

**Renata Jaworska**

Uniwersytet Łódzki

---

## ZASTOSOWANIE MODELU RÓWNAŃ STRUKTURALNYCH DO BADANIA ZALEŻNOŚCI MIĘDZY OCHRONĄ ZDROWIA A ROZWOJEM LOKALNYM POWIATÓW WOJEWÓDZTWA ŁÓDZKIEGO

---

**Streszczenie:** W artykule przedstawiono analizę zależności pomiędzy ochroną zdrowia a rozwojem lokalnym w powiatach województwa łódzkiego. Ze względu na to, że ochrona zdrowia, stan zdrowia publicznego oraz rozwój lokalny są kategoriami złożonymi i trudno mierzalnymi, badanie przeprowadzono za pomocą modelowania równań strukturalnych. Jest to metoda statystyczna służąca do weryfikacji modeli ze zmiennymi ukrytymi. Wnioski płynące z przeprowadzonej analizy pozwalają wyodrębnić najważniejsze determinanty ochrony zdrowia oraz rozwoju lokalnego badanych powiatów, jak również określić siłę i kierunek zależności pomiędzy nimi.

**Słowa kluczowe:** modelowanie równań strukturalnych, rozwój lokalny, ochrona zdrowia.

### 1. Wstęp

Zdrowie, w zasadniczym zakresie determinujące jakość kapitału ludzkiego, uznawane jest za istotny czynnik oddziałujący na wzrost gospodarczy. Determinuje ono wysoką wydajność pracy, efektywne uczenie się oraz rozwój fizyczny, emocjonalny i intelektualny człowieka. Tym samym wpływa ono na wzrost aktywności jednostek w wielu wymiarach: gospodarczym, społecznym, zawodowym itp., oddziałując w ostatecznym wymiarze na ogólny poziom gospodarczej aktywności danego społeczeństwa. Ponadto zdrowie pozytywnie wpływa na wzrost gospodarczy przez poprawę jakości świadczonej pracy oraz wzrost wydajności zatrudnionych w skali całej gospodarki. Przenosząc te efekty na najniższy poziom zarządzania, jakim jest poziom lokalny, bez wątpienia stan zdrowia publicznego przyczynia się do rozwoju lokalnego.

W literaturze rozwój lokalny, jako kategoria rozwoju społeczno-gospodarczego, jest rozumiany i definiowany w rozmaity sposób. Według S.L. Bagdzińskiego, rozwój lokalny to stałe łącznie ujmowane zmiany na terytorium układu lokalnego, których źródłem są lokalne zasoby naturalne i materialne oraz cechy społeczności

lokalnej sprzyjające rozwojowi. W rezultacie zmiany służą pełniejszemu zaspokajaniu potrzeb mieszkańców i lepszej jakości życia [Bagdziński 1994]. Z kolei R. Brol za rozwój lokalny uznaje zharmonizowane i systematyczne działania społeczności lokalnej, władzy samorządowej oraz pozostałych podmiotów istniejących w gminie zmierzające do tworzenia nowych i poprawy istniejących walorów użytkowych gminy, tworzenia korzystnych warunków dla lokalnej gospodarki oraz zapewnienia ładu przestrzennego i ekologicznego [Chądzyński i in. 2007]. Podsumowując, należy stwierdzić, że głównym celem rozwoju lokalnego jest podejmowanie inicjatyw przez lokalne władze, instytucje, przedsiębiorstwa, dążących do podwyższenia standardu jakości życia mieszkańców danej jednostki terytorialnej.

Koncepcja rozwoju lokalnego zakłada zatem zwiększenie przeciętnego poziomu życia oraz wynikające z ogólnego poziomu dobrobytu dobre warunki egzystencji, w tym higieniczne i żywieniowe, które bezpośrednio wpływają na wzmocnienie odporności organizmów i tym samym przyczyniają się do ograniczenia występowania chorób.

Można zatem stwierdzić, iż zależność między poziomem zdrowia a rozwojem lokalnym jest relacją o charakterze dwustronnym. Z jednej strony zdrowie jest ważnym czynnikiem rozwoju społeczno-gospodarczego, z drugiej zaś rozwój lokalny jako kategoria rozwoju społeczno-gospodarczego wywiera znaczny, dodatni wpływ na poziom zdrowotności społeczeństwa.

Celem niniejszego badania jest analiza zależności pomiędzy stanem zdrowia publicznego, ochroną zdrowia a poziomem rozwoju lokalnego w powiatach województwa łódzkiego. Wnioski płynące z pracy pozwolą wyodrębnić najważniejsze czynniki wpływające na zdrowie publiczne oraz rozwój lokalny na badanym obszarze. Mogą być również pomocne dla władz samorządowych i centralnych w zakresie prowadzenia polityki regionalnej oraz zdrowotnej.

## 2. Metodologia badań

Zarówno zdrowie publiczne, jak i rozwój lokalny są kategoriami trudno mierzalnymi. Stąd też w badaniu zależności pomiędzy nimi wykorzystano metodę modelowania równań strukturalnych, służącą do weryfikacji modeli ze zmiennymi ukrytymi.

Historia tej metody sięga lat 60. XX wieku, kiedy to rozpoczęto pierwsze prace nad modelami SEM (*Structural Equation Modeling*). Wówczas znalazły one zastosowanie głównie w naukach socjologicznych i psychologicznych. Z czasem modelowanie równań strukturalnych zaczęto szeroko wykorzystywać do analizy procesów ekonomicznych, szczególnie do badań marketingowych [Gatnar 2003]. Dopiero od niedawna stosuje się je w badaniach regionalnych, zwłaszcza nad kapitałem ludzkim i zrównoważonym rozwojem.

Modelowanie równań strukturalnych jest metodą stosowaną w celu określenia przyczynowo-skutkowych zależności pomiędzy zespołem wielu zmiennych z uwzględnieniem zmiennych ukrytych, nieobserwowalnych. Zmienne ukryte (la-

tentne) nie są bezpośrednio obserwowalne, lecz są wyprowadzane z teorii i mogą wywierać istotny wpływ na wyodrębnienie się związków przyczynowych oczekiwanych przez badacza. Ich obserwacja dokonywana jest przez inne zmienne – jawne (obserwowalne), które podlegają pomiarowi. Ponadto w modelu strukturalnym rozróżnia się zmienne [Cwalina 2010]:

- egzogeniczne – „o źródłach zewnętrznych”, których zmienność zdeterminowana jest przyczynami leżącymi poza modelem, tzn. takimi, które nie są wyjaśniane przez inne zmienne w modelu. Są one zawsze zmiennymi niezależnymi;
- endogeniczne – „o źródłach wewnętrznych”, których zmienność jest wyjaśniana oddziaływaniem innych zmiennych z modelu – zarówno endogenicznych, jak i egzogenicznych. Są one zawsze zależne od innych zmiennych.

Poza wymienionymi zmiennymi do modelu wprowadza się tzw. zmienne resztowe określane również jako wariancja resztowa. Odzwierciedlają one wpływ zmiennych nieuwzględnionych w modelu na daną zmienną jawną lub ukrytą [Cwalina 2010].

Modelowanie równań strukturalnych jest połączeniem dwóch metod [Gatnar 2003]:

- analizy ścieżkowej (*path analysis*), pozwalającej na graficzną prezentację struktury modelowanego zjawiska;
- konfirmacyjnej analizy czynnikowej (*confirmatory factor analysis*), umożliwiającej weryfikację własności zbudowanych wcześniej modeli czynnikowych ze zmiennymi ukrytymi.

Analiza ścieżkowa jest fundamentalną metodą w modelowaniu strukturalnym. Dzięki tej graficznej procedurze można w prosty sposób przedstawić złożoną strukturę badanego zjawiska, zakładając hipotetyczną strukturę powiązań między zmiennymi.

Metoda ta opiera się na sześciu podstawowych założeniach [Cwalina 2010]:

1. Relacje między zmiennymi wprowadzanymi do modelu są przyczynowe.
2. Relacje między zmiennymi są liniowe lub aproksymowane do liniowości.
3. Relacje między zmiennymi wprowadzanymi do modelu są addytywne, tzn. zmienne nie są skorelowane.
4. Zmienne resztowe nie są skorelowane ze sobą ani ze zmiennymi poprzedzającymi je w modelu (wpływającymi na zmienną, której dotyczą).
5. Skorelowanie zmiennych egzogenicznych traktowane jest jako „dane”, niespodowodowane wspólną przyczyną i pozostaje poza analizą.
6. Zmienne włączone do modelu mierzone są na skali interwałowej.

Konfirmacyjna analiza czynnikowa pozwala natomiast na ocenę dopasowania hipotetycznego modelu czynnikowego do danych empirycznych. Umożliwia również porównywanie różnych konkurencyjnych modeli między sobą i obliczanie wskaźników dopasowania do danych.

W modelu równań strukturalnych SEM można wyodrębnić dwie części. Pierwszą stanowi model strukturalny, który opisuje zależności pomiędzy zmiennymi ukry-

tymi. Drugą część tworzą modele pomiarowe opisujące kształtowanie się wartości zmiennych obserwowalnych.

Istotnym zagadnieniem modelowania liniowych równań strukturalnych jest identyfikacja modelu pomiarowego. Dotyczy ona warunków koniecznych dla rozwiązania matematycznego modelu konfirmacyjnej analizy czynnikowej. Z tego punktu widzenia można mówić o niedoidentyfikacji, identyfikacji, nadidentyfikacji modelu pomiarowego. Niedoidentyfikacja modelu występuje wtedy, gdy liczba parametrów do oszacowania jest większa niż liczba danych wejściowych. Identyfikacja modelu występuje, jeżeli liczba parametrów jest równa liczbie danych wejściowych. Natomiast nadidentyfikacja ma miejsce wówczas, gdy liczba parametrów jest mniejsza od liczby danych wejściowych. W praktyce do identyfikacji modelu stosuje się tzw. reguły identyfikacji modelu. Pierwsza z nich, „reguła trzech mierników”, mówi, że model jest identyfikowalny, jeśli każda zmienna ukryta jest związana co najmniej z trzema zmiennymi pomiarowymi, a zmienne ukryte są niezależne. Według drugiej reguły, „dwóch mierników”, model jest identyfikowalny, gdy każda zmienna ukryta jest związana co najmniej z dwiema zmiennymi obserwowalnymi i jest skorelowana z co najmniej jedną zmienną ukrytą [Sagan 2010].

Ważnym elementem w budowie modelu strukturalnego jest określenie zależności między ukrytymi zmiennymi egzogenicznymi i endogenicznymi. Jeśli dane wejściowe stanowią macierz wariancji-kowariancji, to interpretacji parametrów dokonuje się w jednostkach miar zmiennych wejściowych. Jeżeli natomiast danymi wejściowymi jest macierz korelacji Pearsona, wówczas uzyskane oceny parametrów relacji między zmiennymi ukrytymi i ich zmiennymi wskaźnikowymi ( $\lambda$ ) oraz między zmiennymi ukrytymi ( $\gamma$ ) interpretuje się jako korelacje przyczynowe [Korol 2007].

Po specyfikacji modelu można przystąpić do jego estymacji, czyli szacowania parametrów strukturalnych, ocen istotności parametrów oraz miar pozwalających na sprawdzenie dobroci dopasowania modelu do danych empirycznych. Najbardziej popularnymi pakietami statystycznymi pozwalającymi na dokonanie odpowiednich obliczeń są: *STATISTICA*, *LISREL*, *AMOS* oraz *SPSS*. W programie *Statistica* modelowanie równań strukturalnych umożliwia moduł *SEPATH*. Wykorzystuje on następujące metody estymacji parametrów:

- Metodę Największej Wiarygodności (ML),
- Uogólnioną Metodę Najmniejszych Kwadratów (GLS),
- Metodę GLS-ML (jest to opcja domyślna dla *SEPATH*),
- Metodę Zwykłych Najmniejszych Kwadratów,
- Metodę Asymptotycznie Nieparametrycznej Macierzy Grama.

Następnym krokiem w budowie modelu jest etap weryfikacji, podczas którego dokonuje się analizy sensowności oszacowań parametrów co do ich wartości oraz znaków, jak również oceny dobroci modelu. Miernikami, które pozwalają ocenić istotność parametrów, są: standardowe błędy estymatorów oraz wartości statystyki *T*. Pierwsze z nich mówią o tym, z jakim rozrzutem należy liczyć się przy każdej próbie estymacji. Wartości statystyki *T* umożliwiają ocenę istotności poszczegół-

nych parametrów, wskazując jednocześnie dobroć doboru zmiennych wskaźnikowych do modelu [Korol 2007].

Na etapie weryfikacji dokonuje się również oceny dobroci modelu ze względu na jego dopasowanie do danych rzeczywistych. Najbardziej popularnym wskaźnikiem dopasowania modelu do danych jest wartość statystyki chi-kwadrat ( $\chi^2$ ). Hipoteza zerowa testu  $\chi^2$  mówi, iż reszty standaryzowane macierzy empirycznej i teoretycznej wynoszą 0, co oznacza, że ograniczenia nałożone przez badacza są trafne. Jednakże stosowanie tego testu jest uzasadnione jedynie w przypadku licznych prób. Wrażliwość testu  $\chi^2$  na liczebność próby spowodowała, że w praktyce stosuje się inne, alternatywne wskaźniki dopasowania. Najważniejsze z nich przedstawiono w tab. 1.

**Tabela 1.** Podstawowe wskaźniki dobroci dopasowania modelu SEM

Kryterium dobroci dopasowania	Dobre dopasowanie	Interpretacja
Chi-kwadrat	$p > 0,05$	Istotne wartości $\chi^2$ wskazują, iż macierze teoretyczna i empiryczna różnią się.
$\chi^2/\text{st.sw.}$	wartość $< 5$	Mierzy wielkość macierzy wariancji-kowariancji zmiennych obserwowalnych, która jest przewidywana przez odtworzoną macierz teoretyczną.
GFI	$> 0,95$	Mierzy wielkość macierzy wariancji-kowariancji macierzy S, która jest przewidywana przez odtworzoną macierz $\Sigma$ .
AGFI	$> 0,90$	Wartości GFI dostosowane do liczby stopni swobody względem liczby zmiennych.
RMSEA Steigera-Linda	$< 0,05$	Pierwiastek średniokwadratowego błędu aproksymacji
Kryterium informacyjne Akaikiego	bliskie 0	Porównuje wartości alternatywnych modeli
Unormowany indeks Bantlera-Bonetta	1	Indeks mierzy względny spadek funkcji rozbieżności spowodowany przejściem od modelu zerowego do modelu bardziej złożonego. Nie kompensuje oszczędności modelu.
Nienormowany indeks Bantlera-Bonetta	1	Indeks mierzy względny spadek funkcji rozbieżności spowodowany przejściem od modelu zerowego do modelu bardziej złożonego. Kompensuje oszczędność modelu.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: [Sagan 2010].

### 3. Zakres analizy

Przestrzenny zasięg badania tworzą powiaty województwa łódzkiego. W zbiorze potencjalnych zmiennych diagnostycznych znalazło się 12 zmiennych z zakresu poziomu zdrowia, 14 zmiennych opisujących rozwój lokalny oraz 6 zmiennych

charakteryzujących opiekę zdrowotną. Wszystkie wybrane zmienne mają charakter wskaźników natężenia. Dane wykorzystane w badaniu dotyczą roku 2009 i zostały zaczerpnięte z Informatora Statystycznego Ochrony Zdrowia Województwa Łódzkiego 2009 oraz Urzędu Statystycznego w Łodzi ([www.stat.gov.pl/lodz/40\\_PLK\\_HTML.htm](http://www.stat.gov.pl/lodz/40_PLK_HTML.htm)). Na podstawie analizy zmienności (współczynnik zmienności  $V_{sp} > 10\%$ ) oraz analizy korelacji (współczynnik korelacji liniowej Pearsona  $r < 0,7$ ) do badania zakwalifikowały się zmienne przedstawione w tab. 2.

**Tabela 2.** Zmienne opisujące stan zdrowia, opiekę zdrowotną oraz rozwój lokalny

Nazwa	Opis zmiennej
Stan zdrowia	
Ch_Ser	Liczba chorych i leczonych w wieku 19+ z powodu chorób układu krążenia na 10 tys. ludności
Dz_Ot	Liczba dzieci i młodzieży w wieku 0-18 lat na 10 tys. osób w wieku 0-18 (otyłość)
Dz_Oczy	Liczba dzieci i młodzieży w wieku 0-18 lat na 10 tys. osób w wieku 0-18 (zaburzenia refrakcji i akomodacji oka)
Dz_Kreg	Liczba dzieci i młodzieży w wieku 0-18 lat na 10 tys. osób w wieku 0-18 (zniekształcenia kręgosłupa)
Dz_Wady	Liczba dzieci i młodzieży w wieku 0-18 lat na 10 tys. osób w wieku 0-18 (wady rozwojowe)
Dz_Zab	Liczba dzieci i młodzieży w wieku 0-18 lat na 10 tys. osób w wieku 0-18 (zaburzenia rozwoju)
Ur_Zywe	Współczynnik urodzeń żywych na 1000 ludności
P_Nat	Przyrost naturalny na 1000 ludności
Zg_Niem	Współczynnik zgonów niemowląt na 1000 urodzeń żywych
Zg_Og	Współczynnik zgonów ogółem na 1000 ludności
Rozwój lokalny	
Zat_Og	Liczba pracujących w głównym miejscu pracy na 1000 ludności
Bez_Og	Liczba bezrobotnych zarejestrowanych na 1000 ludności
Bez_Prod	Udział bezrobotnych zarejestrowanych w liczbie ludności w wieku produkcyjnym w %
Pdm_Og	Liczba podmiotów gospodarczych ogółem na 1000 ludności
Pdm_Pryw	Liczba podmiotów gospodarczych prywatnych na 1000 ludności
Wyn_Brutto	Przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto na 1 mieszkańca w zł
Doch_pow	Dochody budżetów powiatów ogółem na 1 mieszkańca w zł
Wyd_OZ	Wydatki budżetów powiatów na ochronę zdrowia na 1 mieszkańca w zł
Opieka zdrowotna	
Lek_Og	Liczba lekarzy ogółem na 10 tys. ludności
Lek_Zatr	Liczba lekarzy zatrudnionych w podstawowej opiece zdrowotnej na 10 tys. ludności
Piel_Zatr	Liczba pielęgniarek zatrudnionych w podstawowej opiece zdrowotnej na 10 tys.
Apt	Liczba aptek na 10 tys. mieszkańców

Źródło: opracowanie własne.

#### 4. Wyniki badań empirycznych

Proponowany model tworzą trzy zmienne ukryte: rozwój lokalny (ROZ), stan zdrowia (ZDR) oraz ochrona zdrowia (OCHR). Każdą z nich opisują zmienne jawne wybrane z listy potencjalnych wskaźników. Specyfikację szacowanego modelu przedstawia tab. 3.

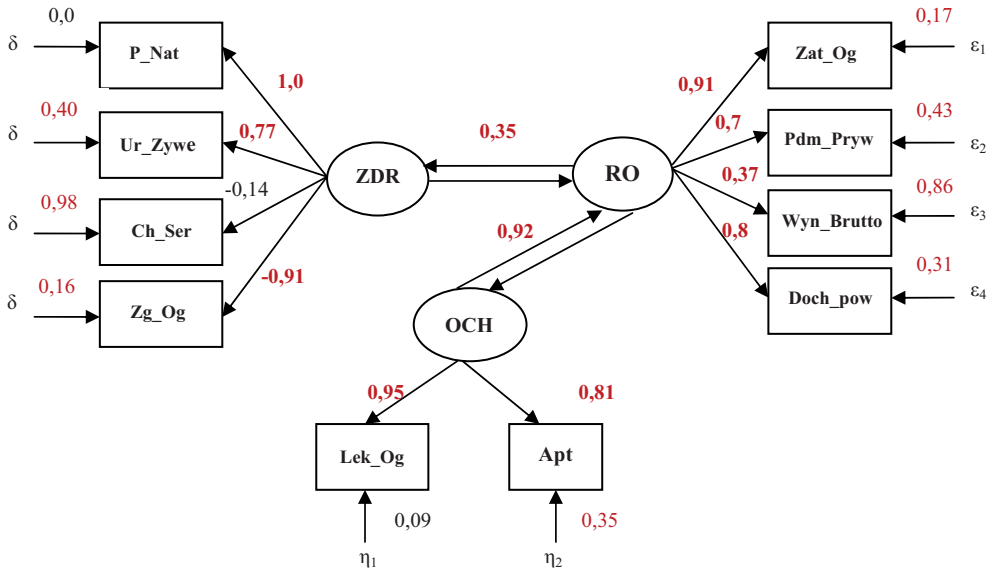
**Tabela 3.** Specyfikacja zmiennych modelu

Symbol	Specyfikacja zmiennej	Opis zmiennej
ZDR	Ukryta zmienna egzogeniczna	Stan zdrowia
Ch_ser	Zmienna pomiarowa ukrytej zmiennej egzogenicznej	Liczba chorych i leczonych w wieku 19 <sup>+</sup> z powodu chorób układu krążenia na 10 tys. ludności
Ur_Zywe	Zmienna pomiarowa ukrytej zmiennej egzogenicznej	Współczynnik urodzeń żywych na 1000 ludności
P_Nat	Zmienna pomiarowa ukrytej zmiennej egzogenicznej	Przyrost naturalny na 1000 ludności
Zg_Og	Zmienna pomiarowa ukrytej zmiennej egzogenicznej	Współczynnik zgonów ogółem na 1000 ludności
OCHR	Ukryta zmienna egzogeniczna	Opieka zdrowotna
Lek_Og	Zmienna pomiarowa ukrytej zmiennej egzogenicznej	Liczba lekarzy ogółem na 10 tys. ludności
Apt	Zmienna pomiarowa ukrytej zmiennej egzogenicznej	Liczba aptek na 10 tys. mieszkańców
ROZ	Ukryta zmienna endogeniczna	Rozwój lokalny
Zat_og	Zmienna pomiarowa ukrytej zmiennej endogenicznej	Liczba pracujących w głównym miejscu pracy na 1000 ludności
Pdm_pryw	Zmienna pomiarowa ukrytej zmiennej endogenicznej	Liczba podmiotów gospodarczych prywatnych na 1000 ludności
Wyn_brutto	Zmienna pomiarowa ukrytej zmiennej endogenicznej	Przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto w zł
Doch_pow	Zmienna pomiarowa ukrytej zmiennej endogenicznej	Dochody budżetów powiatów ogółem na 1 mieszkańca w zł

Źródło: opracowanie własne.

Model pomiarowy ukrytej zmiennej rozwój lokalny tworzą cztery zmienne wskaźnikowe: liczba pracujących w głównym miejscu pracy na 1000 ludności, liczba podmiotów gospodarczych prywatnych na 1000 ludności, przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto w zł, dochody budżetów powiatów ogółem na 1 mieszkańca w zł. Ukrytą zmienną stan zdrowia opisują natomiast: liczba chorych i leczonych w wieku 19<sup>+</sup> z powodu chorób układu krążenia na 10 tys. ludności, współczynnik urodzeń żywych na 1000 ludności, przyrost naturalny na 1000 ludności, współczynnik zgonów

ogółem na 1000 ludności. Z kolei opiekę zdrowotną charakteryzują: liczba lekarzy ogółem na 10 tys. ludności oraz liczba aptek na 10 tys. mieszkańców.



\* Na czerwono zaznaczono istotne oceny parametrów.

Rys. 1. Diagram ścieżkowy oszacowanego modelu strukturalnego

Źródło: opracowanie własne.

Model estymowano metodą największej wiarygodności (*Maximum Likelihood*) w programie *Statistica* (moduł SEPATH). Własności estymatorów ML (przy pewnych ogólnych warunkach) są: zgodne, asymptotycznie nieobciążone, asymptotycznie efektywne. Rezultaty estymacji w postaci oszacowanych współczynników korelacji przedstawia rys. 1.

Na podstawie uzyskanych ocen parametrów należy stwierdzić, iż występuje silna dodatnia korelacja pomiędzy ukrytą zmienną egzogeniczną ochrona zdrowia (OCHR) a ukrytą zmienną endogeniczną rozwój lokalny (ROZ). Natomiast zależność pomiędzy stanem zdrowia (ZDR) a rozwojem lokalnym jest znacznie słabsza, o czym świadczy współczynnik korelacji wynoszący 0,35.

Analizując zależności pomiędzy zmienną ukrytą rozwój lokalny a jej zmiennymi pomiarowymi, należy stwierdzić, iż liczba zatrudnionych ogółem, liczba podmiotów gospodarczych oraz dochody powiatów w znacznym stopniu determinują rozwój lokalny. Świadczą o tym dość wysokie wartości współczynników korelacji równe odpowiednio 0,91; 0,75; 0,83. Mniejszy wpływ na omawianą zmienną ukrytą wykazują wynagrodzenia brutto, z wartością współczynnika korelacji 0,37. Natomiast wartości zmiennych resztkowych (w ujęciu procentowym), wyrażające wpływ in-



nych czynników oraz popełnionych błędów pomiaru, wynoszą 17% dla liczby zatrudnionych, 43% dla podmiotów gospodarczych, 86% dla wynagrodzeń oraz 31% dla dochodów powiatów.

Dość silne powiązania występują również pomiędzy pozostałymi dwiema zmiennymi nieobserwowalnymi i ich wskaźnikami. Szczególnie silna zależność występuje pomiędzy opieką zdrowotną a liczbą lekarzy i liczbą aptek. Korelacje są bliskie jedności i wynoszą odpowiednio 0,95 i 0,81. Niewyjaśnione wariancje dla tych zmiennych wynoszą natomiast 9,3 oraz 35%. Na stan zdrowia województwa łódzkiego wpływają znacznie przyrost naturalny, współczynnik urodzeń żywych oraz współczynnik zgonów, przy czym ostatnia relacja jest zależnością ujemną.

W analizie wyników modelowania, oprócz stopnia skorelowania zmiennych, ważną rolę przypisuje się istotności parametrów strukturalnych. Analizy istotności oszacowanych parametrów dokonano na podstawie wartości statystyki  $T$ . Na tej podstawie należy stwierdzić, że spośród oszacowanych parametrów jedynie współczynnik korelacji pomiędzy stanem zdrowia oraz liczbą osób cierpiących z powodu chorób układu krążenia jest nieistotny statystycznie, a jego wartość wynosi  $-0,14$ . Ponadto wszystkie uzyskane oceny parametrów są merytorycznie poprawne. Wskazują na to odpowiednie znaki stojące przy współczynnikach korelacji, które przesądzają o kierunku relacji pomiędzy zmiennymi.

Ocena istotności parametrów dotyczy również wariancji błędów pomiaru. W modelu pomiarowym zmiennej stan zdrowia nieistotny jest jedynie poziom niewyjaśnionej wariancji liczby osób cierpiących na choroby układu krążenia. W modelu pomiarowym ukrytej zmiennej opieka zdrowotna nieistotny wpływ ma wariancja błędów dotycząca zmiennej liczba lekarzy ogółem.

Na kolejnym etapie weryfikacji poddano analizie jakość oszacowanego modelu za pomocą testu chi-kwadrat oraz innych wskaźników dopasowania. Wybrane miary dobroci przedstawia tab. 4.

Najczęściej stosowanym wskaźnikiem dobroci dopasowania modelu do danych jest wartość statystyki chi-kwadrat ( $\chi^2$ ). Wartość statystyki  $\chi^2$  wynosi 303,41 i jest istotna na poziomie 0,00, należy zatem odrzucić hipotezę zerową. Wobec tego można uznać, iż różnice pomiędzy macierzą teoretyczną i empiryczną są znaczne, czyli model jest słabo dopasowany do danych empirycznych.

Pozostałe miary dopasowania modelu do danych również wskazują na umiarkowane dopasowanie. Mówią o tym wartości indeksów GFI Joreskoga oraz Bantlera-Bonetta (wynoszące odpowiednio 0,607 i 0,336). Bowiem oczekiwane wartości tych wskaźników powinny być bliskie jedności. Dostyc niski stopień wyjaśnienia zmiennych modelu może być spowodowany stosunkowo niewielką liczbą stopni swobody jak dla modeli SEM (dane dla 24 obserwacji).

Na podstawie uzyskanych wyników modelowania strukturalnego można powiedzieć, iż zaproponowany model nie jest najlepszy pod względem dobroci dopasowania. Jednak istotne statystycznie i merytorycznie wartości parametrów odzwier-

**Tabela 4.** Uzyskane miary dobroci dopasowania modelu do danych

Wyszczególnienie	Wartości
GFI Joreskoga	0,607
AGFI Joreskoga	0,345
Kryt. informacyjne Akaikego	15,105
Kryt. bayesowskie Schwarza	16,232
In. atestacji krzy. Browne'a-Cudecka	16,859
Model niezal. chi-kwadrat	456,990
Model niezal. ss	45,000
Unorm. indeks Bentlera-Bonetta	0,336
Nieunorm. indeks Bentlera-Bonetta	0,104
ML chi-kwadrat	303,416
Stopnie swobody	33,000
Poziom p	0,000
Reszta standaryzowana RMS	0,214

Źródło: opracowanie własne (obliczenia wykonane w programie *Statisica*).

ciędlą pewne prawidłowości w kształtowaniu się relacji pomiędzy stanem zdrowia publicznego, opieką zdrowotną a rozwojem lokalnym w powiatach województwa łódzkiego.

## 5. Podsumowanie

Na podstawie przeprowadzonego badania można stwierdzić, że stan zdrowia publicznego oraz ochrona zdrowia są determinantami rozwoju lokalnego. Z drugiej strony wzrost poziomu rozwoju na szczeblu powiatów powoduje również wzrost poziomu zdrowia oraz opieki zdrowotnej. W powiatach województwa łódzkiego na stan zdrowia publicznego najbardziej wpływają takie czynniki, jak: współczynnik urodzeń żywych na 1000 ludności, przyrost naturalny na 1000 ludności, współczynnik zgonów ogółem na 1000 ludności. Przyczyniają się one pośrednio do wzrostu poziomu rozwoju lokalnego, rozumianego jako wzrost liczby pracujących w głównym miejscu pracy na 1000 ludności, liczby podmiotów gospodarczych prywatnych na 1000 ludności, przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia brutto oraz dochodów budżetów powiatów ogółem na 1 mieszkańca. Ponadto rozwój lokalny w analizowanych powiatach silnie powiązany jest z liczbą lekarzy oraz liczbą aptek w przeliczeniu na 1000 mieszkańców. Dwukierunkowa zależność pomiędzy analizowanymi aspektami ochrony zdrowia i rozwoju lokalnego świadczy również o tym, że wymienione czynniki rozwoju lokalnego determinują poprawę stanu zdrowia oraz opieki zdrowotnej.

## Literatura

- Bagdziński S.L., *Lokalna polityka gospodarcza w okresie transformacji systemowej*, Wydawnictwo UMK w Toruniu, Toruń 1994.
- Chądzyński J., Nowakowska A., Przygodzki Z., *Region i jego rozwój w warunkach globalizacji*, CeDeWu, Łódź 2007.
- Cwalina W., *Zastosowanie modelowania równań strukturalnych w naukach społecznych*, StatSoft Polska, www.statsoft.pl, stan z dnia 6.04.2010.
- Gatnar E., *Statystyczne modele struktury przyczynowej zjawisk ekonomicznych*, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej im. Karola Adamieckiego w Katowicach, Katowice 2003.
- Korol J., *Wskaźniki zrównoważonego rozwoju w modelowaniu procesów regionalnych*, Wydawnictwo Adam Marszałek, Toruń 2007.
- Sagan A., *Model pomiarowy satysfakcji i lojalności*, StatSoft Polska, www.statsoft.pl, stan z dnia 06.04.2010.

### THE APPLICATION OF STRUCTURAL EQUATION MODELING IN THE ANALYSIS OF RELATIONSHIP BETWEEN HEALTH CARE AND LOCAL DEVELOPMENT IN ŁÓDZKIE VOIVODESHIP

**Summary:** The article presents the analysis of the relationship between health care and socio-economic development of districts in łódzkie voivodeship. Due to the fact that health care, public health and socio-economic development are complex categories which are difficult to measure, the research was carried out using Structural Equation Modeling (SEM). This is a statistical method used for verification of models with latent variables. The findings of the analysis allow to determine the most important factors that influence health care and local development of studied districts as well as the strength and direction of the relationship between these factors,

**Keywords:** Structural Equation Modeling, local development, health care.