

Wojciech Sroka

Uniwersytet Rolniczy im. Hugona Kollątaja w Krakowie

## WYKORZYSTANIE MODELU RÓWNAŃ STRUKTURALNYCH DO OCENY CZYNNIKÓW ROZWOJU PRZODUJĄCYCH GOSPODARSTW KARPACKICH

*USING THE STRUCTURAL EQUATION MODEL FOR THE EVALUATION  
OF DEVELOPMENT FACTORS CONCERNING THE LEADING  
AGRICULTURAL BUSINESSES IN THE CARPATHIANS*

**Słowa kluczowe:** czynniki rozwoju, gospodarstwa górskie, model równań strukturalnych

*Keywords:* factors for development, farms in mountain areas, structural equation model

**Synopsis.** W artykule analizowano i oceniono czynniki rozwoju przodujących gospodarstw rolniczych makroregionu Karpat Polskich. Uwzględniono zestaw zmiennych objaśniających, reprezentujących czynniki hipotetycznie mające największy wpływ na rozwój gospodarstw: pracę, ziemię, technologię produkcji, powiązanie z rynkiem, transfery budżetowe, kapitał ludzki, chłonność na postęp oraz możliwości akumulacyjne gospodarstw. Zastosowane narzędzie badawcze stanowił model równań strukturalnych.

### Wstęp

Regionalne dysproporcje w rozwoju rolnictwa istnieją praktycznie w każdym kraju i są efektem oddziaływania wielu czynników, głównie: historyczno-cywilizacyjnych uwarunkowań rozwoju oraz jakości rolniczej przestrzeni produkcyjnej [Wyzińska-Ludian 1996]. Dotyczy to również rolnictwa regionu Karpat Polskich, gdyż obszar ten wskutek różnorodnych zaszczości historycznych odznacza się dużym zróżnicowaniem, zarówno warunków przyrodniczych, jak i szeroko pojętej struktury agrarnej [Musiał 2008]. Uzależnienie od czynników środowiska przyrodniczego jest znacznie większe niż na terenach nizinnych, a wyniki gospodarowania, szczególnie w sytuacji niedostosowania do warunków środowiskowych struktury produkcji są dużo niższe. W efekcie niekorzystne warunki przyrodniczo-ekonomiczne ograniczają możliwości rozwoju gospodarstw.

Jednak i na tym obszarze wyodrębniła się grupa gospodarstw osiągająca zdecydowanie lepsze, niż przeciętne wyniki produkcyjno-ekonomiczne. Podmioty te, określane mianem przodujących, decydują obecnie o potencjale produkcyjnym rolnictwa Karpat Polskich, jak również przyczyniają się do utrzymania i kształtowania cennego krajobrazu kulturowego. Wskazywana przez wielu autorów bezalternatywność rozwoju gospodarstw rolniczych [Bätzing 2002, Musiał 2008] stwarza konieczność wypracowania rozwiązań prawno-organizacyjnych umożliwiających ich ekspansję i sukces ekonomiczny.

Za główny cel opracowania przyjęto próbę identyfikacji oraz oceny kluczowych czynników rozwoju przodujących gospodarstw rodzinnych Karpat Polskich.

### Material i metodyka badań

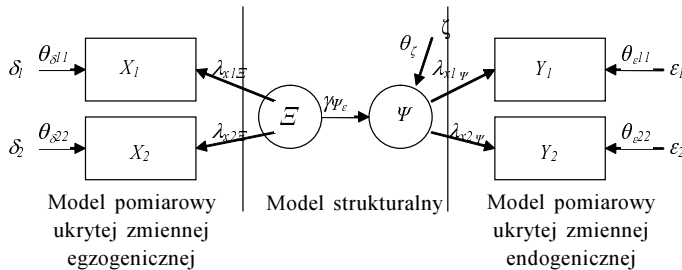
Podstawą analizy są dane źródłowe zebrane za pomocą kwestionariusza wywiadu standaryzowanego. Badaniem objęto gospodarstwa rodzinne, prowadzące produkcję w 7 subregionach geograficzno-gospodarczych Karpat Polskich, tj. Bieszczadach, Beskidzie Niskim, Beskidzie Sądeckim, na Podhalu, Beskidzie Makowskim, Beskidzie Małym oraz w Beskidzie Żywieckim. Podmioty do badań zostały dobrane według założeń przyjętych w metodyce projektu badawczego pt. „Produkcyjno-ekonomiczne uwarunkowania i mechanizmy rozwoju przodujących gospodarstw rodzinnych Karpat Polskich”<sup>1</sup>. Celowego doboru gospodarstw dokonali samodzielnie pracownicy powiatowych zespołów doradztwa

<sup>1</sup> Projekt był realizowany przez autora artykułu w ramach grantu promotorskiego.

rolniczego, zlokalizowanych na terenie objętym badaniem. Gospodarstwa dobrano na podstawie wcześniej sformułowanych kryteriów, które miały za zadanie wyselekcjonować podmioty produkujące, tj. najlepsze w danym subregionie, osiągające dochody pozwalające na godziwe opłacenie pracy rolnika oraz jego rodziny, a także dodatnią akumulację kapitału<sup>2</sup>. Po zebraniu danych dokonano weryfikacji pod kątem poprawności merytorycznej, kompletności, a także zgodności z kryteriami ich doboru. Podmioty niespełniające wymogów gospodarstw produkujących zostały wykluczone, a w konsekwencji do badań zakwalifikowani 169 gospodarstw.

W opracowaniu do analizy siły wpływu poszczególnych zmiennych na rozwój gospodarstw wykorzystano metodę równań strukturalnych. Jej zastosowanie pozwala na zweryfikowanie wysuniętych na bazie rozważań teoretycznych hipotez o zależnościach między poszczególnymi zmiennymi, dotyczących zarówno ich występowania, jak i ich siły oraz kierunku [Korol 2005]. Modele równań strukturalnych są zasadniczo podobne do modeli regresji wielowymiarowej, a ich cechą szczególną jest możliwość bezpośredniego uwzględniania błędów pomiaru oraz badania czynników ukrytych [Sroka 2010]. Metoda była szeroko wykorzystywana w medycynie i naukach społecznych, a mniej popularna w ekonomii, mimo że może mieć ekonomiczne zastosowanie [Osińska 2008].

Fundamentalne narzędzie wykorzystywane podczas modelowania strukturalnego stanowi diagram ścieżkowy, przedstawiający w sposób graficzny związki przyczynowe pomiędzy poszczególnymi zmiennymi (rys. 1).



**Rysunek 1. Diagram przykładowego modelu równań strukturalnych**  
Źródło: Korol 2005.

Model ten tworzony jest na podstawie wiedzy teoretycznej (np. dotyczącej przyczynowości zdarzeń) lub wcześniejszych badań i do jego identyfikacji wykorzystywana jest konfirmacyjna analiza czynnikowa. Występujące w modelu zmienne reszkowe dla jawnych zmiennych egzogenicznych ( $\zeta_1, \zeta_2$ ) oraz endogenicznych ( $\varepsilon_1, \varepsilon_2$ ) reprezentują wpływ popełnionych błędów pomiarowych oraz innych nieuwzględnionych czynników.

Odwzorowanie zależności między tak przedstawioną egzogeniczną ( $\Xi$ ) a endogeniczną zmienną ukrytą ( $\Psi$ ), będące zasadniczym elementem modelowania strukturalnego dokonywane jest przy użyciu modelu strukturalnego [Korol 2005]. Z punktu widzenia celu modelowania, to właśnie model strukturalny dostarcza najważniejszych informacji.

W procesie analizy jawne zmienne egzogeniczne oraz endogeniczne poddano procedurze standaryzacji, gdyż część indikatorów jakościowych przedstawiono na skali porządkowej. Dla standaryzowanych wartości zmiennych wskaźnikowych układ równań modelu strukturalnego przybiera następującą postać:

$$\begin{aligned} \psi_k &= \gamma_{\Psi\Xi}\xi_k + \theta_{\zeta}\zeta_k && \text{– model strukturalny} \\ \left. \begin{aligned} u_{kX_1} &= \lambda_{x1\Xi}\xi_k + \theta_{\delta11}\delta_{k1} \\ u_{kX_2} &= \lambda_{x2\Xi}\xi_k + \theta_{\delta11}\delta_{k2} \end{aligned} \right\} && \text{– model pomiarowy ukrytej zmiennej egzogenicznej} \\ \left. \begin{aligned} u_{kY_1} &= \lambda_{x1\Psi}\xi_k + \theta_{\varepsilon11}\varepsilon_{k1} \\ u_{kY_2} &= \lambda_{x2\Psi}\xi_k + \theta_{\varepsilon11}\varepsilon_{k2} \end{aligned} \right\} && \text{– model pomiarowy ukrytej zmiennej endogenicznej} \end{aligned}$$

<sup>2</sup> Gospodarstwa produkujące dobrano metodą ekspercką, tj. doradcy dobrali podmioty, które ich zdaniem można uznać za produkujące. Gospodarstwa te następnie zweryfikowano przez zastosowanie obiektywnych kryteriów doboru.

Parametr  $k$  określa numer obserwacji, a zmienne ukryte traktowane są jako zmienne posiadające „ukrytą” wartość cechy. Estymacja parametrów określających siły i kierunki poszczególnych związków dokonywana jest w modelu równań strukturalnych na podstawie informacji empirycznych. Najczęściej informacje zapisywane są w postaci macierzy korelacji. Istota estymacji parametrów polega na znalezieniu takich wartości parametrów, dla których wyznaczone korelacje teoretyczne przyjmują możliwie najbliższe wartości korelacji empirycznych. W praktyce estymacja odbywa się w drodze rozwiązania układu równań jedną z metod iteracyjnych. W opracowaniu wykorzystano z metody uogólnienia najmniejszych kwadratów, a następnie metody największej wiarygodności.

Następnym etapem budowy modelu jest jego weryfikacja, podczas której dokonuje się analizy sensowności oszacowanych parametrów, a następnie weryfikacji dobroci modelu. Należy wspomnieć o roli stopni swobody w identyfikacji modeli strukturalnych. Stopnie swobody są definiowane jako liczba unikalnych korelacji lub kowariancji w macierzy wyjściowej danych minus liczba szacowanych współczynników [Aaker, Bagozzi 1979]. Badacz najczęściej dąży do maksymalizacji stopni swobody przy jednoczesnym dobrym dopasowaniu modelu do danych. Każdy kolejny oszacowany parametr „zużywa” stopnie swobody, a ich liczba nie może być niższa niż zero [Sagan 2000]. Najczęściej spotykanym wskaźnikiem dopasowania modelu do danych rzeczywistych jest wartość statystyki  $\chi^2$ . Test ten dotyczy hipotezy zerowej, głoszącej że reszty standaryzowane macierzy empirycznej i teoretycznej wynoszą 0, tzn. że ograniczenia nałożone przez badacza wynikające z przyjętego modelu są trafne [Sagan 2003]. Oceniając dobroć modelu można posłużyć się również indeksem pierwiastka średniokwadratowego błędu aproksymacji RMSEA (wartości mniejsze niż 0,05 informują o dobrym dopasowaniu). Oprócz tych wskaźników na uwagę zasługują indeks GFI Joerskoga, indeks dobroci dopasowania AGFI Joerskoga oraz unormowany indeks Bentlera-Bonetta, określające stopień, dopasowania empirycznej i teoretycznej macierzy korelacji. Przyjmuje się, iż dany model jest dobrze dopasowany, gdy wskazane indeksy przyjmują wartość powyżej 0,9. Bardzo ważną grupą wskaźników są wskaźniki porównawcze, które określają stopień w jakim dany model jest lepszy niż tzw. model zerowy, w którym zakładamy brak zmiennych ukrytych i występowanie relacji wyłącznie między zmiennymi obserwowalnymi. Wskaźniki te uwzględniają stopnie swobody wymagane do osiągnięcia odpowiedniego dopasowania modelu do danych. Przykładem takiego wskaźnika jest kryterium informacyjne Akaike, które informuje, który z alternatywnych modeli jest najlepiej dopasowany. Wartość tego wskaźnika powinna być bliska 0 [Sagan 2003].

W analizie do estymacji poszczególnych parametrów oraz oceny stopnia dopasowania modelu zastosowano pakiet – modelowanie równań strukturalnych (SEPATH) zawarty w programie Statistica 8.0.

## Wyniki badań

Zasadniczą i najtrudniejszą częścią modelowania strukturalnego jest budowa modelu teoretycznego. Jest to szczególnie ważne, gdyż przyjęcie nieprawdziwych lub nieadekwatnych założeń spowoduje, iż badacz wyciągnie pochopne lub błędne wnioski. Model teoretyczny powstaje w oparciu o wiedzę badacza lub/i wyniki innych badań. Przyjęte w opracowaniu podejście zasobowe zakłada, że możliwości rozwoju gospodarstw tkwią w nim samym. Według tej koncepcji, o rozwoju będzie decydować potencjał ekonomiczny gospodarstw w postaci odpowiednio dobranych zasobów, ich konfiguracji, a także zdolności do ich wykorzystania. Przeprowadzona analiza dotyczy, zarówno zasobów materialnych, tj. powierzchni gospodarstwa, zasobów pracy, stosowanych technologii, jak również niematerialnych, na które składają się, m.in.: motywacja do rozwoju, wiara w sukces i indywidualne predyspozycje. Do budowy modeli czynników rozwoju wykorzystano badania prowadzone na Uniwersytecie Marcina Lutra w Halle-Wittenberg oraz w Instytucie Rozwoju Rolnictwa w Europie Wschodniej i Środkowej (IAMO) [Dautzenberg 2005, Petersen 2003]. Kwantyfikacji kategorii rozwój gospodarstw dokonano na podstawie opracowań Franc-Dąbrowskiej [2006] oraz Wosia [2002].

Po wstępnej weryfikacji zmiennych surowych (jawnych zmiennych egzogenicznych), tj. wykluczeniu z analiz zmiennych bardzo nisko skorelowanych z którąkolwiek z pozostałych, przystąpiono do procesu estymacji modelu. Na podbudowie teoretycznej testowano układ wyodrębnionych zmiennych wskaźnikowych dla różnej liczby zmiennych ukrytych. W konsekwencji wyspecyfikowano dwa modele, które w najlepszy możliwy sposób odzwierciedlały badaną rzeczywistość. Model I bazuje na siedmiu ukrytych zmiennych egzogenicznych opisujących czynniki rozwoju oraz jednej ukrytej zmiennej endogenicznej, tj. rozwoju gospodarstw (rys. 2).

Zaletą modelu równań strukturalnych jest możliwość identyfikacji zmiennych ukrytych za pomocą kilku zmiennych wskaźnikowych (w klasycznych modelach regresyjnych można wyodrębnić

tylko jedną zmienną). Stąd endogeniczna zmienna ukryta „rozwój gospodarstwa”, obrazowana była za pomocą trzech zmiennych wskaźnikowych: dochód z gospodarstwa rolniczego, dochód z gospodarstwa rolniczego w przeliczeniu na 1 osobę pełnozatrudnioną (FWU) oraz wartość produkcyjnych środków trwałych netto, co pozwoliło na przedstawienie w sposób pełniejszy trudno mierzalnej kategorii „rozwój gospodarstw”.

W modelu I występowały relatywnie silne oraz statystycznie istotne związki między ukrytymi zmiennymi egzogenicznymi, a ich zmiennymi wskaźnikowymi. W przypadku zmiennej „zasoby pracy”, największe znaczenie dla jej opisu miały zasoby pracy wyrażone w FWU/100 ha UR (1,00), niższe natomiast zasoby przeliczone na gospodarstwo (FWU/gosp.) (0,39). Wartość współczynnika ścieżkowego równa 1,0 jest stałą przyjętą przez model i oznacza, że dana zmienna była w 100% wyjaśniana przez zmienną „zasoby pracy”. W konsekwencji, wartość ładunku czynnikowego drugiej ze zmiennych, była równa współczynnikowi korelacji z tą pierwszą. Przyjęcie wartości stałej dla którejkolwiek zmiennej nie obniża jednak wartości modelu.

Analizując zależności między zmienną „zasoby ziemi” a jej zmiennymi wskaźnikowymi, zauważono, iż największe znaczenie należało przypisać powierzchni użytków rolnych (1,00). Nieco mniejsze znaczenie w badanych gospodarstwach miała natomiast powierzchnia gruntów leśnych (0,65). W przypadku pozostałych zmiennych ukrytych („chłonność na postęp”, „transfery budżetowe”, „powiązanie z rynkiem”, „intensywność organizacji”, „akumulacja”) należy stwierdzić, iż były one mocno skorelowane z ich wskaźnikami pomiarowymi. Interpretacja tych zależności jest identyczna jak w przypadku omówionych już zasobów pracy i ziemi, stąd zrezygnowano ze szczegółowego ich opisu.

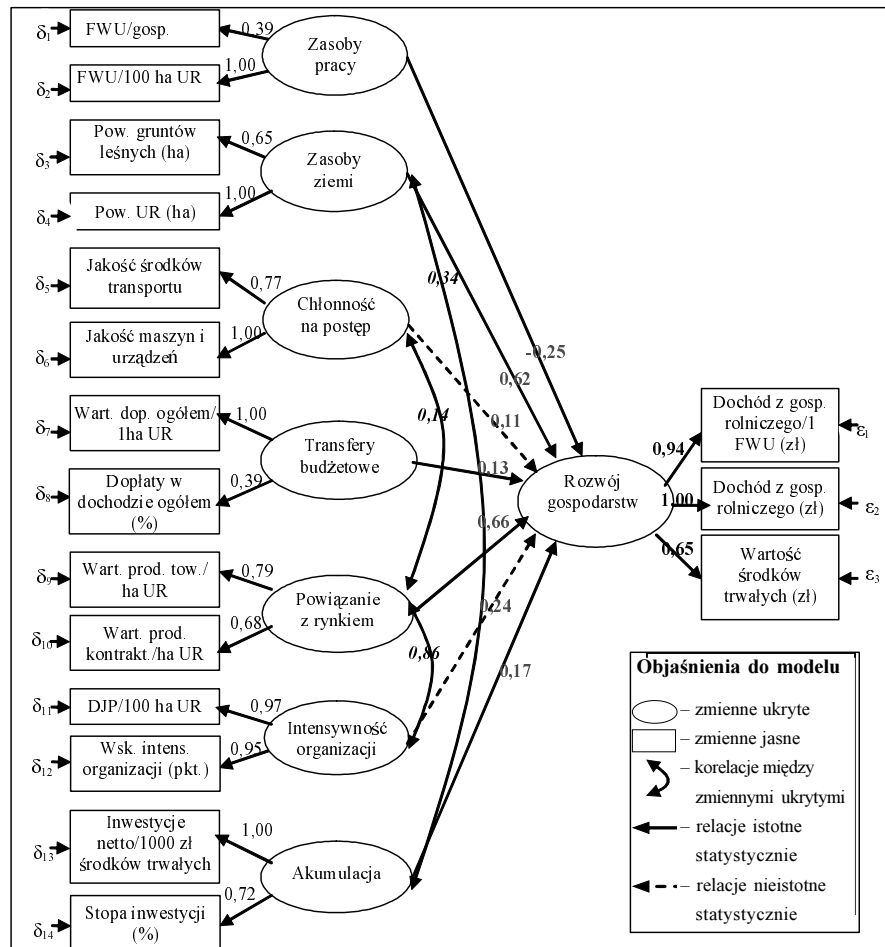
Analiza wykazała, iż model pomiarowy zmiennej endogenicznej, tj. kategorii „rozwój gospodarstw” był również dość dobrze definiowany przez zmienne wskaźnikowe, co świadczy o dobrym stopniu wyjaśniania ich zmienności. Największe znaczenie dla jej opisu miał dochód z gospodarstwa rolniczego (1,00), nieco mniejsze dochód z gospodarstwa rolniczego w przeliczeniu na 1 osobę pełnozatrudnioną (0,94), najmniejsze zaś - wartość środków trwałych (0,65).

W modelu I zauważono również istotne statystycznie korelacje między ukrytymi zmiennymi egzogenicznymi<sup>3</sup>. Najsilniej skorelowanymi były zmienne „intensywność organizacji” oraz „powiązanie z rynkiem” (0,86), nieco słabiej „zasoby ziemi” oraz „akumulacja” (0,34), a najsłabiej zmienne „powiązanie z rynkiem” oraz „chłonność na postęp” (0,14). Interpretując poszczególne zależności, należy stwierdzić, że w gospodarstwach stosujących bardziej intensywną organizację produkcji, wzrastało powiązanie z rynkiem. Podobnie, stosowanie nowoczesnych maszyn i urządzeń powodowało wzrost produkcji na rynek. Oprócz tego zauważono, że w badanych gospodarstwach, wzrostowi zasobów ziemi towarzyszył wzrost akumulacji gospodarstw.

Analizując główny problem modelowania, tj. wpływ ukrytych zmiennych egzogenicznych (czynników rozwoju) na zmienną endogeniczną („rozwój gospodarstw”), należy stwierdzić, iż w sposób istotny na rozwój gospodarstw oddziaływały „zasoby pracy” (-0,25), „zasoby ziemi” (0,62), „powiązanie z rynkiem” (0,66), „transfery budżetowe” (0,13) oraz „akumulacja” (0,17). Determinantą rozwoju, która miała największe znaczenie okazało się „powiązanie gospodarstw z rynkiem” (wzrost tej zmiennej o 1 odchylenie standardowe powoduje wzrost zmiennej „rozwój gospodarstw” o 0,66 jej odchylenia standardowego), nieco mniejsze znaczenie dla rozwoju miały „zasoby ziemi”, „zasoby pracy”, „akumulacja” oraz „transfery budżetowe”. Ujemna wartość zmiennej „zasoby pracy” informuje, że zmniejszanie zasobów pracy będzie przyczyniać się do rozwoju gospodarstw. Pozostałe zmienne, tj. „chłonność na postęp” (0,11) oraz „intensywność organizacji” (0,24) okazały się nieistotnymi statystycznie. Wprawdzie zmienne te kreują produkcję gospodarstwa, przyczyniając się do rozwoju, jednak ich wpływ był znacznie mniejszy, niż pozostałych czynników rozwoju.

Istota modeli równań strukturalnych polega na budowie kilku modeli a następnie wyborze, tego, który w najlepszy sposób obrazuje badaną rzeczywistość. Przemawia to za budową modeli o różnej liczbie i konfiguracji zmiennych, a badacz powinien dążyć do budowy modeli możliwie najprostszych i najlepiej dopasowanych. Stąd w dalszej części pracy zdecydowano się na wyeliminowanie najmniej istotnych zmiennych egzogenicznych. Z uwagi, iż wyniki estymacji kilku różnych modeli z pominięciem zmiennych: „intensywność organizacji” oraz „chłonność na postęp”, nie przyniosły znacznej poprawy dopasowania modeli, z analizy wykluczono kolejną zmienną, tj. „transfery budżetowe” Zmienna ta wykazywała najslabszy bezpośredni wpływ na rozwój gospodarstw (0,13).

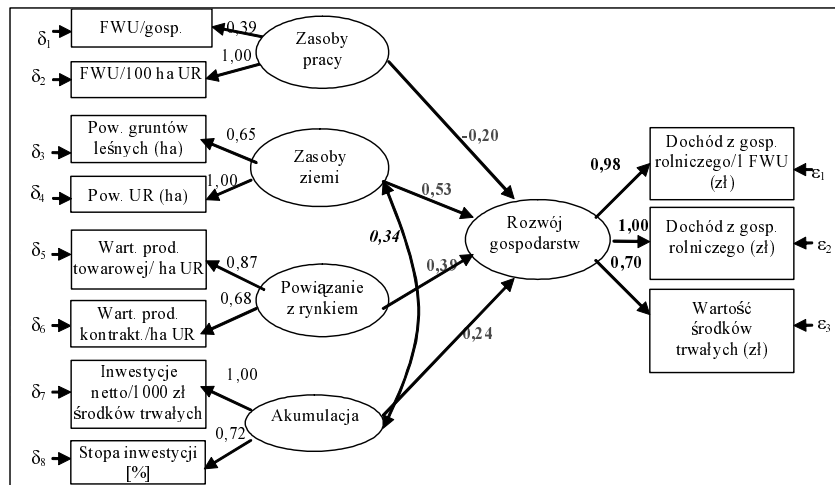
<sup>3</sup> W modelu równań strukturalnych poszczególne zmienne egzogeniczne mogą być ze sobą skorelowane. Konieczne jest jednak wykrycie tych zależności i wprowadzenie do modelu [Sagan 2003]



Rysunek 2. Oszacowany model I czynników rozwoju gospodarstw produkujących  
 Źródło: Sroka 2010.

Model II bazował na czterech ukrytych zmiennych egzogenicznych oraz podobnie jak pierwszy, jednej ukrytej zmiennej endogenicznej (rys. 3). W odróżnieniu od poprzedniego modelu, wszystkie relacje były istotne statystycznie. Oceniając wpływ poszczególnych zmiennych wskaźnikowych na zmienne ukryte (czynniki rozwoju) należy stwierdzić relatywnie silne dodatnie związki. Wyniki wskazują jednak, że poszczególne zmienne ukryte, były wyjaśniane w różnym stopniu. Relatywnie najsłabiej wyjaśnianą okazała się zmienna „zasoby pracy”, gdyż kwadrat współczynnika korelacji jednej zmiennej wskaźnikowej, tj. FWU/gospodarstwo wynosił 15,2%. Pozostałe egzogeniczne zmienne ukryte, były silniej skorelowane, a tym samym niewyjaśniane wariacje tych czynników były niższe. Oceniając model endogenicznej zmiennej ukrytej należy zauważyć, że podobnie jak w modelu I, zmienna „rozwój gospodarstw” była silnie dodatnio skorelowana z jej wskaźnikami, co sugeruje dobry dobór zmiennych pomiarowych. W modelu tym występowała również umiarkowanie silna korelacja między „zasobami ziemi”, a „akumulacją gospodarstw”.

Najważniejsze informacje z punktu widzenia celu opracowania, dotyczą jednak wpływu ukrytych zmiennych egzogenicznych, tj. czynników rozwoju na zmienną endogeniczną „rozwój gospodarstwa”. Na podstawie analizy należy stwierdzić, iż w największym stopniu na rozwój gospodarstw wpływały „zasoby ziemi” (0,53), następnie „powiązanie gospodarstw z rynkiem” (0,39), „akumulacja” (0,24) i w najmniejszym stopniu „zasoby pracy” (-0,20). W porównaniu z poprzednim modelem, na znaczeniu dla opisywanego zjawiska, utraciła zmienna „powiązanie z rynkiem”. Mogło to być spowodowane wykluczeniem skorelowanych z nią zmiennych: „intensywność organizacji produkcji” oraz „chłonność na postęp”. Wykluczenie mniej istotnych zmiennych spowodowało również, iż „akumulacja gospodarstw”



**Rysunek 3. Oszacowany model II czynników rozwoju gospodarstw produkujących**  
Źródło: Sroka 2010.

**Tabela 1. Statystyki dopasowania poszczególnych modeli do danych rzeczywistych**

Nazwa współczynnika	Wartość współczynników	
	model I	model II
Liczba stopni swobody	109	39
Statystyka Chi-kwadrat	223,68 ( $p < 0,00001$ )	88,13 ( $p = 0,0079$ )
GFI Joreskoga	0,81	0,94
AGFI Joreskoga	0,65	0,89
RMSEA Steigera-Linda	0,14	0,09
Unormowany indeks Bentlera-Bonetta	0,68	0,84
Kryterium informacyjne Akaike	3,56	0,97

Źródło: Sroka 2010.

należy zwrócić uwagę na fakt zdecydowanie lepszego dopasowania „modelu II”. W przypadku modelu I stwierdzono merytoryczną poprawność poszczególnych związków, jednak należy podkreślić, że nie wszystkie z nich okazały się istotne statystycznie. Podobnie wartości poszczególnych wskaźników dopasowania, nie pozwoliły na uznanie tego modelu za dobrze obrazujący dane empiryczne. Niemniej, jednak algorytm ten mimo niezbyt dobrego dopasowania dostarczył istotnych informacji, tj. ukazał, że nie wszystkie z badanych czynników istotnie wpływały na rozwój gospodarstw.

Model II charakteryzuje się mniejszą liczbą stopni swobody, jednak o jego przewadze nad modelem I informują wartości pozostałych wskaźników. Oceniając uzyskany poziom prawdopodobieństwa istotności statystyki Chi-kwadrat ( $p = 0,0079$ ) należy stwierdzić relatywnie słabe odwzorowanie rzeczywistości. Jednak nie przesądziło to o konieczności odrzucenia modelu II, gdyż absolutne wskaźniki dopasowania, tj. GFI oraz AGFI Joreskoga, wskazywały na akceptowalny poziom dopasowania. Również wartość RMSEA Steigera-Linda oraz unormowanego indeksu Bentlera-Bonetta, pozwoliły na uznanie modelu II za dostatecznie dobrze dopasowany.

### Podsumowanie i wnioski

Współczesny stan rolnictwa karpackiego, jego procesy rozwojowe, jak również procesy transformacyjne, były i nadal są kształtowane przez różnorodne i złożone uwarunkowania wewnętrzne oraz zewnętrzne. Analizy przeprowadzone na grupie gospodarstw produkujących położonych na obszarach górzystych (górkich i pogórkich) pozwoliły na stwierdzenie, że rozwój gospodarstw zależeć będzie od czterech kluczowych czynników, tj. zasobów ziemi, powiązania z rynkiem, akumu-

stała się trzecim z punktu widzenia ważności, czynnikiem rozwoju gospodarstw. Niemniej, jednak w porównaniu z poprzednim modelem, układ najważniejszych czynników pozostał bez większych zmian, gdyż wartości poszczególnych ładunków czynnikowych tylko nieznacznie się zmieniły.

Wobec merytorycznie zasadnych i istotnych wyników modelowania, postanowiono przejść do następnego etapu, tj. weryfikacji oszacowanego modelu. W tabeli 1 zamieszczono wybrane mierniki dobroci dopasowania dla oszacowanych modeli I oraz II. Rozpatrując wartości poszczególnych wskaźników

lacji oraz zasobów pracy. W najlepszej sytuacji będą znajdować się gospodarstwa, w których czynniki te będą się kumulować. Duże znaczenie czynnika ziemi wynika z faktu, iż występuje on we względnym niedoborze. Ma tutaj bowiem zastosowanie jedno z kluczowych praw przyrodniczych, tj. prawo minimum Liebiga, mówiące, że czynnik występujący w minimum działa w sposób decydujący. Ważnym czynnikiem rozwoju gospodarstw było również ich powiązanie z rynkiem mierzone wskaźnikiem produkcji towarowej oraz produkcji kontraktowanej w przeliczeniu na 1 ha UR. Przeprowadzone analizy dowiodły, iż gospodarstwa silnie powiązane z rynkiem były w stanie osiągać relatywnie wysokie nadwyżki finansowe. Podstawową słabością karpaccich gospodarstw (a w konsekwencji rolnictwa), oprócz niedoborów ziemi, są nadmiernie wysokie zasoby pracy. Ich zmniejszenie powinno przyczynić się do podniesienia poziomu wynagrodzenia rolników za pracę własną (a także dochodu osobistego), a stąd większej akceptacji wykonywanego zawodu, winno tym samym kreować zarówno procesy akumulacyjne, jak i rozwojowe gospodarstw rodzinnych.

Przeprowadzone badania wskazały na potrzebę prowadzenia badań, służących utworzeniu odpowiednich ram instytucjonalnych, jak też wypracowaniu rozwiązań mających na celu usprawnienie procesu transferu ziemi porzuconej i nieużytkowanej rolniczo do podmiotów wykazujących jej niedobór i tworzących realny popyt na ziemię. Działania te powinny przyczynić się również do kształtowania racjonalnej struktury zatrudnienia oraz umożliwić dodatnią akumulację kapitału. Zachowanie obecnego stanu struktur rolnych bez wykreowania nowego modelu przepływu ziemi rolniczej i tworzenia dogodnych warunków rozwoju grupy gospodarstw ekspansywnych, prowadzi do narastania wieloaspektowych procesów dezagracyjnych i negatywnych zmian w strukturze krajobrazu kulturowego gór.

### Literatura

- Aaker D., Bagozzi R.** 1979: Unobservable variables in structural equation modeling with application in industrial selling. *Journal of Marketing Research*, vol. XVI, s. 147-158.
- Bätzing W.** 2002: Die Alpen. Geschichte und Zukunft einer Europäischen Kulturlandschaft. Verlag C.H. Beck, München.
- Dautzenberg K.** 2005: Erfolgsfaktoren von landwirtschaftlichen Unternehmen mit Marktfruchtanbau in Sachsen-Anhalt. Institut für Agrarentwicklung in Mittel und Osteuropa (IAMO), Halle.
- Franc-Dąbrowska J.** 2006: Poziomy wyniku finansowego miarą sytuacji finansowej przedsiębiorstw w warunkach rozwoju zrównoważonego. *Zesz. Nauk. AR Wrocław, Rolnictwo*, t. LXXXVII, nr 540, s. 149-155.
- Korol J.** 2005: Modele równań strukturalnych i sieci neuronowe w modelowaniu rozwoju zrównoważonego. Akademickie Wydawnictwo Ekonomiczne, Gorzów Wielkopolski.
- Musiał W.** 2008: Ekonomiczne i społeczne problemy rozwoju obszarów wiejskich Karpat Polskich. Instytut Rozwoju Wsi i Rolnictwa Polskiej Akademii Nauk, Warszawa.
- Osińska M.** 2008: Ekonometryczna analiza zależności przyczynowych. Wyd. Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń.
- Petersen V.** 2003: Unternehmensführung und Unternehmenserfolg. *Agrarwirtschaft*, nr 2, s. 107-117.
- Sagan A.** 2000: Wybrane problemy identyfikacji i pomiaru struktur ukrytych. *Zesz. Nauk. Akademii Ekonomicznej w Krakowie*, Kraków, nr 543, s. 52-64.
- Sagan A.** 2003: Model strukturalny relacji między satysfakcją i lojalnością wobec marki. StatSoft Polska. [www.statsoft.pl/czytelnia/marketing/strukturalny.pdf], 11.11.2008.
- Sroka W.** 2010: Produkcyjno-ekonomiczne uwarunkowania i mechanizmy rozwoju przodujących gospodarstw rodzinnych Karpat Polskich. Niepublikowana praca doktorska przygotowana na Wydziale Ekonomicznych SGGW w Warszawie.
- Woś A.** 2002: Rolnictwo i sektor żywnościowy w 2001 roku. IERiGŻ, Warszawa.
- Wyzińska-Ludian J.** 1996: Przyczyny i formy interwencjonizmu państwowego w rolnictwie. UMCS Lublin, Lublin.

### Summary

*This work was dedicated to the identification and the evaluation of key factors for the development of agricultural family enterprises in the Carpathian mountain areas. This analysis allows the conclusion, that the development of agricultural businesses in the Carpathians will depend on four main factors, namely earth resources, a connection to the market, accumulation and work force resources.*

#### Adres do korespondencji:

dr inż. Wojciech Sroka  
 Uniwersytet Rolniczy im. Hugona Kołłątaja w Krakowie  
 Instytut Ekonomiczno-Społeczny  
 Zakład Ekonomiki i Organizacji Rolnictwa  
 al. Mickiewicza 21, 31-120 Kraków  
 tel. (12) 662 43 54, e-mail: w.sroka@ur.krakow.pl