problemy estymacji i weryfikacji tej klasy modeli przedstawione zostały w rozdziale 2.

Metody Momentów zaproponowany przez Blundella i Bonda, uznawany, w świetle obecnego stanu wiedzy, za jeden z najlepszych estymatorów stosowanych dla modeli wzrostu szacowanych na podstawie danych panelowych [Dańska- Borsiak, 2011].

## 6.2. Mikroekonomiczne implikacje stanu zdrowia

Najsilniej odczuwany wpływ zdrowia dorosłych na wyniki ekonomiczne to wpływ poprzez rynek pracy. Wśród ekonomicznych konsekwencji stanu zdrowia na poziomie jednostkowym najczęściej rozważa się możliwość jego oddziaływania na:

- 1) osiągnięte dochody (dotyczy osób pracujących),
- 2) aktywnością zawodową,
- 3) przejście na wcześniejsze emerytury (zob. rozdz. 1).

Osoby o złym stanie zdrowia mogą nie być zdolne do pracy, co skutkuje obniżeniem bądź utratą dochodów. Zdrowie warunkować może nie tylko liczbę przepracowanych godzin, co wpływa na produktywność, ale również prawdopodobieństwo bycia zatrudnionym. Zły stan zdrowia zwiększa szanse na wcześniejsze przejście na emeryturę, choć relacja ta w dużym stopniu zależy może od obowiązujących w danym kraju norm prawnych.

Postać funkcyjna poszczególnych równań modelu ekonometrycznego zastosowanego do zweryfikowania hipotezy o potencjalnym wpływie stanu zdrowia na wymienione kategorie ekonomiczne uwarunkowana jest charakterem zmiennej stanowiącej przedmiot badań. Do pomiaru relacji pomiędzy osiąganymi dochodami a stanem zdrowia zastosowany został model bazujący na modelu płac Mincera nawiązujący do koncepcji kapitału ludzkiego, zmodyfikowany o czynnik zdrowia. Natomiast bycie aktywnym zawodowo i przejście na wcześniejszą emeryturę opisane zostały za pomocą modeli logitowych.

Różne kryteria doboru obserwacji do poszczególnych równań, a tym samym różna ich liczba rodzą konieczność estymacji każdego z równań osobno.

### 6.2.1. Zdrowie a osiągnięte dochody – oszacowania poszerzonego modelu Mincera

Główną kategorią ekonomiczną, mogącą znajdować się pod wpływem stanu zdrowia, są dochody z pracy, traktowane przez ekonomistów jako podstawowy miernik produktywności. Zgodnie z teorią kapitału ludzkiego o „potencjalnej” produktywności pracownika decyduje jego zasób owego kapitału. Na kapitał ludzki składa się kapitał zgromadzony podczas nauki oraz doświadczenie zawodowe (*on the job training*). W szerokim ujęciu elementem kapitału ludzkiego jest również

zasób zdrowia. Stan zdrowia może stanowić o rzeczywistej produktywności, o której decyduje postawa wobec pracy. Na postawę te składają się, m. in., regularność w uczęszczaniu do pracy i dyspozycyjność [Kot, Maławski, Węgrzecki (red.), 2004, s. 315].

Analizy empiryczne związku kapitału ludzkiego pracownika z jego produktywnością niejednokrotnie bazują na koncepcji modelu Mincera [1974]. Klasyczny model zaproponowany przez Mincera, będący jednocześnie pierwszym modelem empirycznym służącym do weryfikacji wpływu inwestycji w kapitał ludzki na poziom płac, ma postać:

$$\ln y_i = \beta_0 + \beta_1 s_i + \beta_2 x_i + \beta_3 x_i^2 + \xi_i \quad (6.1)$$

gdzie:

$y$  – oznacza płace  $i$ -tego pracownika,

$s$  – liczbę lat nauki,

$x$  – doświadczenie zawodowe,

$\xi_i$  – składnik losowy  $N(0, \sigma^2)$ ,

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$  – parametry strukturalne modelu

W celu weryfikacji hipotezy o pozytywnym wpływie stanu zdrowia na produktywność jednostki oszacowany został model stanowiący zmodyfikowaną i poszerzoną wersję równania płac Mincera. W oryginalnej wersji służy ono bowiem analizie wpływu na płace zasobu kapitału ludzkiego, na który składa się wykształcenie formalne, reprezentowane przez liczbę lat nauki szkolnej, oraz zasób kapitału zdobytego w wyniku doświadczenia zawodowego reprezentowany przez staż pracy. Na potrzeby badań model rozszerzony został, przede wszystkim, o zmienne charakteryzujące zdrowie respondenta<sup>4</sup>:

$$\ln y_i = \beta_0 + \beta_1 h_i + \delta \mathbf{x}_i + \xi_i \quad (6.2)$$

gdzie:

$h_i$  – zmienne odzwierciedlające stan zdrowia,

$\mathbf{x}_i$  – wektor zmiennych obrazujących zarówno cechy pracownika, jak i zatrudniającej go firmy.

Z braku danych dotyczących płac, indywidualną produktywność pracownika  $y_i$  charakteryzują jego miesięczne dochody osobiste netto w zł osiągnane w 2009 r. Należy jednak mieć na uwadze, iż dochody osobiste są kategorią szerszą niż płace. Obejmują bowiem, poza wynagrodzeniami za pracę, przychodami z działalności gospodarczej prowadzonej na własny rachunek bądź działalności rolniczej, również przychody z majątku trwałego (odsetki od kapitału, dywidendy, dochody z posiadanego majątku trwałego) oraz transfery z budżetu państwa (świadczenia

<sup>4</sup>Zmienne uwzględnione w równaniu są analogiczne do zmiennych wykorzystywanych w tego typu badaniach prowadzonych dla innych krajów [zob. np. Suhrecke i in., 2007].

z tytułu rent i emerytur, stypendia, kredyty studenckie). Niektóre składowe dochodów, zwłaszcza pod postacią transferów społecznych, mają niewielki związek ze stanem zdrowia (z wyłączeniem rent inwalidzkich).

Dla zminimalizowania wpływu dochodów pozapłacowych na rozważaną kategorię dochodów osobistych w analizie wykluczono emerytów i rencistów, osoby uczące się w trybie dziennym, bezrobotnych oraz utrzymujących się z innych niezarobkowych źródeł. Badaniem objęto tylko osoby aktywne zawodowo (N = 9311).

Potencjalny wpływ stanu zdrowia na dochody indywidualne zbadany został dla dwóch różnych miar stanu zdrowia:

1) subiektywnej oceny stanu zdrowia – zmienna binarna *dobry stan zdrowia*<sup>5</sup> łączącą w sobie zdrowie oceniane jako dosyć dobre, dobre i bardzo dobre [Suhrecke i in. 2007],

2) oceny obiektywnej – posiadania orzeczenia o niepełnosprawności<sup>6</sup> – zmienna binarna (1 – gdy osoba posiada aktualne orzeczenie komisji lekarskiej, 0 – gdy takiego orzeczenia nie posiada).

Poza stanem zdrowia, w charakterze zmiennych objaśniających wykorzystano charakterystyki społeczno-demograficzne badanych osób. Doświadczenie zawodowe pracownika aproksymowane zostało jego łącznym stażem pracy (w latach), natomiast lata nauki poziomem wykształcenia. Przedstawione poniżej zmienne składają się na zbiór zmiennych objaśniających:

- *staż pracy* – zmienna ciągła oznaczająca łączny staż pracy w latach;
- *wykształcenie*: zmienne binarne oznaczające odpowiednio wykształcenie: zasadnicze/gimnazjum, średnie, wyższe/policealne (kategoria referencyjna: wykształcenie podstawowe/bez wykształcenia);
- *pleć* – zmienna binarna (1 – mężczyzna, 0 – kobieta);
- *własność instytucji zatrudniającej*;
- zmienne binarne – własność państwowa bądź jednostek samorządu terytorialnego, własność spółdzielcza (kategoria referencyjna: własność prywatna);
- *klasa miejscowości zamieszkania* (wprowadzona w celu przybliżenia warunków lokalnego rynku pracy), zmienne binarne odpowiadające odpowiednim wielkościom miejsc zamieszkania (klasę referencyjną stanowi wieś);
- *zawód wykonywany*: zmienne binarne dla zdefiniowanych poniżej wielkich grup zawodów zgodnych ze stosowaną przez GUS klasyfikacją zawodów i specjalności (z pominięciem sił zbrojnych):

Grupa\_1 Przedstawiciele władz publicznych, wyżsi urzędnicy i kierownicy

Grupa\_2 Specjaliści

Grupa\_3 Technicy i inny średni personel

Grupa\_4 Pracownicy biurowi

<sup>5</sup> Konstrukcja zmiennej binarnej szczegółowo omówiona została w rozdziale 4.

<sup>6</sup> Współczynnik korelacji V-Cramera między wspomnianymi zmiennymi wynosi (-0,33), współczynnik tau-Kendalla = -0,337.

Grupa\_5 Pracownicy usług osobistych i sprzedawcy

Grupa\_6 Rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy

Grupa\_7 Robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy

Grupa\_8 Operatorzy i monterzy maszyn i urządzeń

Grupa\_9 Pracownicy przy pracach prostych.

Kategorię referencyjną w tym przypadku stanowią pracownicy przy pracach prostych.

Dodatkowo w modelu uwzględniono zmienne binarne dla: województwa mazowieckiego – regionu o najwyższych przeciętnych płacach, pracy na pełnym etacie, osób zamężnych/zonatych, osób z czynną znajomością języka angielskiego bądź czynną znajomością innych języków obcych.

Wybór metodologii w dużej mierze podyktowany jest dostępnością danych statystycznych i możliwością uwzględnienia problemu endogeniczności, który w tym kontekście może oznaczać jednoczesną zależność pomiędzy przyjętą do analiz aproksymantą stanu zdrowia i dochodami.

Jedno z najczęściej stosowanych w przypadku endogeniczności zmiennych objaśniających rozwiązań stanowi oszacowanie parametrów modelu za pomocą metody zmiennych instrumentalnych (MZI).

Trudność w zastosowaniu metody zmiennych instrumentalnych wynika z konieczności doboru odpowiednich instrumentów. O wyborze na ogół decyduje dostępny materiał statystyczny. W charakterze zmiennych instrumentalnych wykorzystane zostały dwie zmienne, co do których przyjęto założenie, że mogą wpływać na stan zdrowia, lecz nie decydują bezpośrednio o osiągniętych dochodach. Jedną z nich jest aktywność fizyczna, drugą indykatorem związany z występowaniem objawów somatycznych będący nieważoną sumą punktów dla odpowiedzi na pytania dotyczące występowania objawów somatycznych i ich natężenia (m. in.: silne bóle głowy, napięcie mięśni karku i ramion, uczucie duszności, uczucie zmęczenia niezwiązanego z pracą, w okresie minionego miesiąca). Założono, że objawy te mogą istotnie oddziaływać na postrzeganie stanu zdrowia, natomiast nie na tyle, by mogło to znaleźć odzwierciedlenie w osiągniętych dochodach.

W celu weryfikacji hipotezy o egzogeniczności zmiennych objaśniających zastosowany został test Wu-Hausmana. Hipoteza zerowa testu zakłada, że estymator MNK jest estymatorem zgodnym, co ma miejsce, gdy w modelu ekonometrycznym nie występują zmienne objaśniające skorelowane ze składnikiem losowym (i nie występuje systematyczny błąd pomiaru). Wskazane jest wówczas zastosowanie estymatora MNK, który jest estymatorem zgodnym i efektywnym (estymatory MZI również są zgodne, lecz ich wariancja jest większa).

Natomiast poprawność doboru instrumentów zweryfikowana została testem Sargana, w przypadku którego hipoteza zerowa zakłada brak korelacji zastosowanych instrumentów z błędami losowymi.

W tekście przytoczone zostały szczegółowe wyniki badań modelu z oceną subiektywną w charakterze miernika stanu zdrowia. Zastosowanie jako indykato-

ra stanu zdrowia zmiennej sztucznej wprowadzonej do modelu w celu odzwierciedlenia innego aspektu stanu zdrowia, jakim jest niepełnosprawność, daje bardzo zbliżone wyniki. Ograniczono się więc tylko do interpretacji oszacowania parametru strukturalnego odpowiadającego tej zmiennej.

Rezultaty estymacji modeli dochodów osobistych z uwzględnieniem stanu zdrowia zawarto w tab. 6.1.

W dwóch ostatnich wierszach podane zostały wartości statystyk empirycznych testu Wu-Hausmana oraz testu Sargana. Wynik testu Wu-Hausmana wskazuje na konieczność zastosowania metody zmiennych instrumentalnych w celu uzyskania zgodnych ocen parametrów strukturalnych. Test Sargana potwierdza poprawność wyboru instrumentów dla próby łącznej i prób wyłonionych ze względu na płeć.

Główne rezultaty przeprowadzonych badań można ująć następująco. Dochody osób aktywnych zawodowo rosną wraz z doświadczeniem zawodowym dla stażu z przedziału (0; 26 lat). Dla stażu powyżej 26 lat dochody ulegają obniżeniu. U kobiet granica stażu pracy, powyżej której można oczekiwać obniżenia dochodów, wynosi 28 lat, natomiast dla mężczyzn 25,8 lat, przy zachowaniu zasady *ceteris paribus*.

Osoby lepiej wykształcone osiągają wyższe dochody. Nie bez znaczenia jest wykonywany zawód. Wyższymi dochodami cieszą się przedstawiciele władz publicznych, wyżsi urzędnicy i kierownicy, specjaliści, technicy i inny średni personel. W miastach dochody są wyższe niż na wsi (kategoria referencyjna), a różnica ta wzrasta wraz ze wzrostem wielkości miasta. Różnice dochodów pomiędzy mieszkańcami wsi i miasteczek poniżej 20 tys. mieszkańców nie są statystycznie istotne.

W dalszym ciągu dochody kobiet pozostają na istotnie niższym poziomie niż dochody mężczyzn. *Ceteris paribus* dochody kobiet są przeciętnie o 25% niższe.

Tabela 6.1. Wyniki estymacji modeli dochodów osobistych z uwzględnieniem stanu zdrowia (zmienna zależna: logarytm miesięcznego dochodu indywidualnego netto)

Zmienna		Ocena parametru [wartość <i>p</i> ]		
		próba łączna	mężczyźni	kobiety
1		2	3	4
Dobry stan zdrowia		0,256 [0,000]	0,264 [0,000]	0,245 [0,000]
Płeć (1 w przypadku mężczyzny)		0,249 [0,000]	–	–
Klasa miejscowości zamieszkania	Miasta pow. 500 tys.	0,230 [0,000]	0,191 [0,000]	0,246 [0,000]
	Miasta 200–500 tys.	0,141 [0,000]	0,164 [0,000]	0,125 [0,000]
	Miasta 100–200 tys.	0,102 [0,000]	0,124 [0,000]	0,110 [0,000]
	Miasta 20–100 tys.	0,066 [0,000]	0,063 [0,001]	0,077 [0,009]



Tabela 6.1 cd.

1		2	3	4
Mazowieckie		0,118 [0,000]	0,087 [0,000]	0,157 [0,000]
Wykształcenie	wyższe i policealne	0,330 [0,000]	0,344 [0,000]	0,334 [0,000]
	średnie	0,108 [0,000]	0,119 [0,000]	0,091 [0,000]
Czynna znajomość języka angielskiego		0,091 [0,000]	0,102 [0,000]	0,064 [0,003]
Praca w pełnym wymiarze		0,345 [0,000]	0,363 [0,000]	0,336 [0,000]
Grupa zawodowa	Grupa_1	0,316 [0,000]	0,293 [0,000]	0,397 [0,000]
	Grupa_2	0,153 [0,000]	0,129 [0,003]	0,182 [0,000]
	Grupa_3	0,097 [0,000]	0,094 [0,000]	0,114 [0,000]
	Grupa_5	-0,103 [0,000]	-0,154 [0,000]	-0,063 [0,003]
	Grupa_6	-0,386 [0,000]	-0,376 [0,000]	-0,383 [0,000]
	Grupa_7	-0,082 [0,000]	-0,054 [0,041]	-0,117 [0,000]
Staż pracy		0,026 [0,000]	0,031 [0,000]	0,028 [0,000]
Staż pracy (kwadrat)		-0,0005 [0,000]	-0,0006 [0,000]	-0,0005 [0,000]
cons		6,417	6,649	6,438
N		9311	4991	4320
R <sup>2</sup> (skorygowany)		0,29	0,28	0,32 <sup>a</sup>
RMSE		0,448	0,495	0,476
Test Wu-Hausmana [wartość <i>p</i> ]		22,335 [0,000]	10,389 [0,001]	9,378 [0,002]
Test Sargana [wartość <i>p</i> ]		3,704 [ 0,295]	2,796 [0,424]	2,483 [0,115]

<sup>a</sup> Wartość współczynnika determinacji R<sup>2</sup> jest porównywalna do osiąganych w innych badaniach tego zagadnienia z uwzględnieniem danych indywidualnych.

Źródło: obliczenia własne.

Najważniejszym jednak rezultatem prowadzonych badań jest potwierdzenie istotnego wpływu stanu zdrowia na osiągnięte dochody. Dodatnia ocena parametru przy zmiennej związanej ze zdrowiem wskazuje, iż zły stan zdrowia jest przyczy-

na obniżenia dochodów. Osoby deklarujące dobry stan zdrowia osiągają dochody przeciętnie o 25% wyższe niż osoby, które nie cieszą się dobrym stanem zdrowia, przy zachowaniu zasady *ceteris paribus*. Dla obydwu płci zależność dochodów od stanu zdrowia jest zbliżona. Płace mężczyzn o dobrym stanie zdrowia są średnio o 26%, a kobiet o 24% wyższe niż osób gorzej oceniających swój stan zdrowia. Jest to wynik bardzo zbliżony do wyników analogicznych badań przeprowadzonych w innych krajach, np. dla Federacji Rosyjskiej [Suhrecke i in. 2007]. Jak dowodzą badania światowe [zob. rozdz. 1], płace kobiet pozostają w silniejszym związku ze stanem zdrowia niż płace mężczyzn. W Polsce różnice te są niewielkie.

Dochody osób niepełnosprawnych są istotnie niższe niż dochody osiągnięte przez osoby bez niepełnosprawności, aczkolwiek różnica ta jest niższa niż w przypadku wykorzystania samooceny jako indykatora stanu zdrowia. Osoby niepełnosprawne osiągają *ceteris paribus* o 9% niższe dochody.

### 6.2.2. Stan zdrowia a aktywność zawodowa osób w wieku produkcyjnym

Poza potwierdzonym powyżej związkiem pomiędzy stanem zdrowia i osiąganymi dochodami można również zakładać istnienie zależności pomiędzy stanem zdrowia a aktywnością zawodową osób w wieku produkcyjnym. Zdrowie uważane jest za jeden z kluczowych wyznaczników aktywności zawodowej. Jest ważnym czynnikiem prowadzącym do utraty pracy i zmniejszającym prawdopodobieństwo ponownego zatrudnienia.

Z zastosowaniem modelu logitowego:

$$P(y_i = 1) = \frac{\exp(\beta h_i + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\delta})}{1 + \exp(\beta h_i + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\delta})} \quad (6.3)$$

zbadano związek stanu zdrowia i aktywności zawodowej. Zmienna zależna modelu ( $y_i$ ) przyjmuje wartość 1, gdy osoba w wieku 16–59/64 lata odpowiednio dla kobiet i dla mężczyzn jest aktywna zawodowo, wartość 0 w przeciwnym przypadku.

Stan zdrowia ( $h_i$ ) scharakteryzowany został w dwojaki sposób: poprzez ocenę subiektywną i niepełnosprawność. W charakterze pozostałych zmiennych objaśniających wykorzystane zostały: wiek, jego kwadrat, płeć, poziom wykształcenia, klasa miejscowości zamieszkania oraz łączny staż pracy.

Badania potwierdziły niższą aktywność zawodową osób o gorszym stanie zdrowia. Związek pomiędzy aktywnością zawodową a niepełnosprawnością jest znacznie silniejszy niż w przypadku stanu zdrowia ocenianego przez samych badanych. Potwierdzają to wartości odpowiednich ilorazów szans (tab. 6.2).

Tabela 6.2. Ocena wpływu stanu zdrowia na aktywność zawodową –  
wybrane wyniki regresji logistycznej

Ocena parametru $\beta$ i wybrane statystyki	Indykator stanu zdrowia	
	ocena subiektywna	niepełnosprawność
$\hat{\beta}$	0,952	-2,62
Statystyka $t$ [wartość $p$ ]	19,74 [0,000]	-24,88 [0,000]
$\text{Exp}(\hat{\beta})$	2,41	0,072
N	14 458	14 458
R <sup>2</sup> McFaddena (pseudo-R-kwadrat)	0,270	0,297
R <sup>2</sup> McFaddena skorygowany	0,268	0,304
R <sup>2</sup> McKelvey'a i Zavoiny	0,469	0,513
R <sup>2</sup> Efrona	0,327	0,356
Zliczeniowy R <sup>2</sup>	0,773	0,781

Źródło: obliczenia własne.

Potwierdzenie dużych różnic w szansach bycia aktywnym zawodowo wśród osób o dobrym stanie i złym stanie zdrowia stanowią ilorazy szans.

Jak można przypuszczać, związek aktywności zawodowej ze stanem zdrowia może być różny dla kobiet i dla mężczyzn. W tab. 6.3.a i 6.3.b zestawione zostały rezultaty estymacji modelu logitowego wyjaśniającego prawdopodobieństwo bycia aktywnym zawodowo (model 6.3) dla grup wyróżnionych ze względu na płeć.

Wyniki analiz potwierdzają przypuszczenie o różnej sile związku pomiędzy rozważanymi zmiennymi dla osób o różnej płci. Zły stan zdrowia w większym stopniu przekłada się na aktywność zawodową mężczyzn. Niepełnosprawność obniża aż o 94% szanse mężczyzn na bycie aktywnymi zawodowo. Szanse kobiet są niższe o 88%. Są to wielkości zdecydowanie wyższe niż analogiczne wielkości oszacowane dla innych krajów [zob. rozdz. 1].

Jednym z potencjalnych, negatywnych skutków złego stanu zdrowia może być konieczność przejścia na emeryturę przed osiągnięciem ustawowego wieku emerytalnego.

Z zastosowaniem modelu logitowego zbadano prawdopodobieństwo wcześniejszego przejścia na emeryturę. Spośród wszystkich dostępnych informacji wyselekcjonowane zostały dane dla osób na wcześniejszej emeryturze, tj. kobiet przed ukończeniem 60. roku życia i mężczyzn przed ukończeniem 65. roku życia.

Brak zadowalających pod względem statystycznym wyników nie pozwala w tym przypadku na wyciągnięcie wiarygodnych wniosków.

Tabela 6.3. Zdrowie a aktywność zawodowa według płci – wybrane wyniki regresji logistycznej

## Kobiety

Ocena parametru $\beta$ i wybrane statystyki	Indykator stanu zdrowia	
	ocena subiektywna	niepełnosprawność
$\hat{\beta}$	0,779	-2,126
Statystyka $t$ [poziom istotności]	11,95 [0,000]	-13,93 [0,000]
$\text{Exp}(\hat{\beta})$	2,179	0,119
N	7 386	7 386
R <sup>2</sup> McFaddena (pseudo-R-kwadrat)	0,201	0,213
R <sup>2</sup> McFaddena skorygowany	0,199	0,211
R <sup>2</sup> McKelvey'a i Zavoiny	0,385	0,413
R <sup>2</sup> Efrona	0,249	0,260
Zliczeniowy R <sup>2</sup>	0,716	0,717

## Mężczyźni

Ocena parametru $\beta$ i wybrane statystyki	Indykator stanu zdrowia	
	ocena subiektywna	niepełnosprawność
$\hat{\beta}$	1,138	-3,032
Statystyka $t$ [poziom istotności]	15,62 [0,000]	21,24 [0,000]
$\text{Exp}(\hat{\beta})$	3,121	0,048
N	7 072	7 072
R <sup>2</sup> McFaddena (pseudo-R-kwadrat)	0,255	0,302
R <sup>2</sup> McFaddena skorygowany	0,253	0,300
R <sup>2</sup> McKelveya i Zavoiny	0,426	0,509
R <sup>2</sup> Efrona	0,308	0,361
Zliczeniowy R <sup>2</sup>	0,794	0,814

Źródło: obliczenia własne.

### **6.3. Zdrowie jako potencjalny czynnik rozwoju regionalnego – wyniki regresji wzrostu z wykorzystaniem dynamicznych modeli panelowych**

Jednym z podstawowych problemów w naukach ekonomicznych było i nadal pozostaje poszukiwanie dróg rozwoju gospodarczego. Problemy rozwoju gospodarczego rozpatrywane na poziomie całej gospodarki można przenieść na poziom regionalny.

W ostatniej dekadzie nastąpił rozkwit zainteresowania badaniami nad rozwojem gospodarczym regionów. Rozwój regionalny, w tym jego dysproporcje przestrzenne, stanowi przedmiot licznych studiów regionalnych i lokalnych. Podejmowane są próby określenia mechanizmu oraz warunków i czynników kształtujących ten proces. Ożywione zainteresowanie regionami wynika, m. in., z polityki Unii Europejskiej mającej na celu decentralizację, prowadzącą do umocnienia gospodarki regionów.

W pojmowaniu istoty polityki regionalnej można wskazać dwa podejścia. Pierwsze z nich, klasyczne, opiera się na polityce redystrybucyjnej. Kierowanie zasobów z regionów zamożniejszych do uboższych, mogące przyjmować różne formy, ma prowadzić do wyrównywania dochodów i PKB na mieszkańca [Pyszkowski, 2000].

Współczesne koncepcje rozwoju regionalnego odwołują się do nowej geografii ekonomicznej oraz neoklasycznych modeli wzrostu. W neoklasycznych modelach wzrostu dużą wagę przykładają do akumulacji wiedzy naukowo-technicznej i kapitału ludzkiego którego ideę do literatury ekonomicznej wprowadził Schultz<sup>7</sup>. Zasoby kapitału ludzkiego w dużej mierze mogą kształtować poziom rozwoju regionu oraz innowacyjny charakter jego gospodarki. Podniesienie poziomu kapitału ludzkiego oraz poprawa dostępu przedsiębiorstw do wszelkich źródeł informacji uważane są za priorytety w budowaniu konkurencyjności i innowacyjności regionów [Szultka i in., 2004, za: Frąckiewicz-Wronka, 2006].

Odwołanie się do niematerialnych form kapitału w ostatnim dwudziestolecu stało się powszechne. Jednocześnie coraz częściej pojawiają postulaty szerokiego pojmowania kapitału ludzkiego. O jakości nagromadzonego w regionie kapitału ludzkiego decyduje dynamika populacji regionu, stan zdrowia mieszkańców oraz poziom wykształcenia. Istotną również jest struktura zawodowa oraz poziom zgodności z wymogami nowoczesnego rynku pracy [zob. Giza-Poleszczuk, Marody, Rychard (red.), 2000]. Szerokie ujęcie kapitału ludzkiego może mieć szczególne znaczenie w Polsce, gdzie stosunkowo wysokiemu zasobowi innych form kapitału ludzkiego (w formie wykształcenia) nie towarzyszy wysoki poziom kapitału ludzkiego pod postacią zdrowia.

---

<sup>7</sup> Por. rozdział 1.

Prezentowane badania empiryczne ukierunkowane są na weryfikację hipotezy, iż różnice w jakości kapitału ludzkiego w formie zdrowia mogą być czynnikiem istniejących, a nawet pogłębiających się różnic w rozwoju poszczególnych regionów Polski.

Na gruncie ekonomii rozważać można zarówno zagadnienie wzrostu, jak i rozwoju gospodarczego. Wzrost gospodarczy jest pojęciem węższym, kojarzonym ze wzrostem PKB na mieszkańca. Rozwój gospodarczy łączy się ze zmianą różnych aspektów poziomu życia, w tym aspektów o charakterze niemierzalnym [Bartkowiak, 2003]. Wzrost uznawany jest za podstawowy wyznacznik rozwoju regionalnego.

Wyrównywanie dochodu i poziomu życia pomiędzy państwami i regionami, określane mianem konwergencji<sup>8</sup>, stanowi ważny cel polityki gospodarczej w skali międzynarodowej i lokalnej. Problemowi konwergencji/dywergencji regionów poświęconych zostało wiele badań empirycznych [np. Barro i Sala-i-Martin, 1992]. W Polsce impuls do podjęcia badań w tym zakresie stanowił napływ funduszy unijnych i sposoby ich podziału pomiędzy regiony.

Odpowiedź na pytanie związane z istnieniem konwergencji nie jest prosta, choćby ze względu na funkcjonowanie wielu definicji tego pojęcia. W literaturze rozważa się istnienie konwergencji typu  $\beta$  (bądź  $\beta$ -konwergencji) oraz konwergencji typu  $\sigma$ . Występowanie konwergencji typu  $\beta$  oznacza, że rejony o niższym początkowym poziomie dochodu *per capita* rozwijają się szybciej niż regiony początkowo lepiej rozwinięte (występuje tzw. efekt doganiania), co w konsekwencji prowadzi do wyrównania dochodów *per capita*. Natomiast konwergencja typu  $\sigma$  to systematyczne zmniejszanie dyspersji dochodów w rozważanej grupie gospodarek.

W przypadku  $\beta$ -konwergencji można mówić o konwergencji warunkowej i konwergencji bezwarunkowej. Konwergencja bezwarunkowa (absolutna) oznacza zmierzanie regionów do jednakowego poziomu PKB *per capita* niezależnie od warunków początkowych. Natomiast konwergencja warunkowa to podążanie ku właściwemu dla regionu stanowi wzrostu zrównoważonego (*steady state*), uwarunkowanego cechami jego gospodarki. Innymi słowy, gospodarki dążą do podobnego poziomu dochodów, jeśli cechują się zbliżonymi wartościami czynników determinujących.

Znaczna część badań związanych z wpływem kapitału ludzkiego na wzrost gospodarczy przyjmuje formę tzw. regresji wzrostu [Herbst (red.), 2007, s. 110].

Zmienną objaśnianą równania stanowi stopa wzrostu gospodarczego, natomiast w charakterze zmiennych objaśniających występują obok innych czynników, zmienne charakteryzujące kapitał ludzki.

---

<sup>8</sup> W literaturze światowej można zaobserwować wzmoczone zainteresowanie problematyką konwergencji. Jedną z pierwszych i bardziej znaczących prac z tego zakresu jest praca Barro i Sala-i-Martina [1992].

Częstą praktyką jest szacowanie regresji wzrostu na danych regionalnych, w których przedmiot analizy stanowi zróżnicowanie regionalne wewnątrz danego kraju. Inny rodzaj badań stanowią badania międzynarodowe obejmujące swym zasięgiem regiony wielu gospodarek. W przypadku tych ostatnich często formułowanym zarzutem jest brak porównywalności badanych jednostek w zakresie otoczenia instytucjonalnego i prawnego [Herbst (red.), 2007, s. 119]. Od zarzutu tego wolne są badania dotyczące regionów w ramach jednej gospodarki. Pod względem metodologicznym empiryczne badania międzyregionalne i badania międzynarodowe nie różnią się znacząco. Zasadniczym narzędziem badań pozostaje regresja wzrostu.

W prowadzonych współcześnie analizach ekonometrycznych, modele wzrostu często estymowane są na podstawie danych panelowych<sup>9</sup>. Regresja wzrostu dla  $N$  obiektów i  $T$  okresów, gdzie  $i$  wskazuje numer obiektu, natomiast  $t$  numer okresu, przyjmuje postać opisaną wzorem (1.20):

$$\Delta y_{it} = \alpha_0 + \gamma y_{i,t-1} + \delta^T \mathbf{x}_{it} + \xi_{it}$$

Szacowanie regresji wzrostu jest jednocześnie sposobem testowania prawdziwości hipotezy konwergencji.

Wykorzystanie do estymacji modeli wzrostu danych panelowych ma liczne zalety w stosunku do regresji wykorzystującej dane przekrojowe. Jedną z nich jest uniknięcie obciążenia estymatorów związanego z pominięciem zmiennych stałych w czasie. Kolejnym problemem w przypadku nowo powstałych województw Polski jest zbyt mała liczba obserwacji, co uniemożliwia zastosowanie metod właściwych w analizach szeregów czasowych. Dane panelowe pozwalają na weryfikację hipotez statystycznych, które nie mogą być zweryfikowane na podstawie prób przekrojowych bądź szeregów czasowych.

Problemem równie ważnym jak konstrukcja modelu wzrostu jest wybór odpowiedniej metody estymacji. Regresja wzrostu estymowana na podstawie danych panelowych jest panelowym modelem dynamicznym. Ta klasa modeli wymaga zastosowania specyficznych metod estymacji, innych niż metody stosowane w przypadku modeli statycznych. Najważniejsze propozycje takich metod, przedstawiane we współczesnej literaturze przedmiotu bazują na uogólnionej metodzie momentów – GMM [zob. rozdz. 2].

W badaniach zależności wzrostu gospodarczego od kapitału zdrowotnego najczęściej napotykanym problemem jest endogeniczność zdrowia, wynikająca z możliwości istnienia zależności dwukierunkowej pomiędzy wzrostem

---

<sup>9</sup> Innym, coraz częściej stosowanym rozwiązaniem jest wykorzystanie metod i modeli ekonometrii przestrzennej, umożliwiających uwzględnienie powiązań pomiędzy regionami poprzez zastosowanie odpowiednio skonstruowanej macierzy odległości bądź macierzy sąsiedztwa – ogólnie macierzy wag przestrzennych [Suchecki (red.), 2010].

gospodarczym a zdrowiem. Badania międzynarodowe wskazują na zależność stanu zdrowia, przynajmniej do pewnego stopnia, od poziomu rozwoju ekonomicznego. Lepsze wyniki zdrowotne w krajach o wyższym poziomie rozwoju mogą stanowić wynik wyższych inwestycji w systemie ochrony zdrowia (wykorzystania nowoczesnych technologii) oraz lepszego dostępu do usług zdrowotnych. W sytuacji niepełnej egzogeniczności zmiennych objaśniających polecana metodą estymacji jest uogólniona metoda momentów – GMM [Suchecki, 2006].

Wykorzystanie zmiennych instrumentalnych w estymatorach uogólnionej metody momentów – FDGMM i GMM-SYS – daje możliwość wyznaczenia zgodnych estymatorów parametrów również w sytuacji, gdy w modelu znajdują się endogeniczne zmienne objaśniające.

Zdaniem Bonda, Hoeffera i Temple'a [2001] za najbardziej odpowiednią metodę estymacji panelowych modeli wzrostu uznać należy systemowy estymator uogólnionej metody momentów GMM-SYS. FDGMM może prowadzić do nieprawidłowych wyników związanych z problemem słabych instrumentów. W przypadku krótkich prób i szeregów o wysokim stopniu trwałości (co ma miejsce w przypadku regresji wzrostu) opóźnione poziomy zmiennych są słabymi instrumentami dla równań na przyrostach. Wykorzystanie metody GMM-SYS i dodatkowych warunków momentów daje możliwość zmniejszenia obciążenia estymatorów FDGMM, a tym samym podniesienia precyzji estymacji.

Do weryfikacji hipotezy o wpływie stanu zdrowia na wzrost gospodarczy regionu posłużył model często wykorzystywany w badaniach nad konwergencją typu  $\beta$ :

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + (1 - \gamma) \ln y_{i,t-1} + \delta^T \mathbf{x}_{it} + (\alpha_i + \varepsilon_{it}) \quad (6.4)$$

gdzie:

$y_{it}$  – poziom PKB *per capita* w  $i$ -tym województwie w roku  $t$ ,

Wartość parametru  $\beta$  wyznaczona na podstawie zależności  $\gamma = \frac{1}{T}(1 - e^{-\beta T})$

wskazuje na występowanie konwergencji oraz jej siłę. Dodatni znak uzyskanej w wyniku estymacji oceny parametru  $\beta$  oznacza istnienie konwergencji.

Zmienną objaśnianą modeli estymowanych w prezentowanym badaniu stanowił produkt krajowy brutto na 1 mieszkańca, w tys. zł (ceny stałe, o podstawie z 1999 r.).

W badaniach nad znaczeniem zdrowia dla wzrostu gospodarczego z wykorzystaniem regresji wzrostu, jedną z podstawowych zmiennych objaśniających, poza miarami kapitału ludzkiego, stanowią inwestycje, mierzone jako udział nakładów inwestycyjnych w PKB [zob., np. Barro, Lee, 1994; Barro, Sala-i-Martin, 1995]. Także w prezentowanym badaniu wzrost gospodarczy województw uzależniony został od stopy inwestycji mierzonej udziałem nakładów inwesty-



cyjnych w PKB oraz miar kapitału ludzkiego. Wśród podstawowych form kapitału ludzkiego, szeroko dyskutowanych w literaturze przedmiotu, znajduje się poziom wykształcenia. Wydaje się, że relatywnie dobrym miernikiem poziomu edukacji jest udział osób z wykształceniem wyższym w populacji osób w wieku produkcyjnym, choć naturalnie w literaturze pojawiają się bardziej wyrafinowane koncepcje pomiaru kapitału ludzkiego w formie edukacji [zob. np. Florczak, 2007].

Badania nad znaczeniem zdrowia dla rozwoju ekonomicznego w krajach rozwiniętych wiążą się z koniecznością stosowania mierników stanu zdrowia innych niż wykorzystywane powszechnie w modelach szacowanych na podstawie danych dla wielu krajów (najczęściej jednocześnie lepiej i gorzej rozwiniętych). Stosowana w badaniach międzynarodowych przeciętna długość życia [zob. rozdz. 1] nie sprawdza się w badaniach prowadzonych w ramach jednej gospodarki. Różnice w przeciętnej długości życia są bowiem pomiędzy regionami znacznie niższe niż różnice obserwowane w skali międzynarodowej.

W poniższych rozważaniach stan zdrowia w poszczególnych województwach wyrażony został w dwojaki sposób:

1) jako standaryzowany współczynnik umieralności osób w wieku 15–64 lata (w przeliczeniu na 10 tys. osób w tym wieku), odzwierciedlający stan zdrowia populacji osób w wieku produkcyjnym. W kontekście rozważanych konsekwencji ekonomicznych stanu zdrowia społeczeństwa, ten miernik wydaje się szczególnie istotny;

2) jako zmienna syntetyczna *HSI* w sposób kompleksowy charakteryzująca stan zdrowia w poszczególnych województwach<sup>1</sup>.

Ze względu na najbardziej odczuwalne natychmiastowe skutki złego stanu zdrowia (a szczególnie umieralności) w modelach wykorzystana została bieżąca wartość tej zmiennej.

Nie powiodły się próby uwzględnienia w modelu dwóch miar kapitału ludzkiego jednocześnie. Uzyskano bowiem statystycznie istotną lecz ujemną ocenę parametru przy zmiennej *edukacja* zdefiniowanej jako udział osób z wykształceniem wyższym wśród populacji w wieku produkcyjnym (15–64 lata). Próby jednoczesnego uwzględnienia kilku miar kapitału ludzkiego w empirycznych modelach wzrostu niejednokrotnie kończą się niepowodzeniem. Powstają propozycje nowych miar uwzględniających jednocześnie trzy najważniejsze komponenty kapitału ludzkiego – wykształcenie, stan zdrowia, doświadczenie zawodowe [zob. np. Florczak, 2011]. Tutaj akcent położony został na stan zdrowia i w ostatecznej postaci model nie uwzględnia innych aspektów jakości kapitału ludzkiego. Podejmowane były również próby uwzględnienia innych zmiennych objaśniających (np. stopy bezrobocia).

---

<sup>1</sup> Konstrukcja zmiennej syntetycznej oraz jej wartość dla poszczególnych województw w rozważanym okresie przedstawione zostały w rozdziale 5.

Za model o najlepszych własnościach merytoryczno- statystycznych uznany został model postaci<sup>2</sup>:

$$\ln(PKBpc_{it}) = \alpha + (1 - \gamma) \ln(PKBpc_{i,t-1}) + \delta_1 \ln(inwest_{it}) + \delta_2 \Delta \ln(prac_{it}) + \delta_3 \ln(h_{it}) + (\alpha_i + \varepsilon_{it}), \quad (6.5)$$

gdzie:

$PKBpc_{it}$  – PKB na osobę w tys. zł (c.s., o podstawie z 1999 r.),

$inwest_{it}$  – stopa inwestycji liczona jako procentowy udział nakładów inwestycyjnych w PKB,

$h_{it}$  – miernik stanu zdrowia wyrażony alternatywnie jako standaryzowany współczynnik umieralności w przedziale wiekowym 15–64 lata ( $SDR_{15-64}$ ) bądź syntetyczny miernik stanu zdrowia ( $HSI$ ),

$prac_{it}$  – liczba pracujących (wprowadzona do modelu w postaci przyrostu logarytmu)

$i = 1, \dots, 16$ ;  $t = 1999, \dots, 2008$ .

Estymację parametrów przeprowadzono z wykorzystaniem dwóch różnych metod estymacji: GMM Arellano Bonda i systemowego estymatora GMM-SYS. Ze względu na wyższą wartość statystyczną, mierzoną wynikami testów Arellano-Bonda i testów Sargana dla metody GMM-SYS, zaprezentowane zostały oszacowania uzyskane tą metodą.

W szacowanych modelach przyjęto, że zmienne obrazujące stan zdrowia w województwie mają charakter endogeniczny<sup>3</sup>. W charakterze instrumentów wykorzystane zostały odpowiednio  $\ln(PKBpc_{i,t-2})$ ,  $\ln(SDR_{15-64,i,t-2})$  bądź  $\ln(HSI_{i,t-2})$ , przyrosty zmiennych  $\ln(PKBpc_{it})$ ,  $\ln(SDR_{15-64,it})$  bądź  $\ln(HSI_{it})$ ,  $\ln(inwest_{it})$ ,

<sup>2</sup> Postać modelu i specyfikacja zmiennych zbliżona jest do zastosowanej w badaniach Bassaniniego i Scarpetty [2001], z wyłączeniem efektów krótkookresowych. Bassanini i Scarpetta wykorzystali model:

$$\Delta \ln y_{it} = \alpha_{0i} + \varphi_i \ln y_{i,t-1} + \beta_{1i} \ln s_{it} + \beta_{2it} \ln h_{it} + \beta_{3it} \Delta \ln l_{it} + \beta_4 T + \lambda_{1i} \Delta \ln s_{it} + \lambda_2 \Delta \ln h_{it} + \lambda_3 \Delta^2 \ln l_{it} + \varepsilon_{it},$$

gdzie:  $y_{it}$  – PKB na osobę w wieku produkcyjnym (15–64 lata) w  $i$ -tym kraju, w  $t$ -tym roku,  $s_{it}$  – udział prywatnych nakładów inwestycyjnych (z wykluczeniem budownictwa mieszkaniowego) w PKB wytworzonym w sektorze prywatnym,  $h_{it}$  – kapitał ludzki aproksymowany przeciętną liczbą lat nauki na osobę w wieku produkcyjnym  $l_{it}$  – liczba osób w wieku produkcyjnym,  $T$  – trend liniowy,  $\beta$  – parametry długookresowe,  $\lambda$  – parametry krótkookresowe [zob. Florczak, 2007]

<sup>3</sup> Testowane były także modele z różnymi założeniami odnośnie charakteru zmiennych obrazujących stan zdrowia w danym województwie, a mianowicie zmienne te traktowane były również jako zmienne w pełni egzogeniczne bądź z góry ustalone. Wyniki oszacowań nie różnią się znacząco. Niemniej jednak uznanie stanu zdrowia za zmienną endogeniczną prowadzi do modeli o najlepszych własnościach statystyczno-merytorycznych.

$\ln(\text{prac}_{it})$  oraz opóznione o jeden okres przyrosty zmiennych  $\ln(\text{PKBpc}_{i,t-2})$ ,  $\ln(\text{SDR}_{15-64,i,t-2})$  bądź  $\ln(\text{HSI}_{i,t-2})$ .

Wyniki zestawione zostały w tab. 6.4.

Tabela 6.4. Wyniki estymacji modeli PKB *per capita* z uwzględnieniem kapitału zdrowotnego

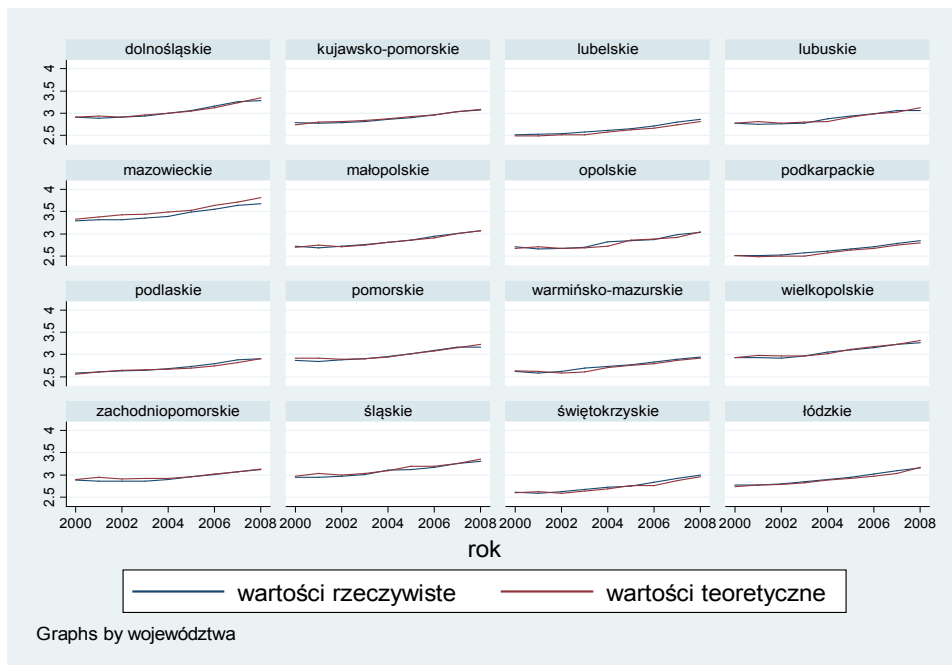
Zmienna zależna: logarytm PKB <i>per capita</i>		
zmiennie objaśniające oraz wybrane statystyki	oceny parametrów	
	miernik stanu zdrowia $h_{it}$	
	$\text{SDR}_{15-64}$	$\text{HSI}$
1	2	3
$\ln(\text{PKBpc}_{i,t-1})$	1,066 [0,000]	1,059 [0,000]
$\hat{\gamma}$	-0,066	-0,059
$\hat{\beta}$	-0,072	-0,089
$\ln(\text{SDR}_{15-64,it})$	-0,074 [0,004]	-
$\ln(\text{HSI}_{it})$	-	0,019 [0,000]
$\ln(\text{inwest}_{it})$	0,063 [0,001]	0,069 [0,000]
$\Delta \ln(\text{prac}_{it})$	0,343 [0,000]	0,328 [0,000]
<i>Const</i>	-0,091 [0,004]	-0,287 [0,000]
$R^2$ (skorygowany)	0,984	0,983
Test AR(1) [wartość $p$ ]	-2,676 [0,007]	-2,704 [0,007]
Test AR(2) [wartość $p$ ]	-1,065 [0,287]	-1,746 [0,080]
Test Sargana $s$ [wartość $p$ ]	15,330 [0,999]	15,528 [0,999]
Test LLC [wartość $p$ ]	-11,55 [0,000]	-9,851 [0,000]
$N$	144	144

Uwaga: w nawiasach kwadratowych podano wartości empiryczne prawdopodobieństwa dla  $H_0$  stosowanych testów.

- *AR(1), AR(2)* – wartości empiryczne statystyki Arellano-Bonda;  $H_0$ : autokorelacja pierwszego (drugiego) rzędu nie występuje;
- *Statystyka  $s$  Sargana* – wartości empiryczne statystyki Sargana;  $H_0$ : wykorzystane instrumenty są właściwe,
- *Test LLC* – wartość empiryczne testu Levina-Lina-Chu;  $H_0$ : istnieje pierwiastek jednostkowy.

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 6.1. Empiryczne i teoretyczne wartości  $\ln(PKBpc)$  według województw w latach 1999–2008



Źródło: opracowanie własne.

Wyniki testów statystycznych wskazują na poprawność użytych instrumentów. Wartości statystyk testu Sargana nie dają podstaw do odrzucenia hipotezy  $H_0$  na poziomie istotności 0,05, co pozwala na uznanie warunków ponadidentyfikujących za poprawne.

Test autokorelacji Arellano-Bonda wskazuje na brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, co tym samym oznacza brak autokorelacji drugiego rzędu. Test LLC pozwala na uznanie reszt rozważanych modeli za stacjonarne.

Wartości rzeczywiste i teoretyczne<sup>4</sup> zmiennej objaśnianej  $\ln(PKBpc)$  według województw w latach 1999–2008 obrazuje wykres 6.1.

Rezultaty badań dowodzą pozytywnego oddziaływania stanu zdrowia populacji na wzrost gospodarczy. Statystyczna istotność ocen parametrów dotyczących zmiennych charakteryzujących stan zdrowia potwierdza weryfikowaną hipotezę.

W przypadku zredukowania liczby zgonów osób w wieku produkcyjnym o 10% można oczekiwać *ceteris paribus* wzrostu PKB *per capita* o 0,7%. Ze względu na agregatowy charakter zmiennej  $HSI$  oszacowanie parametru z nią

<sup>4</sup> Wartości teoretyczne dotyczą modelu ze zmienną  $SDR_{15-64}$  w charakterze miernika stanu zdrowia.

związanego nie posiada bezpośredniej interpretacji ekonomicznej. Niemniej jednak znaki oszacowań parametrów przy zmiennych definiujących zdrowie odpowiednio: dodatnie w przypadku modelu zmiennej syntetycznej *HSI* i ujemne w przypadku umieralności w wieku 15–64 lata, wskazują, iż poprawa każdego z rozważanych aspektów zdrowia jest potencjalnym źródłem wzrostu regionalnego. Oceny parametrów strukturalnych wskazują na większe znaczenie dla gospodarki regionalnej ograniczenia umieralności osób w wieku produkcyjnym, niż ogólnej poprawy stanu zdrowia społeczeństwa.

Ocena parametru odpowiadającego zmiennej  $SDR_{15-64}$  zbliżona jest do wyników uzyskanych dla innych krajów Europy Środkowo-Wschodniej [np. Suhrecke i in., 2007; WHO 2006]. We wspomnianych pracach współczynnik ten waha się od:  $-0,08$  do  $-0,18$  w zależności od przyjętej metody estymacji. Jednakże odniesienie tej wielkości do wielkości parametru informującego o wpływie stopy inwestycji może budzić pewne wątpliwości. Jak można przypuszczać, efekt wpływu umieralności osób w wieku produkcyjnym jest nieznacznie przeszacowany.

Zastosowana postać modelu ekonometrycznego pozwala na wykorzystanie go do oceny występowania i szybkości konwergencji/dywergencji poziomu PKB *per capita* województw Polski. Ocena parametru  $\beta$  określającego istnienie i siłę konwergencji jest ujemna, co wskazuje na brak tendencji zbieżnej w kształtowaniu się rozważanej zmiennej. Tempo dywergencji wynosi ok. 7% rocznie. Podział na województwa bogatsze i mniej zamożne utrwała się.

Uzyskane wyniki są w dużej mierze zgodne z rezultatami badań innych autorów [zob. np. Wójcik, 2004; Dańska-Borsiak, 2011]. W tym ostatnim przypadku, ocena parametru  $\beta$  była jednak znacznie niższa ( $\hat{\beta} = -0,032$ ), co wydaje się bardziej prawdopodobnym rezultatem. Mimo nieznacznie przeszacowanej oceny parametru oznaczającego szybkość dywergencji, efekt prezentowanych badań wskazywać może na istotną rolę stanu zdrowia mieszkańców w pogłębianiu się różnic PKB *per capita* pomiędzy województwami.

Odrzucenie hipotezy konwergencji warunkowej daje podstawy do badań nad występowaniem konwergencji klubowej, której istotą jest zbliżanie się do siebie gospodarek o podobnych uwarunkowaniach, tworzących tzw. kluby. Weryfikacja hipotezy o występowaniu konwergencji klubowej na podstawie zastosowanej metodologii nie wydaje się możliwa<sup>5</sup>.

Jak dowodzą przeprowadzone badania, ekonomiczne efekty poprawy stanu zdrowia w Polsce mogą być istotne dla gospodarki, niezależnie od przyjętej aproksymanty stanu zdrowia. Jednakże skala wpływu stanu zdrowia na rozwój regionalny nie jest duża. Spadek stopy zgonów o 1% prowadzi do wzrostu PKB *per capita* zaledwie o 0,07%. Trudno więc mówić o „znaczącym” czynniku wzrostu. W badaniach ograniczono się do redukcji śmiertelności bez uwzględnienia

---

<sup>5</sup> Wyniki badań nad konwencją klubową polskich regionów w latach 1990–2001 z wykorzystaniem procesów Markowa przedstawia Wójcik [2004].

redukcji zachorowalności. Wynika to z charakteru prowadzonej w Polsce sprawozdawczości statystycznej w zakresie stanu zdrowia populacji rejestrującej tylko ciężkie przypadki chorobowe prowadzące do hospitalizacji bądź zgonu. Można oczekiwać, iż wpływ stanu zdrowia z uwzględnieniem zachorowalności (np. przy konstrukcji zmiennej agregatowej) będzie wyższy.

#### 6.4. Podsumowanie

Przedstawione wyniki badań dowodzą istnienia pozytywnej roli zdrowia dla osiągniętych rezultatów ekonomicznych zarówno dla poszczególnych osób, jak i dla gospodarek regionalnych. W związku z powyższym, zdrowie można uznać za jeden z niezbędnych warunków rozwoju ekonomicznego, choć naturalnie nie jest warunkiem wystarczającym.

Zdrowie jest istotnym czynnikiem wyznaczającym pozycję jednostki na rynku pracy. Wyniki badań na poziomie indywidualnym potwierdzają wpływ stanu zdrowia na aktywność zawodową i osiągnięte dochody. Pewne różnice występują ze względu na płeć: efekt wpływu stanu zdrowia na płace jest nieznacznie wyższy dla mężczyzn niż dla kobiet.

Przedstawione badania nad polskimi regionami dowodzą znaczenia kondycji zdrowotnej społeczeństwa jako czynnika wzrostu gospodarczego. Zły stan zdrowia może stanowić ograniczenie dla rozwoju ekonomicznego, ogranicza również wkład osób w wieku produkcyjnym w gospodarkę regionu. Stan zdrowia, jako jeden z głównych wyznaczników jakości kapitału ludzkiego może zatem warunkować wzrost gospodarczy regionów, a nierówności stanu zdrowia mogą przyczynić się do pogłębienia różnic w rozwoju regionalnym.

W kontekście konsekwencji ekonomicznych złego stanu zdrowia niezwykle istotnym staje się podjęcie działań mogących skutkować zmniejszeniem umieralności osób w wieku produkcyjnym i poprawą ogólnej kondycji zdrowotnej umożliwiającej wydłużenie okresu aktywności zawodowej.

Jak wynika z przedstawionych w poprzednich rozdziałach analiz, wzrost produktywności można osiągnąć, inwestując w usługi medyczne i wyrównywanie społeczno-ekonomicznych nierówności w zdrowiu.

Zważywszy, iż zdrowie jest wartością wysoko cenioną przez wszystkich, a jednocześnie jednym z zasobów społecznych decydujących o rozwoju społeczno-gospodarczym, należałoby rozważyć możliwość poprawy dostępności świadczeń na obszarach, na których nie jest ona wystarczająca. Potwierdzenie istotnej roli stanu zdrowia dla gospodarki powinno skutkować nie tylko zwiększeniem nakładów na ochronę zdrowia, lecz także ich odpowiednią alokacją przestrzenną.

Badania nad związkami rozwoju regionów i stanu zdrowia powinny być kontynuowane. Ich poważnym ograniczeniem jest niska jakość danych statystycznych wynikająca z niewielkiego zasięgu czasowego próby.



## ZAKOŃCZENIE

Badania nad stanem i nierównościami zdrowia oraz ekonomicznymi konsekwencjami złej kondycji zdrowotnej w krajach o wysokim poziomie rozwoju gospodarczego prowadzone są od wielu lat. Równość stanowi jedno z ważnych kryteriów oceny funkcjonowania systemu opieki zdrowotnej (obok np. efektywności).

Analizy z tego zakresu z zastosowaniem odpowiednich narzędzi statystyczno-ekonometrycznych dla warunków polskich podejmowane są sporadycznie i cechują się dużym rozproszeniem.

Dostrzegając w literaturze polskiej brak szerszego ujęcia wspomnianych zagadnień, podjęto prace badawcze zmierzające do adaptacji, a następnie zastosowania w badaniach empirycznych wybranych modeli i metod analizy statystyczno-ekonometrycznej. Można zatem żywić nadzieję, że przedstawione rozważania przyczynią się do lepszego rozpoznania poruszonych problemów.

Cel pracy zorientowany został na przedstawienie wybranych kwestii teoretycznych, rozwiązań metodologicznych oraz analizę empiryczną, pozwalającą na weryfikację postawionych we wstępie hipotez.

W zakresie metodologii podstawowy cel stanowiła prezentacja i usystematyzowanie odpowiednich narzędzi badawczych, umożliwiających ocenę stopnia społeczno-ekonomicznej nierówności zdrowia oraz powiązań pomiędzy czynnikami warunkującymi stan zdrowia i jego ekonomicznymi konsekwencjami.

Przedstawione zostały podstawy teoretyczne modelowania stanu zdrowia na poziomie indywidualnym i na poziomie zagregowanym. Zwrócono uwagę na funkcję produkcji zdrowia i jej dynamiczny charakter. W analizach empirycznych funkcji produkcji zdrowia zaproponowane zostały panelowe modele dynamiczne. Przeprowadzone badania potwierdziły przydatność tej klasy modeli w badaniach stanu zdrowia i jego wpływu na rozwój regionalny. Można je zatem uznać za skuteczne narzędzie regionalnych analiz ekonomicznych w tym w obszarze zdrowia.

Szczególną uwagę zwrócono na przybliżenie metodologii pomiaru społeczno-ekonomicznych nierówności zdrowia. Indeks koncentracji zdrowia stanowiący powszechne narzędzie analiz w badaniach światowych, w Polsce jest stosunkowo mało znany. Tymczasem miernik ten, poza dostarczeniem informacji o stopniu nierówności badanej zmiennej (stan zdrowia, konsumpcja świadczeń zdrowotnych), jest użyteczny w ocenie czynników odpowiedzialnych za powstawanie nierówności. Jego ograniczeniem natomiast są wymogi odnośnie



skali, na której powinien być dokonywany pomiar zmiennej będącej przedmiotem analizy.

Zakres prac empirycznych wynikał z przyjętych hipotez badawczych. Wyniki przeprowadzonych badań dla warunków polskich prowadzą do wniosków podobnych do uzyskanych dla innych krajów.

Potwierdzone zostały hipotezy badawcze, dotyczące relacji między stanem zdrowia a statusem ekonomicznym i statusem społecznym (mierzonym poziomem wykształcenia i wykonywanym zawodem). Zastosowanie, po raz pierwszy w Polsce, indeksów koncentracji zdrowia, wykazało istnienie nierówności w przekroju społeczno-ekonomicznym. W roli wyznacznika statusu socjoekonomicznego wykorzystane zostały dochody ekwiwalentne (a w wybranych sytuacjach również dochody osobiste). Wyznaczone indeksy wskazują na występowanie istotnych statystycznie społeczno-ekonomicznych nierówności w stanie zdrowia mierzonym oceną subiektywną na niekorzyść osób o gorszej pozycji ekonomicznej. Szczególnie wyraźnie problem ten zarysowuje się wśród osób powyżej 45. roku życia. Indeksy nierówności w zdrowiu nie są wysokie, jednak mimo to skala nierówności w Polsce jest wyższa niż w wielu krajach europejskich, dla których dostępne są rezultaty analogicznych badań.

Głównymi czynnikami sprzyjającymi powstawaniu nierówności zdrowia są różnicowane dochody i nierówny status edukacyjny. Jednocześnie przeprowadzone badania wskazały, iż poprawa (hipotetyczna) sytuacji materialnej osób najuboższych może przyczynić się do złagodzenia istniejących różnic w stanie zdrowia. Wzrost dochodów osób o najsłabszej pozycji ekonomicznej może złagodzić istniejące nierówności zdrowia. Stąd wniosek, iż zapewnienie odpowiednich warunków ekonomicznych dla rozwoju jednostek może przyczynić się do poprawy stanu zdrowia.

Od roku 2003 obserwuje się trend wzrostowy przestrzennej nierówności wybranych indykatorów stanu zdrowia mierzonej współczynnikiem Giniego.

W kontekście niekorzystnych tendencji demograficznych i związanych z nimi ekonomicznych konsekwencji, w centrum zainteresowania znajduje się populacja osób w wieku produkcyjnym. Zmniejszenie umieralności w wieku produkcyjnym pociągać może za sobą wzrost liczby aktywnych zawodowo, ograniczenie skutków chorób i niepełnosprawności. Rezultaty badań regionalnych nad uwarunkowaniami stanu zdrowia tej grupy osób pozwalają twierdzić, iż jedną z przyczyn zaistniałych dysproporcji pomiędzy województwami są różnice w infrastrukturze medycznej.

Wymaga to podjęcia przez wszystkie podmioty odpowiedzialne za politykę zdrowotną na szczeblu centralnym i szczeblach regionalnych działań zmierzających do poprawy dostępności świadczeń zdrowotnych, zwłaszcza tam, gdzie stan zdrowia budzi szczególny niepokój (województwo łódzkie, śląskie, kujawsko-pomorskie, dolnośląskie) i jednocześnie prognozy demograficzne wskazują na niekorzystne trendy. Poprawa dostępności może stanowić jeden ze

sposobów na redukcję luki zdrowotnej pomiędzy Polską a pozostałymi krajami Unii Europejskiej oraz do wyrównania statusu zdrowotnego pomiędzy regionami kraju.

Warto podkreślić, iż reakcja stanu zdrowia na dostępność świadczeń jest wprawdzie statystycznie istotna i pozytywna, lecz nie na tyle silna, by odpowiednia polityka zdrowotna, zmierzająca do poprawy dostępności świadczeń, mogła być wystarczającym narzędziem do skutecznej poprawy stanu zdrowia.

Powstaje zatem konieczności podjęcia działań na rzecz zdrowia wykraczających poza sferę i możliwości polityki zdrowotnej. W istocie ważne jest spostrzeżenie wzajemnych powiązań poszczególnych elementów polityki państwa, a przede wszystkim jej wpływu na zakres i dostępność usług ochrony zdrowia i systemu edukacji oraz możliwości poprawy sytuacji ekonomicznej osób znajdujących się w najmniej korzystnym położeniu. Poprawiające się warunki ekonomiczne mogą zapobiec dalszemu narastaniu nierówności zdrowotnych.

Przeprowadzone dla warunków polskich badania potwierdzają hipotezę, iż zły stan zdrowia może stanowić przeszkodę w rozwoju ekonomicznym. Dotyczy to zarówno jednostki, jak i regionu. Lepszy stan zdrowia prowadzi do wzrostu produktywności i wzrostu aktywności zawodowej. Natomiast poprawiający się stan zdrowia społeczeństw może przynieść korzyści ekonomiczne regionom a w konsekwencji całej gospodarce. Wprawdzie skala uzyskanych na poziomie regionów korzyści wynikających z poprawy stanu zdrowia nie jest duża, co wynikać może z braku możliwości uwzględnienia wszystkich wymiarów stanu zdrowia, ale są one z pewnością statystycznie istotne. Jak dowodzą wyniki prowadzonych na świecie badań i co potwierdzają badania dla polskich województw, efektem wszelkich inwestycji prowadzących do poprawy stanu zdrowia populacji, w tym inwestycji w zwiększenie dostępności, i zmniejszenie nierówności mogą być korzyści ekonomiczne nie tylko poszczególnych jednostek lecz całej gospodarki.

Należy podkreślić, iż nawet brak jednoznacznych wyników badań nad znaczeniem stanu zdrowia dla wzrostu gospodarczego nie jest powodem do nielokowania środków publicznych w sektorze ochrony zdrowia. Odrębnym zagadnieniem jest ich efektywne wykorzystanie w procesie poprawy kondycji zdrowotnej populacji. Poprawa stanu zdrowia jest wysiłkiem wartym podjęcia, niezależnie od jego wpływu na wzrost gospodarczy.

Należy mieć świadomość, że przedstawione w pracy rozważania teoretyczne i rezultaty badań empirycznych tworzą wstępne ramy dla szerszych analiz stanu i nierówności zdrowia oraz ich ekonomicznych implikacji. Z pewnością wiele ważnych i interesujących wątków nie zostało dostrzeżonych, niektóre z nich tylko poruszono. Pozostaje szereg nieprzezwyciężonych trudności związanych z pomiarem istotnych zmiennych, dostępem do odpowiednich danych statystycznych, stosowaną metodologią.

Brak jednoznacznej definicji zdrowia, wieloznaczność i subiektywizm użytych w niej terminów utrudnia badania w tej dziedzinie. Analiza związków

między stanem zdrowia a statusem społeczno-ekonomicznym możliwa jest wyłącznie na podstawie danych sondażowych. Istniejąca, dobra ewidencja wskaźników epidemiologicznych na poziomie kraju pozwala na stwierdzenie nierówności zdrowia związanych z czynnikami biologicznymi czy miejscem zamieszkania. Statystyki zgonów nie zawierają informacji o cechach społeczno-ekonomicznych. Lukę konieczną do wypełnienia stanowi analiza wskaźników epidemiologicznych (umieralność, oczekiwana długość życia) w przekroju grup społecznych i ekonomicznych.

Jak można zakładać, ujęcie wojewódzkie nie daje pełnego obrazu. Wynika stąd potrzeba prowadzenia analiz na podstawie danych o większym stopniu dezagregacji (dla powiatów, gmin). Nowe możliwości niosą rozwijające się narzędzia GIS.

Rezultaty podjętych badań empirycznych mogą okazać się, jak się wydaje, pomocne dla praktyki, zwłaszcza dla polityki społecznej, w tym polityki zdrowotnej. Zwiększają bowiem zakres informacji, które mogą stać się narzędziem wspierającym podejmowanie decyzji zmierzających do zagwarantowania społeczeństwu właściwej opieki medycznej i poprawy kondycji zdrowotnej.

Prezentowane w pracy problemy, metody i analizy nie wyczerpują w pełni zagadnienia. Mogą jednak stanowić przesłanki do dalszych, pogłębionych badań teoretycznych i empirycznych.

## BIBLIOGRAFIA

- Aakvik A., Holmas T. H.** [2006], *Access to Primary Health Care and Health Outcomes: The Relationships between GP Characteristics and Mortality Rates*, „Journal of Health Economics”, 25: 1139–1153
- Acemoglu D., Johnson S.** [2007], *Disease and Development: The Effect of Life Expectancy on Economic Growth*, „Journal of Political Economy”, 115: 925–985
- Acemoglu D., Johnson S.** [2009], *Disease and Development: A Reply to Bloom, Canning, and Fink*, (2): 313–351.
- Acemoglu D., Johnson S. Robinson J.** [2003], *Disease and Development in Historical Perspective*, „Journal of the European Economic Association”, 1(2–3): 397–405
- Aghion P., Howitt P.** [1992], *A Model of Growth Through Creative Destruction*, „Econometrica”, 60, [www.baselinescenario.files.worldpress.com](http://www.baselinescenario.files.worldpress.com).
- Alfonso A., Aubyn M.** [2006], *Relative Efficiency of Health Provision: a DEA Approach with Non-Discretionary Inputs*, ISEG-UTL Economics Working Paper, No 33/2006/DE/UECE
- Allanson P., Gerdttham U. G., Petrie D.** [2010], *Longitudinal Analysis of Income-related Health Inequality*, „Journal of Health Economics”, 29: 78–86
- Alsan M., Bloom D. E., Canning D.** [2006], *The Effect of Population Health on Foreign Direct Investment Inflows to Low and Middle Income Countries*, „World Development”, 34: 613–30
- Andren D., Palmer E.** [2001], *The Effect of Sickness on Earnings*, Working Papers in Economics No 45, Department of Economics, Gothenburg University, <http://www.handels.gu.se:81/epc/archive/00002222/01/gunwpe0045.pdf>
- Arellano M., Bond S.** [1991], *Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations*, „Review of Economic Studies”, 58: 277–297
- Asada Y.**, [2005], *Assessment of the Health of Americans: The Average Health-related Quality of Life and Its Inequality Across Individuals and Groups*, Population Health Metrics, 3: 7
- Asada Y.**, [2007], *Health Inequality. Morality and Measurement*, University of Toronto Press, Toronto–Buffalo–London
- Ashraf A., Lester A., Weil D. N.** [2008], *When Does Improving Health Raise GDP?*, Working Papers 2008-7, Rhode Island: Brown University, Department of Economics.
- Au D., Crossley T. F., Schellhorn M.** [2005], *The Effects of Health Shocks and Long-term Health on the Work Activity of Older Canadians*, „Health Economics”, 14: 999–1018
- Bago d’Uva T., Jones A. M., Van Doorslaer E.** [2007], *Measurement of Horizontal Inequity in Health Care Utilisation Using European Panel Data*, Tinbergen Institute Discussion Paper TI 2007-059/3
- Bago d’Uva T., Van Doorslaer E., Lindeboom M., O’Donnell O., Chatterji S.**, [2006], *Does Reporting Heterogeneity bias the Measurement of Health Disparities?*, Tinbergen Institute Discussion Papers 06-033/3, Tinbergen Institute
- Baldwin M., Zeager L., Flacco P.** [1994], *Gender Differences in Wage Losses from Impairments*, „Journal of Human Resources”, 29: 865–887
- Balicki A.** [2006], *Analiza przeżycia i tablice wymieralności*, PWE, Warszawa
- Baltagi B. H.** [2003], *Econometric Analysis of Panel Data*, Wiley&Sons, Chichester
- Barro R., Lee J.** [1994], *Sources of Economic Growth*, „Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy”, 40: 1–46

- Barro R. J., Sala-i-Martin X.** [1992], *Convergence*, „Journal of Political Economy”, 100: 223–251
- Barro R., Sala-i-Martin X.** [1995], *Economic Growth*, McGraw-Hill, New York
- Barro R. J.** [1996], *Health and Economic Growth*, <http://www.paho.org/English/HDP/HDD/barro.pdf>
- Barro R. J.** [1997], *Determinants of Economic Growth: A Cross-country Empirical Study*, Cambridge, MA: MIT Press
- Bartkowiak R.** [2003], *Historia myśli ekonomicznej*, PWE, Warszawa
- Bartley M.** [2004], *Health Inequality: An Introduction to Theories, Concepts and Methods*, Polity Press
- Becker G. S.** [1962], *Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis*, „The Journal of Political Economy”, 70(5): 9–49
- Benos N., Karagiannis S.** [2009], *Differential Impact of Education and Health on Growth: the Greek Evidence*, Institutional and Social Dynamics of Growth and Distribution, Edited by Neri Salvadori, Edward Elgar Publishing Limited
- Benzeval M., Webb S.** [1995], *Family Poverty and Poor Health*, [w:] *Tackling Inequalities in Health: An Agenda for Action*, eds M. Benzeval, K. Judge, M. Whitehead, King’s Fund, London: 69–81
- Beraldo S., Montolio D., Turati G.** [2009], *Healthy, Educated and Wealthy: A Primer on the Impact of Public and Private Welfare Expenditures on Economic Growth*, „The Journal of Socio-Economics”, 38(6): 946–956
- Berger M., Howell R., Nicholson S., Sharda C.** [2003], *Investing in Healthy Human Capital*, „Journal of Occupational & Environmental Medicine”, 45(12): 1213–1225
- Berkovec J., Stern S.** [1991], *Job Exit Behavior of Older Men*, „Econometrica”, 59: 189–210
- Bhargava A., Jamison D., Lau L., Murray C.** [2001], *Modeling the Effects of Health on Economic Growth*, „Journal of Health Economics”, 20(3)
- Bidani B., Ravallion M.** [1997], *Decomposing Social Indicators Using Distributional Data*, „Journal of Econometrics”, 77(1): 125–139
- Bleakley H.** [2006], *Disease and Development: Comments on Acemoglu and Johnson (2006)*, Remarks delivered at the NBER Summer Institute on Economic Fluctuations and Growth, [http://home.uchicago.edu/~bleakley/Bleakley\\_Comments\\_Acemoglu\\_Johnson.pdf](http://home.uchicago.edu/~bleakley/Bleakley_Comments_Acemoglu_Johnson.pdf)
- Bloom D., Canning D.** [2000], *The Health and Wealth of Nations*, „Science”, 287(5456): 1207–08
- Bloom D., Canning D.** [2003], *The Health and Poverty of Nations: From Theory to Practice*, „Journal of Human Development”, 4(1)
- Bloom D., Canning D.** [2008], *Population Health and Economic Growth*, The International Bank for Reconstruction and Development, The World Bank
- Bloom D., Canning D., Fink G.** [2009], *Disease and Development Revisited*; PGDA Working Paper No. 44 <http://www.hsph.harvard.edu/pgda/working.htm>
- Bloom D., Canning D., Graham B.** [2003], *Longevity and Life Cycle Savings*, „Scandinavian Journal of Economy”, 105
- Bloom D., Canning D., Malaney P.** [2000], *Demographic Change and Economic Growth in Asia*, „Supplement to Population and Development Review”, 26: 257–90
- Bloom D., Canning D., Sevilla J.** [2001], *The Effect of Health on Economic Growth: Theory and Evidence*, Cambridge MS, National Bureau of Economic Research (NBER Working Paper 2001 No. 8587), (<http://www.nber.org/papers/w8587>)
- Bloom D., Canning D., Sevilla Y.** [2004], *The Effect of Health on Economic Growth: A Production Function Approach*, „World Development”, 32
- Bloom D., Malaney P.** [1998], *Macroeconomic Consequences of the Russian Mortality Crisis*, „World Development”, 26(11)

- Bloom D. E., Williamson J. G.** [1998], *Demographic Transitions and Economic Miracles in Emerging Asia*, „World Bank Economic Review”, 12(3): 419–455
- Blundell R., Bond S.**, [1998], *Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models*, „Journal of Econometrics” 87(1): 115–143
- Blundell R., Bond S.** [2000], *GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Functions*, Working Paper no. 99/4. Institute for Fiscal Studies, London
- Bond S.** [2002], *Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice*, CEM-MAP working paper CWP09/02
- Bond S., Hoeffler A., Temple J.** [2001], *GMM Estimation of Empirical Growth Models*, CEPR Discussion Paper 3048, Centre for Economic Policy Research, London
- Bound J., Schoenbaum M., Bingenheimer J.** [2003], *The Labor Market Consequences of Race Differences in Health*, „Milbank Quarterly”, 81(3): 44–473
- Browning C., Cagney K., Wen M.** [2003], *Explaining Variation in Health Status Across Space and Time: Implications for Racial and Ethnic Disparities in Self-rated Health*, „Social Science & Medicine”, 57: 1221–1235
- Budżety gospodarstw domowych (w latach 1999–2009)*, GUS, Warszawa
- Caselli F., Esquivel G., Lefort F.** [1996], *Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross Country Growth Empirics*, „Journal of Economic Growth”, 1: 363–389
- Cavelaars A. E. J. M., Kunst A. E., Geurts J. J. M., et al.** [1998], *Differences in Self-reported Morbidity by Educational Level: A Comparison of 11 Western European Countries*, „Journal of Epidemiology and Community Health”, 52: 219–227
- Chan S., Stevens A. H.** [2001], *Retirement Incentives and Expectations*, NBER Working Papers 8082, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Chandola T., Jenkinson C.** [2000], *The New UK National Statistics Socio-Economic Classification (NS-SEC); Investigating Social Class Differences in Self-reported Health Status*, „Journal of Public Health Medicine”, 22, 2, 182–190
- Chandola T., Ferrie J., Sacker A., Marmot M.** [2007], *Social Inequalities in Self Reported Health in Early Old Age: Follow-up of Prospective Cohort Study*, BMJ, 334
- Charles K. K.** [1999], *Sickness in the Family: Health Shocks and Spousal Labor Supply*, Working Paper no. 2000-011, <http://www.fordschool.umich.edu/research/papers/PDFfiles/00-011.pdf>, Gerald R. Ford School of Public Policy, University of Michigan
- Ciołek D.** [2003], *Badanie konwergencji krajów Europy Środkowo-Wschodniej z wykorzystaniem danych panelowych*, referat na VIII Ogólnopolskie Seminarium Naukowe *Dynamiczne Modele Ekonometryczne*, UMK, Toruń
- Clark A. Oswald A.**, [1996], *Satisfaction and Comparison Income*, „Journal of Public Economics, Elsevier”, 61(3): 359–381
- Cole M., Neumayer E.** [2006], *The Impact of Poor Health on Total Factor Productivity*, „Journal of Development Studies”, 42(6): 918–938
- Collins E., Klein R.** [1980], *Equity and the NHS: Self-reported Morbidity, Access and Primary Care*, „British Medical Journal”, 281: 1111–1115
- Contoyannis P., Rise N.** [2001], *The Impact of Health on Wages: Evidence from British Household Panel Survey*, „Empirical Economy”, 26
- Cowell F. A.** [1980], *On the Structure of Additive Inequality Measures*, „Review of Economic Studies”, 47: 521–531
- Czapiński J., Panek T.** (red.) [2009], *Diagnoza społeczna. Warunki i jakość życia Polaków*, Raporty Rady Monitoringu Społecznego, Vizja Press & IT, Warszawa
- Dańska-Borsiak B.** [2011], *Panelowe modele dynamiczne*, Wydawnictwo UŁ, Łódź
- Deaton A.** [2006], *Global Patterns of Income and Health: Facts, Interpretations, and Policies* NBER Working Paper No. W12735.

- Delfino D., Simmons P.** [2005], *Dynamics of Tuberculosis and Economic Growth*, „Environmental and Development Economics”, 10: 719–743
- Disney R., Emmerson C., Wakefield M.** [2006], *Ill Health and Retirement in Britain: A Panel Data-based Analysis*, „Journal of Health Economics”, 25
- Dolan P., Olsen J. A.** [2008], *Dystrybucja usług medycznych. Zagadnienia ekonomiczne i etyczne*, CeDeWu, Warszawa
- Domański S.** [1993], *Kapitał ludzki i wzrost gospodarczy*, PWN, Warszawa
- Elola J., Daponte A., Navarro V.** [1995], *Health Indicators and the Organization of Health Care Systems in Western Europe*, „American Journal of Public Health”, 85(10), 1397–1401
- Erbsland M., Ried W., Ulrich V.** [1995], *Health, Health Care and the Environment, Econometric Evidence from German Micro Data*, „Health Economics”, 4(3), 169–182
- Erreygers G.** [2009], *Correcting the Concentration Index: A Reply to Wagstaff*, „Journal of Health Economics”, 28: 521–524
- Evans R. G., Stoddart G. L.** [1990], *Producing Health, Consuming Health Care*, Canadian Institute for Advanced Research, Working Paper, No. 6, Toronto, Ontario
- Feeny D., Furlong W., Torrance G. W., Goldsmith C. H., Depauw Z., Deaton M., Boyle M.** [2002], *Multiattribute and Single-Attribute utility Functions for Health Utilities Index Mark 3 System*, „Medical Care”, 40
- Florczak W.** [2006], *Miary kapitału ludzkiego w badaniach ekonomicznych i społecznych*, „Wiadomości Statystyczne”, 12
- Florczak W.** [2007], *Kapitał ludzki a rozwój gospodarczy*, [w:] *Gospodarka oparta na wiedzy*, red. W. Welfe, PWE, Warszawa: 112–172
- Florczak W.** [2011], *Produktywność czynników wzrostu PKB*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 2(597)
- Fogel R. W.** [1994], *Economic Growth, Population Theory, and Physiology: The Bearing of Long-Term Processes on the Making of Economic Policy*, „American Economic Review”, 83(3): 369–395
- Folland S., Goodman A. C., Stano M.** [2001], *The Economics of Health and Health Care*, Prentice Hall, New Jersey
- Forbes J. F., McGregor A.** [1984], *Unemployment and Mortality in Post-war Scotland*, „Journal of Health Economics”, 3: 239–257
- Frąckiewicz-Wronka A.** [2006], *Czynniki określające zarządzanie publicznym sektorem ochrony zdrowia w regionie*, „Problemy Zarządzania”, 2(12)
- Frijters P., Aydogan U.** [2008], *Robustness in Health Research: Do Differences in Health Measures, Techniques, and Time Frame Matter?*, „Journal of Health Economics”, 27: 1626–1644
- Frijters P., Shields M. A., Haisken-DeNew J. P.** [2005], *The Effect of Income on Health: Evidence from a Large Scale Natural Experiment*, „Journal of Health Economics”, 24: 997–1017
- Fryer G. E., Drisko J., Krugman R. D., Vojir C. P., Prochazka A., Miyoshi T. J., Miller M. E.** [1999], *Multi-Method Assessment of Access to Primary Medical Care in Rural Colorado*, eds A. J. Culyer, J. P. Newhouse, „The Journal of Rural Health”, 15(1): 1113–1121
- Fukui T., Iwamoto J.** [2006], *Policy Options for Financing the Future Health and Long-term Care Costs in Japan*, NBER Working Papers Series 12 427
- Gallup J., Sachs J.** [2000], *The Economic Burden of Malaria*, Working Paper No. 52, Center for International Development, Harvard University, Cambridge
- Gambin L. M.** [2005], *The Impact of Health on Wages in Europe – Does Gender Matter?*, HEDG Working Paper 05/03
- Gannon B., Nolan B.** [2003], *Disability and Labour Market Participation*, HRB Working Paper, June ([www2.eur.nl/bmg/ecuity/public\\_papers/ECuity3wp8Gannon.pdf](http://www2.eur.nl/bmg/ecuity/public_papers/ECuity3wp8Gannon.pdf))

- Gerdtham U. G., Jonsson B.** [2000], *International Comparisons of Health Expenditure: Theory, Data and Econometric Analysis*, [w:] *Handbook of Health Economics*, eds A. J. Culyer, J. P. Newhouse, Elsevier Science, Amsterdam, 12–52
- Giza-Poleszczuk A., Marody M.** [2000], *Kapitał ludzki i systemowy*, [w:] *Strategie i systemy. Polacy w obliczu zmiany społecznej*, red. A. Giza-Poleszczuk, M. Marody, A. Rychard, Warszawa
- Gobillon L., Milcent C.** [2008], *Regional Disparities in Mortality by Heart Attack: Evidence from France*, Paris School of Economics, Working Paper 2008-12
- Golinowska S.** (red.) [2007], *Polityka zdrowotna wobec dostępności opieki zdrowotnej, wykluczenia oraz nierówności w zdrowiu*, IPiSS, Warszawa
- Gompertz B.** [1825], *On the Nature of Function Expressive of the Law of Human Mortality*, *Philosophical Transactions*, 27, [w:] **Smith D., Keyfitz N.** [1977], *Mathematical Demography. Selected Papers*, Springer-Verlag, New York
- González-Páramo J., López D.** [2002], *Public Investment and Convergence in the Different Spanish Regions*, [http://www.ief.es/Investigacion/Recursos/Seminarios/EconomiaPublica/2002\\_17Octubre.pdf](http://www.ief.es/Investigacion/Recursos/Seminarios/EconomiaPublica/2002_17Octubre.pdf)
- Gravelle H.** [1984], *Time Series Analysis of Mortality and Unemployment*, „*Journal of Health Economics*”, 3(3): 297–305
- Gravelle H.** [2001], *Measuring Income Related Inequality in Health: Standardisation and the Partial Concentration Index*, „*Health Economics*”, 12(10): 803–819
- Grossman M.** [1972], *On the Concept of Health Capital and the Demand for Health*, „*Journal of Political Economy*”, 2
- Grossman M.** [1999], *The Human Capital Model of the Demand for Health*, NBER Working Paper Series, nr 7078
- Grubaugh S. G., Santerre R. E.** [1994], *Comparing the Performance of Health Care Systems: An Alternative Approach*, „*Southern Economic Journal*”, 60 (4): 1030–1042
- Gruszczyński M.** [2002], *Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości*, Oficyna Wydawnicza Szkoły Głównej Handlowej, Warszawa
- Gruszczyński M.** (red.), [2010], *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, Wolters Kluwer Polska, Warszawa
- Gourieux Ch.** [2000], *Econometrics of Qualitative Dependent Variables*, Cambridge University Press
- Guagliardo M. F.** [2004], *Spatial Accessibility of Primary Care: Concepts, Methods and Challenges*, „*International Journal of Health Geographics*”, 3(3)
- GUS: *Prognoza ludności na lata 2003–2030*, [2004], Warszawa
- Haan P., Myck M.** [2009], *Dynamics of Poor Health and Non-employment*, SOEP papers
- Hadley J.** [1982], *More Medical Care, Better Health?*, The Urban Institute Press, Washington DC
- Hadri K.** [2000], *Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data*, „*The Econometrics Journal*”, 3
- Haining R. P.** [1995], *Data Problems in Spatial Econometric Modeling*, [w:] *New Directions in Spatial Econometrics*, eds L. Anselin, R. J. G. M. Florax, Springer-Verlag, Berlin, 156–171
- Hamoudi A., Sachs J.** [1999], *Economic Consequences of Health Status: A Review of the Evidence*, Working Paper No. 30. Harvard Center for International Development, Cambridge, MA
- Hansen J.** [2000], *The Effect of Work Absence on Wages and Wage Gaps in Sweden*, „*Journal of Population Economics*”, 13(1): 45–55
- Hansen L. P.** [1982], *Large Sample Properties of Generalized Methods of Moments Estimators*, „*Econometrica*”, 50: 1029–1054
- Haveman R. i in.** [1994], *Market Work, Wages and Men's Health*, „*Journal of Health Economics*”, 13: 163–182
- Häkkinen U.** [1991], *The Production of Health and the Demand for Health Care in Finland*, „*Social Science & Medicine*”, 33(3): 225–237



- Health: A Vital Investment for Economic Development in Eastern Europe and Central Asia*, [2007], WHO, raport dostępny na stronie: <http://www.euro.who.int/document/e90569.pdf> [02.08.2008]
- Herbst M.** (red.) [2007], *Kapitał ludzki i kapitał społeczny a wzrost regionalny*, Wydawnictwo Naukowe Scholar, Warszawa
- Hermanowski T.** [2010], *Inwestycje w zdrowie pomagają gospodarce*, „DK/Rynek Zdrowia”, 29.04.2010
- Hitiris T., Posnett J.** [1992], *The Determinants and Effects of Health Expenditure in Developed Countries*, „Journal of Health Economics”, 11: 173–181
- Hnatyszyn-Dzikowska A., Łyszczarz B., Wyszkowska Z.** [2008], *Znaczenie zdrowia społeczeństwa dla wzrostu gospodarczego – ujęcie modelowe*, Toruń
- Hubner H.** [2008], *Decomposing the Causes of Inequalities in Health Care Use: A Micro-simulations Approach*, „Journal of Health Economics”, 27: 1605–1613
- Jack, Lewis** [2009], *Health Investments and Economic Growth: An Overview*, Commission on Growth and Development
- Jäckle R.** [2007], *Health And Wages Panel Data Estimates Considering Selection And Endogeneity*, Ifo Working Paper No. 43
- Jäckle R., Himmler O.** [2010], *Health and Wages: Panel Data Estimates Considering Selection and Endogeneity*, „Journal of Human Resources, University of Wisconsin Press”, 45(2), 364–340
- Jamison D., Lau L., Wang J.** [2004], *Health's Contribution to Economic Growth in an Environment of Partially Endogenous Technical Progress, Disease Control Priorities Project*, Working Paper 10 ([www.fic.nih.gov/dcpp](http://www.fic.nih.gov/dcpp)), Bethesda, MD: Fogarty International Centre, NIH
- Jamison D., Sachs J., Wang J.** [2001], *The Effect of the AIDS Epidemic on Economic Welfare in Sub-Saharan Africa*, CMH Working Paper Series Paper No. WG1: 13
- Jemenez-Martin S., Labega J. M., Martinez Granado M.** [1999], *Health Status and Retirement Decisions for Older European Couples*, <http://www.ceps.lu/iriss/documents/irisswp1.pdf>
- Jones A.** [2007a], *Applied Econometrics for Health Economists*, Radcliffe Publishing, Oxford, Seattle
- Jones A.** [2007b], *Panel Data Methods and Applications to Health Economics*, Health Econometrics and Data Group Working Paper 07/18
- Jones A., O'Donnell O.** (eds) [2002], *Econometric Analysis of Health Data*, Wiley & Sons, Chichester
- Jones A. M., Widman J.** [2005], *Disentangling the Relationship between Health and Income*, HEDG Working Paper 05/07
- Jones A., Lopez A. N.** [2004], *Measurement and Explanation of Socioeconomic Inequality in Health with Longitudinal Data*, „Health Economics”, 13: 1015–1030
- Joseph A. E., Bantock P. R.** [1982], *Measuring Potential Physical Accessibility to General Practitioners in Rural Areas: A Method and Case Study*, „Social Science and Medicine”, 16: 85–90
- Joumard I., Andre C., Nicq C., Chatal O.** [2008], *Health Status Determinants; Lifestyle, Environment, Health Care Resources and Efficiency*, Economics Department Working Papers No. 627
- Joyce T., Mocan N. H.** [1993], *Unemployment and Infant Health: Time-series Evidence from the State of Tennessee*, „Journal of Human Resources”, 28 (1): 185–203
- Jürges H.**, [2008], *Health Inequalities by Education, Income and Wealth, a Comparison of 11 European Countries and US*, Mannheim Research Institute for Economics and Aging, 140-2007
- Kaczmarek T., Marcinkowski J., Zysnarska M., Maksymiuk T., Majewicz A.** [2007], *Nierówności społeczne w dostępie do zdrowia*, „Problemy Higieny i Epidemiologii”, 88(3): 259–266
- Kalwij A., Vermeulen F.** [2005], *Labour Force Participation of the Elderly in Europe: The Importance of Being Healthy*, IZA Discussion Papers 1887, Institute for the Study of Labor (IZA)

- Kakwani N., Wagstaff A., Van Doorslaer E.** [1997], *Socioeconomic Inequalities in Health: Measurement, Computation and Statistical Inference*, „Journal of Econometrics”, 77(1): 87–104
- Kancelaria Sejmu – Biuro Komisji Sejmowych [2010], *Biuletyn z Posiedzenia Komisji Rady Ochrony Pracy*, (35), [www.rop.sejm.gov.pl/1\\_0ld/posiedzenia/pdf/0405506.pdf](http://www.rop.sejm.gov.pl/1_0ld/posiedzenia/pdf/0405506.pdf)
- Karski J.** [2006], *Postępy promocji zdrowia*, CeDeWu, Warszawa
- Kluth K.** [2007], *Konwergencja gospodarcza w zakresie kryteriów Traktatu z Maastricht – analiza ekonometryczna*, Dynamiczne Modele Ekonometryczne X Ogólnopolskie Seminarium Naukowe, 4–6 września 2007, Toruń
- Knowles S., Owen P.** [1995], *Health Capital and Cross-country Variation in Income per capita in the Mankiw-Romer-Weil Model*, „Economics Letters”, 48 (1): 99–106
- Komisja Europejska [2010], *Zmniejszanie nierówności zdrowotnych w Unii Europejskiej*, Luksemburg, [http://ec.europa.eu/health/archive/ph\\_determinants/socio\\_economics/documents/com2009\\_background\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/health/archive/ph_determinants/socio_economics/documents/com2009_background_en.pdf)
- Koolman, Van Doorslaer E.** [2004], *On the Interpretation of a Concentration Index of Inequality*, „Health Econ.”, 13: 649–656
- Kot S. M.** [1995], *Modelowanie poziomu dobrobytu. Teoria i zastosowanie*, Ossolineum, Wrocław–Warszawa–Kraków
- Kot S. M.** [2003], *Nierówności ekonomiczne i społeczne a zasady sprawiedliwości dystrybtywnej*, [w:] *Nierówności społeczne a wzrost gospodarczy*, red. M. Woźniak, Uniwersytet Rzeszowski, z. 4
- Kot S. M.** [2008], *Polaryzacja ekonomiczna. Teoria i zastosowanie*, PWN, Warszawa
- Kot S. M., Malawski A., Węgrzecki A.** (red.) [2004], *Dobrobyt społeczny, nierówności i sprawiedliwość dystrybtywna*, Wrocław–Warszawa–Kraków, PWE, Kraków
- Kotowska I., Wóycicka I.** [2008], *Sprawowanie opieki oraz inne uwarunkowania podnoszenia aktywności zawodowej osób w starszym wieku produkcyjnym*, Departament Analiz Ekonomicznych i Prognoz Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej, Warszawa
- Laskowska I.** [2000], *Równość w finansowaniu i dostępności świadczeń medycznych. Analiza statystyczno-ekonometryczna*, Absolwent, Łódź
- Laskowska I.** [2010a], *The Impact of Health on Professionally Active People's Incomes in Poland. Microeconomic Analysis*, „Comparative Economic Research”, 10.2478
- Laskowska I.** [2010b], *Regionalne zróżnicowanie sytuacji zdrowotnej. Próba identyfikacji uwarunkowań*, [w:] *Ochrona zdrowia i gospodarka*, red. K. Ryć, Z. Skrzypczak, Warszawa (w druku)
- Laskowska I.** [2011], *Zdrowie a wyniki ekonomiczne. Analiza mikroekonometryczna*, Zeszyty Naukowe, Prace Katedry Ekonometrii i Statystyki, Uniwersytet Szczeciński, Szczecin
- Laskowska I., Lewandowska K.** [2009], *Badanie efektywności ochrony zdrowia*, „Wiadomości Statystyczne”, 3:33–42
- Lauridsen J., Christiansen T., Hakkinen U.** [2004], *Measuring Inequality in Self-reported Health\_Discussion of a Recently Suggested Approach Using Finnish Data*, „Health Econ.”, 13: 725–732
- Lavy V., Strauss J., Thomas D., Vreyer P.** [1996], *Quality of Health Care, Survival and Health Outcomes in Ghana*, „Journal of Health Economics”, 15(3): 333–357
- Lechner M., Vazquez-Alvarez R.** [2004], *The Effect of Disability on Labour Market Outcomes in Germany: Evidence from Matching*, Discussion Paper No 4223, Centre for Economic Policy Research
- Lee R. D., Carter L. R.** [1992], *Modelling and Forecasting U.S. Mortality*, „Journal of American Statistical Association”, 87(14): 659–675
- Leon D., Walt G.** [2004], *Poverty, Inequality and Health. An International Perspective*, Oxford University Press, Oxford
- Leowski J.** [2004], *Polityka zdrowotna a zdrowie publiczne. Ochrona zdrowia w gospodarce rynkowej*, CeDeWu, Warszawa

- Leu R. E.** [1986], *Public-private Mix and International Health Care Costs*, [w:] *Public and Private Health Services: Complementarities and Conflicts*, eds A. J. Culyer, B. Jonsson, Blackwell, Oxford/New York: 41–63
- Levaggi R., Smith P.** [2004], *Decentralization in Health Care: Lesson from Public Economics*, [w:] *Health Policy and Economics: Opportunities and Challenges*, eds P. Smith, L. Ginelly, M. Sculpher, Open University Press, London
- Levin A., Lin Ch-F., Chu Ch-Sh. J.** [2002], *Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties*, „Journal of Econometrics”, 108
- Lindholm C., Burstrom B., Diderichsen F.** [2001], *Does Chronic Illness Cause Adverse Social and Economic Consequences among Swedes?*, „Scand J Public Health”, 29: 63–70
- Long J. S., Freese J.** [2006], *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*, Stata Press, Texas
- Lorentzen P., McMillan J., Wacziarg R.** [2008], *Death and Development*, „Journal of Economic Growth, Springer”, 13(2), 8–124
- Lucas R. E.** [1988], *On the Mechanics of Economic Development*, „Journal of Monetary Economics”, 22
- Maciąg A.** [2008], *Szacowanie kosztów pośrednich leczenia w perspektywie społeczno-ekonomicznej w wymiarze krajowym i europejskim*, [w:] *Ochrona zdrowia i gospodarka*, red. K. Ryć, Z. Skrzypczak, Warszawa
- Mcdonald S., Roberts J.** [2002], *Growth and Multiple Forms of Human Capital in an Augmented Solow Model: A Panel Data Investigation*, „Economics Letters”, 74(2): 271–276.
- Mackenbach J. P.** [1991], *Health Care Expenditure and Mortality from Amenable Conditions in the European Community*, „Health Policy”, 19: 245–55
- Mackenbach J. P.** [2006], *Health Inequalities: Europe in Profile*, An independent expert report prepared by the UK presidency of the EU, [www.dh.gov.uk/publications](http://www.dh.gov.uk/publications)
- Mackenbach J. P.** [2007], *Tackling Health Inequalities in Europe: An Integrated Approach*, EU-ROTHINE Final Report, [www.eurothine.org](http://www.eurothine.org)
- Mackenbach J. P., Kunst A. E.** [1997], *Measuring the Magnitude of Socioeconomic Inequalities in Health: An Overview of Available Measures Illustrated with Two Examples from Europe*, „Social Science and Medicine”, 44(6): 757–771
- Maddala G. S.** [2006], *Ekonometria*, PWN, Warszawa
- Malarska A.** [2007], *Diagnostowanie determinantów bezrobocia w Polsce nieklasycznymi metodami statystycznymi. Analiza empiryczna na podstawie danych BAEL*, Wydawnictwo Biblioteka, Łódź
- Mankiw N. G., Romer D., Weil D.** [1992], *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*, „Quarterly Journal of Economics”, 107: 407–437
- Masseria Ch., Allin S., Sorenson C., Papanicolas, Mossialos E.** [2007], *Measuring Inequalities in Access to Health Care and Measuring Health*, Methodological Paper No. 1 and 2, European Commission, Brussels
- Mazur J.** [2010], *Metody regresyjne w badaniach nad nierównościami w zdrowiu*, „Problemy Higieny i Epidemiologii”, 91(1): 21–27
- Michalczyk T.** [2003], *Nierówności społeczne a kryzys społeczno-moralny*, [w:] *Nierówności społeczne a wzrost gospodarczy*, red. M. Woźniak, Uniwersytet Rzeszowski, z. 4, Rzeszów
- Mincer J.** [1974], *Schooling. Experience and Earnings*, Columbia University Press, New York
- Mobley L., Root E., Anselin L., Lozano N., Koschinsky J.** [2006], *Spatial Analysis of Elderly Access to Primary Care Services*, „International Journal of Health Geographics”, 5
- Morecka Z.** [1981], *Spoleczne aspekty gospodarowania*, PWE, Warszawa
- Morris S., Devlin N., Parkin D.** [2011], *Ekonomia w ochronie zdrowia*, Oficyna Wolter Kluwer business

- Mossey J. M., Shapiro E.** [1982], *Self-Related Health: a Predictor of Mortality Among the Elderly*, *AJPH*, 72(8)
- Narodowy Program Zdrowia na lata 2007–2015, [http://www.mz.gov.pl/wwwfiles/ma\\_struktural\\_docs/zal\\_urm\\_npz\\_90\\_15052007p.pdf](http://www.mz.gov.pl/wwwfiles/ma_struktural_docs/zal_urm_npz_90_15052007p.pdf)
- Newhouse J., Friedlander L. J.** [1980], *The Relationship between Medical Resources and Measures of Health: Some Additional Evidence*, „The Journal of Human Resources”, 15(2): 200–217
- Nordhaus W.** [1999], *The Health of Nations: The Contribution of Improved Health to Living Standards*, Yale University
- Norheim O. F.** [2010], *Gini Impact Analysis: Measuring Pure Health Inequity before and after Intervention*, „Public Health Ethics”, 3(3): 282–292
- Nixon J., Ulmann P.** [2006], *The Relationship between Health Care Expenditure and Health Outcomes. Evidence and Caveats for Causal Link*, „European Journal of Health Economics”, 7(1): 7–18
- Nolan P., Olsen J. A.** [2008], *Dystrybucja usług medycznych. Zagadnienia ekonomiczne i etyczne*, CeDeWu, Warszawa
- O'Donnell O., Van Doorslaer E., Wagstaff A., Lindelow M.** [2008], *Analyzing Health Inequalities Using Household Survey Data*, The World Bank, Washington, D.C.
- Ochrona zdrowia w gospodarstwach domowych w 2006 r.*, GUS, Warszawa
- Or Z.** [2000], *Determinants of Health Outcomes in Industrialised Countries: A Pooled, Cross-country Time-series Analysis*, „OECD Economic Studies”, 30(1)
- Or Z., Wang J., Jamison D.** [2005], *International Differences in the Impact of Doctors on Health: A Multilevel Analysis of OECD Countries*, „Journal of Health Economics”, 25: 531–560
- Orczyk J.** [2008], *Polityka społeczna. Uwarunkowania i cele*, Wydawnictwo AE, Poznań
- Pagan R., Marchante A. J.** [2004], *Analisis de las diferencias salariales por discapacidad en España: el caso de los varones*, „Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública”, 171: 75–100
- Panek T.** (red.) [2007], *Statystyka społeczna*, PWE, Warszawa
- Panek T.** [2009], *Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej*, SGH, Warszawa
- Pauly M.** et al. [2002], *A General Model of the Impact of Absenteeism on Employers and Employees*, „Health Economics”, 11: 221–231
- Pączkowska M.** [2009], *Dostępność świadczeń zdrowotnych w opinii Polaków*, Centrum Systemów Informacyjnych Ochrony Zdrowia, Warszawa
- Pelkowski J. M., Berger M. C.** [2004], *The Impact of Health on Employment, Wages, and Hours Worked over the Life Cycle*, „Quarterly Review of Economy and Finance”, 44
- Peltzman S.** [2009], *Mortality Inequality*, „Journal of Economic Perspectives”, 23(4): 175–190
- Perry B., Gesler W.** [2000], *Physical Access to Primary Health Care in Andean Bolivia*, „Social Science & Medicine”, 50(9), 1177–1188
- Poças A., Soukiazis E.** [2011], *Are Health Factors Important for Regional Growth and Convergence? An Empirical Analysis for the Portuguese Districts*, Grupo de Estudos Monetários e Financeiros (GEMF), „Estudos do Gemf”, 14
- Podstawowe dane z zakresu ochrony zdrowia w 2008 r.*, GUS, Warszawa 2009
- Poikolainen K., Eskola J.** [1988], *Health Services Resources and Their Relation to Mortality from Causes Amenable to Health Care Intervention: A Cross-national Study*, „International Journal of Epidemiology”, 17(1): 86–89
- Preston S.** [1975], *The Changing Relation Between Mortality and the Level of Economic Development*, „Population Studies”, 29(2): 231–48
- Pritchett L., Summers L.** [1996], *Wealthier Is Healthier*, „Journal of Human Resources”, 31(4): 844–868
- Pyszkowski A.** [2000], *Polityka regionalna – balast czy czynnik rozwoju?*, „Studia Regionalne i Lokalne”, 1(1)

- Ramesh M., Mirmirani S.** [2007], *An Assessment of OECD Health Care System using Panel Data Analysis*, (<http://mpr.ub.uni-muenchen.de/6122>)
- Riphahn R. T.** [1998], *Income and Employment Effects of Health Shocks – A Test Case for the German Welfare State*, IZA Discussion Paper No 10, June
- Rivera B., Currais L.** [1999a], *Economic Growth and Health: Direct Impact Or Reverse Causation?*, „Applied Economics Letters”, 6(11), 761–764
- Rivera B., Currais L.** [1999b], *Income Variation and Health Expenditure: Evidence for OECD Countries*, „Review of Development Economics”, 3(3), 258–267
- Rivera B., Currais L.** [2003], *The Effect of Health Investment on Growth: A Causality Analysis*, „International Advances in Economic Research”, 9(4), 312–323
- Rivera B., Currais L.** [2004], *Public Health Capital and Productivity in the Spanish Regions: A Dynamic Panel Data Model*, *World Development*, 32: 871–885
- Robst J.** [2001], *A Note on the Relationship between Medical Care Resources and Mortality*, „Applied Economic Letters”, 8: 737–739
- Robst J., Graham G.** [1997], *Access to Health Care and current Health Status: Do Physicians Matter?*, „Applied Economic Letters”, 4: 45–48
- Robst J., Graham G.** [2004], *Relationship between the Supply of Primary Care Physicians and Measures of Health*, *Eastern Economic Journal*, [http://www.findarticles.com/p/articles/mi\\_qa3620/is\\_200407/ai\\_n9452295](http://www.findarticles.com/p/articles/mi_qa3620/is_200407/ai_n9452295)
- Roczniki Statystyczne ZUS dla wybranych lat*, ZUS, Warszawa
- Romans F.** [2007], *The Transition of Women and Men from Work to Retirement*, „Statistics in focus, Population and Social Conditions”, 97
- Romer P. M.** [1989], *Human Capital And Growth: Theory and Evidence*, NBER Working Papers 3173, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Ruhm C.** [2000], *Are Recessions Good for Your Health?*, „Quarterly Journal of Economics”, 115(2): 617–650
- Ruhm C.** [2003], *Good Times Make You Sick*, „Journal of Health Economics”, 22: 637–658
- Ryć K., Skrzypczak Z.** [2006], *Jaka jest rzeczywista relacja wydatków na ochronę zdrowia do PKB?*, [w:] *Ochrona zdrowia i gospodarka. Dylematy zarządzania*, red. K. Ryć, Z. Skrzypczak, Wydawnictwo Naukowe Wydziału Zarządzania UW, Warszawa
- Rydlewska-Liszkowska I.** [2007], *Koszty chorób zawodowych i wypadków przy pracy w Polsce*, [w:] *Ochrona zdrowia i gospodarka. Sektor publiczny a rynek*, red. K. Ryć, Z. Skrzypczak, Wydawnictwo Naukowe Wydziału Zarządzania UW, Warszawa
- Sachs J., Warner A.** [1997], *Sources of Slow Growth in African Economies*, „Journal of African Economies”, 6 (3), 335–376
- Salomon J. A., Murray C. J. L., Ustun T. B., Chatterji S.** [2002], *Health Status Valuations in Summary Measures of Population Health*, [w:] *Health Systems Performance Assessment: Debates, Methods and Empiricism*, ed. C. J. L. Murray, B.D. Evans, WHO, Genewa
- Sargan J. D.** [1958], *The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables*, „Econometrica”, 26: 329–338
- Schokkaert E., van de Voorde C.** [2004], *Risk Selection and the Specification of the Risk Adjustment Formula*, „J. Health Econ.”
- Schultz T. W.** [1961], *Investment in Human Capital*, „American Economic Review”, LI, March
- Sen A.** [2002], *Rozwój i wolność*, Zysk i S-ka, Poznań
- Sen A.** [2004], *Economic Progress and Health*, [w:] *Poverty, Inequality and Health. An international perspective*, eds D. Leon, G. Walt, Oxford University Press, Oxford
- Shokolnikov V., Andreev E., Begun A.** [2003], *Gini Coefficient as a Life table Function: Computation from Discrete Data, Decomposition of Differences and Empirical Examples*, „Demographic Research”, 8–11

- Show J. W., Horrace W. C., Vogel R.** [2005], *The Determinants of Life Expectancy: An Analysis of OECD Health Data*, „Southern Economic Journal”, 71(4): 768–783
- Siddiqui S.** [1997], *The Impact of Health on Retirement Behaviour: Empirical Evidence from West Germany*, „Econometrics and Health Economics”, 6: 425–438
- Smith J. P.** [1999], *Healthy Bodies and Thick Wallets: The Dual Relation between Health and Economic Status*, „Journal of Economic Perspectives”, 13 (2)
- Smith J. P.** [2003], *Consequences and Predictors of New Health Events*, The Institute for Fiscal Studies (IFS), WP03/22
- Smith J. P.** [2004], *Unravelling the SES: Health Connection*, „Population and Development Review”, 30, Supplement: *Aging, Health, and Public Policy*
- Smith J. P., Kington R.** [1997], *Demographic and Economic Correlates of Health in Old Age*, „Demography”, 34: 159–170.
- Sobczak A.** [2006], *PKB a wydatki na ochronę zdrowia. Analiza porównawcza krajów OECD*, [w:] *Ochrona zdrowia i gospodarka. Dylematy zarządzania*, red. K. Ryć, Z. Skrzypczak, Wydawnictwo Naukowe Wydziału Zarządzania UW, Warszawa
- Sobczak A.** [2007], *Sektor publiczny ochrony zdrowia a prywatne ubezpieczenia zdrowotne- analiza relacji na przykładzie wybranych krajów Unii Europejskiej*, [w:] *Ochrona zdrowia i gospodarka. Sektor publiczny a rynek*, red. K. Ryć, Z. Skrzypczak, Wydawnictwo Naukowe Wydziału Zarządzania UW, Warszawa
- Spinakis A., Anastasiou G., Panousis V., Spiliopoulos K., Palaiologou S., Yfantopoulos J.** [2011], *Expert Review and Proposals for Measurement of Health Inequalities in the European Union – Full Report*, European Commission Directorate General for Health and Consumers. Luxembourg. ISBN 978-92-79-18528-1
- Stern S.** [1989], *Measuring the Effect of Disability on Labor Force Participation*, „Journal of Human Resources”, 24(3): 361–395
- Stilianos A., Konstantinos E.** [2011], *Health is Wealth: An Empirical Note Across the US States*, MPRA Paper No. 33517
- Strategia rozwoju ochrony zdrowia w Polsce na lata 2007–2013* [http://www.mz.gov.pl/wwwfiles/ma\\_struktura/docs/zalacznik\\_rp\\_06.pdf](http://www.mz.gov.pl/wwwfiles/ma_struktura/docs/zalacznik_rp_06.pdf)
- Strauss J., Thomas D.** [1998], *Health, Nutrition, and Economic Development*, „Journal of Economic Literature”, 36: 766–817
- Stronks K., Van De Mheen K., Van Den Bos J., Mackenbach J. P.** [1997], *The Interrelationship between Income, Health and Employment Status*, „International Journal of Epidemiology”, 26 (3): 592–600
- Strzala K.** [2005], *Relacja inwestycji, oszczędności i salda rachunku bieżącego w krajach Unii Europejskiej – weryfikacja empiryczna z zastosowaniem podejścia panelowego*, IX Ogólnopolskie Seminarium Naukowe, 6–8 września 2005 w Toruniu Katedra Ekonometrii i Statystyki, Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu
- Suchecka J.** [1992], *Modelowanie sfery ochrony zdrowia. Problemy i metody*, Wydawnictwo UŁ, Łódź
- Suchecka J.** [1998], *Ekonometria ochrony zdrowia*, Absolwent, Łódź
- Suchecka J.** [2010], *Ekonomia zdrowia i opieki zdrowotnej*, Wolters Kluwer, Warszawa
- Suchecka J., Laskowska I.** [1997], *Niektóre problemy pomiaru „sprawiedliwości” systemu zdrowia (mierniki oparte na krzywych koncentracji)*, [w:] *Przestrzenno-czasowe modelowanie i prognozowanie zjawisk gospodarczych*, red. A. Zeliaś, Wydawnictwo AE w Krakowie, Kraków
- Suchecka J. Laskowska I.** [2008], *Finansowanie świadczeń medycznych ze środków prywatnych w okresie transformacji systemu ochrony zdrowia w Polsce*, „Rozprawy Ubezpieczeniowe”, 5
- Suchecki B.** [2006], *Kompletne modele popytu*, PWE, Warszawa
- Suchecki B.** (red.) [2010], *Ekonometria przestrzenna*, C.H.Beck, Warszawa

- Suhrcke M., McKee M., Sauto Arce R., Tsoлова S., Mortensen J.** [2005], *The Contribution of Health to the Economy in the European Union*, European Communities, Luxembourg.
- Suhrcke M., McKee M., Sauto Arce R., Tsoлова S., Mortensen J.** [2006], *The Contribution of Health to the Economy in the European Union*, „Public Health”, 120 (11)
- Suhrcke M., Rocco L., McKee M., Mazzuco S., Urban D., Steinherr A.** [2007], *Economic Consequences of Noncommunicable Diseases and Injuries in the Russian Federation*, WHO,
- Suhrcke M., Urban D.** [2006], *Are Cardiovascular Diseases Bad for Economic Growth?*, CESifo Working Paper, no. 1845
- Sztaudynger J. J.** [2005], *Wzrost gospodarczy a kapitał społeczny, prywatyzacja i inflacja*, Wydawnictwo PWN, Warszawa
- Sztaudynger J. J.** [2009], *Rodziny kapitał społeczny a wzrost gospodarczy w Polsce*, „Ekonomista”, 2
- Sztompka P.** [2002], *Socjologia*, Kraków
- Szultka S., Tamowicz P., Mickiewicz M., Wojnicka E.** [2004], *Regionalne strategie i systemy innowacji. Rekomendacje dla Polski*, Niebieskie Księgi 2004. Rekomendacje nr 12, Instytut Badań nad Gospodarką Rynkową, Gdańsk
- Talen E., Anselin L.** [1998], *Assessing Spatial Equity: An Evaluation of Measures of Accessibility to Public Playgrounds*, „Environment and Planning A”, 30: 595–613
- Tobiasz-Adamczyk B.** [2000], *Wybrane elementy socjologii zdrowia i choroby*, Wydawnictwo UJ, Kraków
- Tompa E.** [2002], *The Impact of Health on Productivity: Empirical Evidence and Policy Implications*, „Review Of Economic Performance And Social Progress”, 181–202
- Truman B.** i in. [2011], *CDC Health Disparities and Inequalities Report – United States*, Supplement, Vol. 60
- Tubeuf S., Jusot F., Devaux M., Sermet C.** [2008], *Social Heterogeneity in Self-Reported Health Status and Measurement of Inequalities in Health*, IRDES Working paper, DT 12
- Urarek K.** [2006a], *Kapitał ludzki a wzrost gospodarczy. Taksonomiczne wskaźniki kapitału ludzkiego w wybranych krajach*, [w:] red. S. Krajewski, P. Kaczorowski, *Wzrost gospodarczy, rekrutacja i rynek pracy w Polsce. Ujęcie teoretyczne i empiryczne*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Urarek K.** [2006b], *Taksonomiczne wskaźniki kapitału ludzkiego w wybranych krajach OECD*, „Wiadomości Statystyczne”, 2
- Van Doorslaer E., Gerdtham U. G.** [2003], *Does Inequality in Selfassessed Health Predict Inequality in Survival by Income?*, „Evidence from Swedish Data. Social Science and Medicine”, 57: 1621–1629
- Van Doorslaer E., Jones A.** [2003], *The Determinants of Inequalities in Self-reported Health: Validation of a New Approach to Measurement*, „J. Health Economics”, 22: 61–87
- Van Doorslaer E., Jones A.** [2004], *Income-related Inequality in Health and Health Care in the European Union*, „Health Economics”, 13: 605–608
- Van Doorslaer E., Koolman X.** [2004], *Explaining the Differences in Income-related Health Inequalities across European Countries*, „Health Economics”, 13: 609–628
- Van Doorslaer E., Koolman X., Puffer F.** [2002], *Equity in the Use of Physician visit in OECD Countries: Has Equal Treatment for Need Been Achieved?*, [w:] *Measuring Up: Improving Health Systems Performance in OECD Countries*, OECD, Paris: 225–248
- Van Doorslaer E., Koolman X., Jones A. M.** [2004], *Explaining Income-related Inequalities in Doctor Utilization in Europe*, „Health Economics”, 13: 629–647
- Van Doorslaer E., Masseria C.** [2004], *Income Related Inequality in the Use of Medical Care in 21 OECD Countries*, [w:] *Towards High Performing Health Systems: Policy Studies*, OECD Health Project, Paris

- Van Doorslaer E., Wagstaff A., Bleichrodt H.** [1997], *Income-related Inequalities in Health: Some International Comparisons*, „Journal of Health Economics”, 16(1): 93–112
- Wagstaff A.** [2002a], *Inequality Aversion, Health Inequalities, and Health Achievement*, „Journal of Health Economics”, 21(4): 627–641
- Wagstaff A.** [2002b], *Socioeconomic Inequalities in Child Mortality: Comparisons Across Nine Developing Countries*, „Bulletin World Health Organization 2000”, 78(1): 19–29
- Wagstaff A.** [2005], *The Bounds of the Concentration Index When the Variable of Interest is Binary, with an Application to Immunization Inequality*, „Health Economics”, 14: 429–432
- Wagstaff A., Paci P., Van Doorslaer E.** [1991], *On the Measurement of Inequalities in Health*, „Social Science & Medicine”, 33(5): 545–557
- Wagstaff A., Van Doorslaer E.** [2000], *Measuring and Testing for Inequity in the Delivery of Health Care*, „Journal of Human Resources”, 35(4): 716–733
- Wagstaff A., Van Doorslaer E.** [2002], *Overall vs. Socioeconomic Health Inequality: A Measurement Framework and Two Empirical Illustrations by a Development Research Group and Human Development Network*, The World Bank, Washington DC, USA
- Wagstaff A., Van Doorslaer E., Paci P.** [1997], *Equity in the Finance and Delivery of Health Care: Some Tentative Cross-country Comparisons*, „Oxford Review of Economic Policy” 1989, 5(1): 89–112, (Harper, Lynch, 2007)
- Wagstaff A., Van Doorslaer E., Watanabe N.** [2003], *On Decomposing the Causes of Health Sector Inequalities with an Application to Malnutrition Inequalities in Vietnam*, „Journal of Econometrics”, 112: 207–223
- Wagstaff A., Watanabe N.** [2000], *Socioeconomic Inequalities in Child Malnutrition in the Developing World*, World Bank, Policy Research Working Paper, WPS 2434.
- Wagstaff A.** [2009], *Correcting the Concentration Index: A Comment*, „Journal of Health Economics”, 28: 516–520
- Waldorf B. S., Chen S. E.** [2010], *Spatial Models of Health Outcomes and Health Behaviors: The Role of Health Care Accessibility and Availability*, [w:] **Paez A., Buling R., Le Gallo J., Dall’erba Sandy** *Progress in Spatial Analysis*, Springer-Verlag, Berlin Heidelberg
- Weil D. N.** [2005], *Accounting for the Effect of Health on Economic Growth*, NBER Working Paper 11455
- Welfe W.** (red.) [2007], *Gospodarka oparta na wiedzy*, PWE, Warszawa
- WHO, Commission on Macroeconomics and Health [2001], *Macroeconomics and Health: Investing in Health for Economic Development*, Geneva
- WHO [2006], *Health and Economic Development in South-Eastern Europe*, Paris, [www.coebank.org/pdf/gb/Health\\_in\\_SEE.pdf](http://www.coebank.org/pdf/gb/Health_in_SEE.pdf) [02.08.2008]
- Wildman J.** [2003], *Modelling Health, Income and Income Inequality: The Impact of Income Inequality on Health and Health Inequality*, „Journal of Health Economics”, 22: 521–538
- Wojtyński B., Goryński P.** (red.) [2008], *Sytuacja zdrowotna ludności Polski*, Narodowy Instytut Zdrowia Publicznego, Państwowy Zakład Higieny, Warszawa
- Wójcik P.** [2004], *Konwergencja regionów Polski w latach 1990–2001*, „Gospodarka Narodowa”, 11–12: 69–85
- Zeliaś A.** (red.) [1991], *Ekonometria przestrzenna*, PWE, Warszawa
- Zhang Q., Wang Y.** [2007], *Using Concentration Index to Study Changes in Socio-economic Inequality of Overweight among US Adolescents between 1971 and 2002*, „International Journal of Epidemiology”, 36: 916–925
- Ziebarth N.** [2009], *Measurement of Health, the Sensitivity of the Concentration Index and Reporting Heterogeneity*, DIW, Berlin





## SPIS TABEL

Tabela 1.1. Oszacowania efektu wpływu stanu zdrowia na wzrost gospodarczy ( $\Delta \ln PKB$ <i>per capita</i> ) .....	42
Tabela 3.1. Współczynnik Giniego dla przestrzennej nierówności umieralności w Stanach Zjednoczonych w wybranych latach.....	105
Tabela 3.2. Przestrzenna nierówność umieralności przedwczesnej w USA.....	105
Tabela 3.3. Indeks Giniego dla miary HALex według płci i wieku.....	106
Tabela 3.4. Indeksy związanych z dochodami nierówności w zdrowiu dla wybranych krajów europejskich .....	107
Tabela 3.5. Udział najważniejszych nośników w nierównościach stanu zdrowia w wybranych krajach europejskich (w %).....	108
Tabela 3.6. Indeksy koncentracji stanu zdrowia dla wybranych aspektów statusu społeczno-ekonomicznego.....	109
Tabela 3.7. Indeksy nierówności ( $C_M$ ) i nierówności pionowej ( $HI_{(w)}$ ) wykorzystania porad lekarzy internistów.....	114
Tabela 3.8. Indeksy nierówności i nierówności poziomej wykorzystania porad lekarzy specjalistów.....	115
Tabela 4.1. Wyniki estymacji modelu indywidualnego stanu zdrowia (model 4.2) – N=18 926 ...	127
Tabela 4.2. Trafność prognoz ( $P^*=0,65$ ).....	130
Tabela 4.3. Stan zdrowia a dochody osób w wieku okołiemerytalnym – wybrane wyniki regresji logistycznej.....	136
Tabela 4.4. Stan zdrowia a dochody według poziomu wykształcenia – wybrane wyniki regresji logistycznej.....	136
Tabela 4.5. Indeksy koncentracji dla wybranych aspektów stanu zdrowia. Miara dochodu – dochód ekwiwalentny .....	138
Tabela 4.6. Indeksy koncentracji dla wybranych aspektów stanu zdrowia. Miara dochodu – dochód indywidualny.....	139
Tabela 4.7. Dekompozycja indeksu koncentracji stanu zdrowia $C$ .....	142
Tabela 4.8. Indeksy koncentracji a wiek .....	144
Tabela 4.9. Regionalne zróżnicowanie związanych z dochodami nierówności w zdrowiu.....	146
Tabela 4.10. Wartość indeksu $HAI$ według województw .....	147
Tabela 4.11. Indeksy koncentracji wykorzystania świadczeń zdrowotnych w 2009 r. ....	149
Tabela 4.12. Nierówności w korzystaniu z porad opłaconych przez NFZ według wieku .....	150
Tabela 4.13. Nierówności w korzystaniu z porad opłaconych z prywatnych środków pacjentów według wieku .....	151
Tabela 4.14. Regionalne zróżnicowanie nierówności w konsumpcji świadczeń zdrowotnych finansowanych ze środków prywatnych .....	152
Tabela 4.15. Wpływ zmian dochodów ekwiwalentnych na indeksy koncentracji $C$ .....	156
Tabela 4.16. Hipotetyczne indeksy nierówności w zdrowiu dla wybranych przedziałów wieku.....	157
Tabela 5.1. Przestrzenne nierówności stanu zdrowia w okresie 1999–2008.....	165
Tabela 5.2. Liczba lekarzy na 10 tys. mieszkańców w wybranych krajach europejskich.....	169

Tabela 5.3. Liczba łóżek szpitalnych na 10 tys. mieszkańców w wybranych krajach europejskich .....	170
Tabela 5.4. Rezultaty estymacji modeli (5.5)–(5.7) dla wybranych aspektów stanu zdrowia.....	175
Tabela 5.5. Korelacja współczynników Giniego z wybranymi aspektami dostępności świadczeń.....	177
Tabela 5.6. Wpływ wybranych aspektów dostępności świadczeń zdrowotnych na przestrzenne nierówności stanu zdrowia – zmienna objaśniana $\ln RHG$ .....	179
Tabela 5.7. Błędy MAPE dla wybranych województw (w %).....	181
Tabela 5.8. Założenia odnośnie do dostępności świadczeń medycznych w latach 2009–2015 .....	182
Tabela 6.1. Wyniki estymacji modeli dochodów osobistych z uwzględnieniem stanu zdrowia (zmienna zależna: logarytm miesięcznego dochodu indywidualnego netto) .....	191
Tabela 6.2. Ocena wpływu stanu zdrowia na aktywność zawodową – wybrane wyniki regresji logistycznej .....	194
Tabela 6.3. Zdrowie a aktywność zawodowa według płci – wyniki regresji logistycznej.....	195
Tabela 6.4. Wyniki estymacji modeli PKB <i>per capita</i> z uwzględnieniem kapitału zdrowotnego.....	202

## SPIS RYSUNKÓW

Rys. 1.1. Płaszczyzny oddziaływania zdrowia.....	20
Rys. 1.2. Relacje między stanem zdrowia i gospodarką.....	21
Rys. 1.3. Wymiary strat związanych z pośrednimi kosztami leczenia.....	22
Rys. 1.4. Czynniki kosztów chorób zawodowych i wypadków przy pracy.....	25
Rys. 2.1. Schemat ogólny modelu MIMIC.....	74
Rys. 2.2. Krzywa Prestona.....	75
Rys. 3.1. Krzywa Lorenza stanu zdrowia.....	92
Rys. 3.2. Krzywe koncentracji stanu zdrowia.....	94
Rys. 4.1. Schemat zastosowanej metodologii.....	122
Rys. 4.2. Możliwości wpływu na nierówności w zdrowiu.....	155



## SPIS WYKRESÓW

Wykres 1.1. Nadwyżka umieralności (w %) w stosunku do średniej w 27 krajach UE w grupach wieku w 1999 i 2006 r. ....	24
Wykres 1.2. Absencja chorobowa w wybranych krajach europejskich w 2010 r. (w dniach rocznie na 1 zatrudnionego) .....	24
Wykres 1.3. Wydatki na świadczenia związane z niezdolnością do pracy w latach 2005-2009 (w mln zł) .....	26
Wykres 1.4. Udział wydatków na ochronę zdrowia w dochodach rozporządzalnych w latach 2002–2009 .....	27
Wykres 3.1. Indeksy $HI_{wy}$ dla wybranych krajów OECD (z 95% przedziałami ufności).....	116
Wykres 4.1. Stan zdrowia a wiek. Średnie przewidywane prawdopodobieństwo zadowolenia ze stanu zdrowia według wieku (wiek ciągły) .....	131
Wykres 4.2. Stan zdrowia a wiek. Średnie przewidywane prawdopodobieństwo zadowolenia ze stanu zdrowia według wieku (wiek w przedziałach) .....	131
Wykres 4.3. Stan zdrowia a dochody. Średnie przewidywane prawdopodobieństwo zadowolenia ze stanu zdrowia według poziomu dochodów.....	132
Wykres 4.4. Deprecjacja stanu zdrowia – średnie przewidywane prawdopodobieństwa pozytywnej samooceny stanu zdrowia według dochodów.....	133
Wykres 4.5. Średnie przewidywane prawdopodobieństwo pozytywnej oceny stanu zdrowia według poziomu wykształcenia.....	133
Wykres 4.6. Średnie prawdopodobieństwo pozytywnej oceny stanu zdrowia według statusu społeczno-zawodowego.....	134
Wykres 4.7. Prawdopodobieństwo pozytywnej oceny stanu zdrowia wg wieku i statusu zawodowego .....	135
Wykres 4.8. Krzywe koncentracji dla wybranych miar stanu zdrowia .....	140
Wykres 4.9. Związane z dochodem nierówności w zdrowiu a wiek .....	144
Wykres 4.10. Krzywe koncentracji stanu zdrowia według wieku.....	145
Wykres 4.11. Nierówności w zdrowiu a dostępność świadczeń .....	148
Wykres 4.12. Krzywe koncentracji korzystania z porad opłaconych przez NFZ.....	150
Wykres 4.13. Krzywe koncentracji korzystania z porad prywatnych według przedziałów wieku .....	152
Wykres 4.14. Prawdopodobieństwo zadowolenia ze stanu zdrowia .....	156
Wykres 5.1. Standaryzowane współczynniki zgonów na 10 tys. osób dla kohorty wiekowej 15–64 lata .....	162
Wykres 5.2. Syntetyczny miernik stanu zdrowia w latach 1999–2008 .....	164
Wykres 5.3. Nierówności stanu zdrowia pomiędzy województwami mierzone współczynnikiem Giniego.....	166
Wykres 5.4. Przestrzenne zróżnicowanie liczby lekarzy (na 10 tys. mieszkańców) w latach 1999–2008 .....	169
Wykres 5.5. Liczba łóżek szpitalnych (na 10 tys. mieszkańców) według województw w latach 1999–2008.....	171
Wykres 5.6. Empiryczne i teoretyczne wartości współczynników umieralności – $\ln DR_{15-64}$ według województw w latach 1999–2008 .....	180

Wykres 5.7. Scenariusze zmian współczynników umieralności w przedziale wiekowym 15–64 lata przy założeniu różnych wariantów dostępności świadczeń zdrowotnych .....	183
Wykres 6.1. Empiryczne i teoretyczne wartości $\ln(PKBpc)$ według województw w latach 1999–2008 .....	203

## OD REDAKCJI

Iwona Laskowska ukończyła studia na kierunku cybernetyka ekonomiczna i informatyka na Wydziale Ekonomiczno-Socjologicznym UŁ. W Uniwersytecie Łódzkim zatrudniona jest od 1992 r., początkowo na stanowisku asystenta, a następnie adiunkta w Katedrze Ekonometrii Przestrzennej.

Zainteresowania naukowe Autorki koncentrują się wokół zastosowań metod ilościowych w analizach ochrony zdrowia. Rezultatem wcześniejszej działalności naukowej jest m. in. monografia zatytułowana *Równość w finansowaniu i dostępności świadczeń medycznych. Analiza statystyczno-ekonometryczna*.

Badania w tym obszarze zaowocowały przyznaniem w 2010 r. przez Ministerstwo Nauki i Informatyzacji grantem na realizację projektu badawczego Nr N N111 271438: *Zdrowie i nierówności w zdrowiu – uwarunkowania i konsekwencje ekonomiczne*.

Autorka uczestniczyła również w projektach badawczych, dotyczących rynku pracy, zarządzania zasobami ludzkimi. Jest współautorką dwóch monografii z tego zakresu: *Determinanty i implikacje pracy na własny rachunek* pod redakcją E. Kryńskiej oraz *Rola ZZL w kreowaniu innowacyjności organizacji* pod redakcją S. Borkowskiej oraz autorką i współautorką licznych artykułów i referatów prezentowanych na krajowych i międzynarodowych konferencjach naukowych.

Iwona Laskowska prowadzi zajęcia dydaktyczne z zakresu statystyki, ekonometrii oraz prognozowania i symulacji. Jest promotorem wielu prac magisterskich.