

## DETERMINANTS OF FARMERS' PARTICIPATION IN THE PRODUCTION INSURANCE SYSTEM

### DETERMINANTY UCZESTNICTWA ROLNIKÓW W SYSTEMIE UBEZPIECZEŃ PRODUKCYJNYCH

GRZEGORZ RAWA

**Citation:** Rawa, G. (2023). Determinants of Farmers' Participation in the Production Insurance System / Determinanty uczestnictwa rolników w systemie ubezpieczeń produkcyjnych. *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej / Problems of Agricultural Economics*, 375(2), 51–67. <https://doi.org/10.30858/zer/166603>

#### Abstract

*Progressive climate change triggers off phenomena that threaten agricultural production. Crop insurance makes it possible to mitigate their effects, but only a small percentage of crops in Poland is insured. Previous research into the determinants of farmers' participation in the production insurance system has mainly used the logit regression method. This paper presents the results of a study using a structural equation model (SEM) estimated for a sample of 600 farms in the FADN observation field, which aimed to identify factors influencing farmers' purchase of production insurance. This research approach made it possible to describe the phenomenon in a way that has been little recognized so far, complementing the decision-making model under consideration with latent variables that could not be considered by the methods used so far. Based on the literature research, three unobservable variables were identified: willingness to purchase insurance, risk aversion and risk perception, and farming intensity, and then quantified using observable variables. The results show a directly proportional relationship between willingness to purchase insurance and risk aversion and risk perception and inversely proportional relationship with farming intensity.*

**Keywords:** structural equation models (SEM), agricultural production insurance, agricultural sector.

**JEL codes:** A12, Q18, G22.

#### Abstrakt

*Postępujące zmiany klimatu sprzyjają występowaniu zjawisk zagrażających produkcji rolnej. Ubezpieczenia upraw pozwalają łagodzić ich skutki, jednak jedynie niewielki odsetek upraw w Polsce jest objęty ubezpieczeniem. Dotychczasowe badania determinant uczestnictwa rolników w systemie ubezpieczeń produkcyjnych wykorzystywały głównie metodę regresji logitowej. W artykule przedstawiono wyniki badań z zastosowaniem modelu równań strukturalnych (SEM) oszacowanego dla próby 600 gospodarstw znajdujących się w polu obserwacji FADN. Celem przeprowadzonych badań była identyfikacja czynników wpływających na zakup ubezpieczenia produkcyjnego przez rolników.*

*Takie podejście badawcze pozwoliło przeanalizować problem z wykorzystaniem rzadko dotychczas stosowanej metodyki, uzupełniając rozważany model decyzyjny o zmienne ukryte (latentne), które nie były uwzględniane w dotychczas stosowanych metodach. Na podstawie badań literaturowych zidentyfikowano trzy zmienne nieobserwowalne: skłonność do zakupu ubezpieczenia, awersja do ryzyka i percepcja ryzyka oraz intensywność gospodarowania, a następnie dokonano ich kwantyfikacji z zastosowaniem zmiennych obserwowalnych. W konkluzji stwierdzono, że wyniki badań wskazują na wprost proporcjonalną zależność skłonności do zakupu ubezpieczenia od awersji do ryzyka i percepcji ryzyka i odwrotnie proporcjonalną od intensywności gospodarowania.*

**Słowa kluczowe:** modele równań strukturalnych (SEM), ubezpieczenia produkcji rolnej, sektor rolniczy.

**Kody JEL:** A12, Q18, G22.

---

## Introduction

Ensuring food security through producing adequate quantity of food and ensuring its proper quality is one of the tasks under the second Sustainable Development Goal formulated by the United Nations (Rezolucja, 2015). Among the factors destabilizing the food market, climate change, and the associated increase in the likelihood of extreme weather conditions are indicated. Simultaneously, volatility in agricultural production volumes contributes to the greatest extent to changes in food prices (OECD, 2011).

Insurance is a financial market instrument designed to mitigate the effects of adverse phenomena on agricultural production (Dubiel, 2014). National legislation obligates farmers receiving direct payments to insure 50% of their crops (Ustawa, 2005). According to a report by the Supreme Audit Office (NIK, 2020), this requirement is not widely respected. Between 2017 and 2018, only about 22% of total agricultural area was covered by insurance. During this period, the percentage of producers who complied with the statutory obligation was 15% and 18% in 2017 and 2018, respectively. At the same time, none of the municipalities charged with enforcing the obligation imposed penalties for non-compliance. As reasons for the low popularity of insurance, the Supreme Audit Office points to, among other things: the provision of direct state financial aid independent of the insurance scheme, selective insurance coverage, and a complicated claims settlement system.

The issue of the determinants of farmers' participation in the production insurance system has so far been widely discussed by numerous domestic and foreign researchers. According to Kobus (2016), participation in the production insurance system in agriculture is determined by the economic size of the farm, the experience of crop damage in the past, the region of the country in which the farm is located, and belonging to a crop type. Furthermore, he negates

## Wstęp

Zapewnienie bezpieczeństwa żywnościowego poprzez produkcję odpowiedniej ilości oraz jakości żywności jest jednym z zadań w ramach drugiego celu zrównoważonego rozwoju sformułowanego przez Organizację Narodów Zjednoczonych (Rezolucja, 2015). Wśród czynników destabilizujących rynek żywności wskazuje się zmiany klimatu i związany z nimi wzrost prawdopodobieństwa wystąpienia ekstremalnych warunków pogodowych. Jednocześnie zmienność w zakresie wolumenu produkcji rolnej w największym stopniu odpowiada za zmiany cen produktów żywnościowych (OECD, 2011).

Ubezpieczenia są instrumentami rynku finansowego, których zadaniem jest łagodzenie skutków niekorzystnych zjawisk dla produkcji rolnej (Dubiel, 2014). Krajowe ustawodawstwo nakłada na rolników pobierających dopłaty bezpośrednie obowiązek ubezpieczenia 50% upraw (Ustawa, 2005). Jak wynika z raportu Najwyższej Izby Kontroli (2020), wymóg ten nie jest powszechnie respektowany. W latach 2017–2018 tylko około 22% całkowitej powierzchni użytków rolnych (UR) było objęte ubezpieczeniem. We wskazanym okresie odsetek producentów, którzy wywiązali się z ustawowego obowiązku wynosił odpowiednio 15% w 2017 r. i 18% w 2018 roku. Jednocześnie żadna z gmin, do których należy egzekwowanie obowiązku, nie nakładała kar za nieprzestrzeganie przepisów. Jako powody niskiej popularności ubezpieczeń NIK wskazuje m.in.: udzielanie bezpośredniej pomocy finansowej państwa niezależnej od systemu ubezpieczenia, selektywny zakres ubezpieczeń oraz skomplikowany system likwidacji szkód.

Problematyka determinant uczestnictwa rolników w systemie ubezpieczeń produkcyjnych była dotychczas szeroko dyskutowana przez licznych badaczy krajowych i zagranicznych. Zdaniem Kobusa (2016) uczestnictwo w systemie ubezpieczeń produkcyjnych w rolnictwie warunkują: wielkość ekonomiczna gospodarstwa, doświadczenie w przeszłości szkód

the influence of characteristics such as gender, age, education, and self-assessed attitudes to risk on farmers' policy purchases. According to Stempel (2013), insurance policies are most often held by well-educated owners of large farms for whom agricultural production is the main source of livelihood. The research conducted by Kurdyś-Kujawska (2018) showed that having insurance (taking out a policy) was conditioned with parameters such as the soil class of the farm, the number (value) of fixed assets on the farm, the occurrence of damage in the past, and the amount of the insurance premium. In addition, the author's analyses show that insurance is purchased more often by farmers who are wealthier (with a higher value of fixed assets on the farm) and more exposed to the effects of adverse weather events. In turn, the joint work of Sulewski and Kłoczko-Gajewska (2014) indicated the most important factors determining the purchase of insurance, which are as follows: farmers' recognition of threats to agricultural production, farmers' aversion to risk (which is conditioned by the debt ratio, previous production losses, and soil quality), farmers' unwillingness to cooperate and insufficient knowledge on how to reduce the risk of their activities. Research conducted by Sulewski (2009) showed the dependence of insurance purchase on the following aspects: the amount of premium, the (negative) attitude towards insurance, and the scope of the policy (indicating that insurers treat risk factors selectively and tend to offer policies for the least likely events). Furthermore, he draws attention to the fact that farmers have poor knowledge of how the insurance system works. On the other hand, Wąs and Kobus (2018) conclude that it is the losses suffered and the fact of having received compensation in the past that are most responsible for the farmer's attitude towards insurance. In addition, they point to the location of the farm (FADN region) as an important factor.

Among foreign authors, one should point out the paper by Enjolras et al. (2012). They pointed that the coverage of the insurance is a particularly important factor for the farmer to have insurance (due to the proportionality between the cost of the premium and the set of risks that the insurance covers). They also note a tendency to buy insurance despite the high premium due to the potentially greater protection of the farm. Based on a survey conducted by a group of farmers in the United States (Illinois), Ginder et al. (2009) identified the economic size of the farm, the age and level of education of the farmer, and the level of risk aversion as factors influencing the insurance purchase. A study by Brånstrand and

w uprawach, region kraju, w którym znajduje się gospodarstwo oraz przynależność do typu roślinnego. Ponadto neguje on wpływ cech takich jak: płeć, wiek, wykształcenie oraz samoocena stosunku do ryzyka na zakup polis przez rolników. Według Stempla (2013) polisy ubezpieczeniowe najczęściej posiadają dobrze wykształceni właściciele dużych gospodarstw, dla których produkcja rolna jest głównym źródłem utrzymania. W badaniach Kurdyś-Kujawskiej (2018) wykazano, że posiadanie ubezpieczenia (wykupienie polisy) warunkowane było takimi parametrami jak: klasy gleb gospodarstwa, liczby (wartości) środków trwałych w gospodarstwie, wystąpienia szkód w przeszłości oraz wysokości składki ubezpieczeniowej. Dodatkowo z analiz autorki wynika, że częściej ubezpieczenia wykupują rolnicy zamożniejsi (o większej wartości środków trwałych w gospodarstwie) oraz bardziej narażeni na skutki niekorzystnych zjawisk atmosferycznych. Z kolei we wspólnej pracy Sulewskiego i Kłoczko-Gajewskiej (2014) jako najważniejsze czynniki determinujące zakup ubezpieczenia wskazano: rozpoznawanie przez rolników zagrożeń dla produkcji rolnej, awersję gospodarzy do ryzyka (którą warunkuje wskaźnik zadłużenia, dotychczasowe straty w produkcji oraz jakość gleb), niechęć rolników do współpracy oraz niewystarczającą wiedzę na temat redukcji ryzyka prowadzonej działalności. Badania Sulewskiego (2009) wykazały zależność zakupu ubezpieczenia od: wysokości składki, stosunku (negatywnego) do ubezpieczeń oraz zakresu polisy (wskazano, że ubezpieczyciele traktują czynniki ryzyka wybiórczo i mają tendencję do proponowania polis na okoliczność zdarzeń najmniej prawdopodobnych). Ponadto zwraca on uwagę na fakt niskiej wiedzy rolników na temat funkcjonowania systemu ubezpieczeń. Z kolei Wąs i Kobus (2018) konkludują, że to poniesione straty i fakt otrzymania odszkodowania w przeszłości w największym stopniu odpowiadają za postawę rolnika wobec ubezpieczeń. Poza tym jako istotny czynnik wskazują lokalizację gospodarstwa (region FADN).

Wśród dorobku autorów zagranicznych wskazać można pracę Enjolrasa i in. (2012). Jako czynnik szczególnie istotny dla posiadania przez rolnika ubezpieczenia wskazują oni na zakres polisy (ze względu na proporcjonalność kosztu składki i zbioru ryzyk, które obejmuje ubezpieczenie). Zauważają również tendencję do wykupu ubezpieczenia mimo wysokiej składki dzięki potencjalnie większej ochronie gospodarstwa. Ginder i in. (2009), na podstawie badań przeprowadzonych wśród grupy rolników ze Stanów Zjednoczonych (stan Illinois), jako czynniki wpływające na zakup ubezpieczenia wskazali: wielkość ekonomiczną gospodarstwa, wiek i poziom wykształcenia rolnika

Wester (2014) on Swedish farmers found no significant differences in preferences between the group of insured farmers and those without a policy. In contrast, a study conducted by Babalola (2014) on a population of Nigerian farmers concludes that it is the level of education, the experience of past production losses, and the availability of alternative risk management strategies that motivate farmers to purchase insurance. A study by Arshad et al. (2015) that concern farmers in Pakistan indicates the dependence of demand for crop insurance on aspects such as: education, family size of the farmer, and exposure to adverse weather events. He also points out that the demand is low among smallholders due to lack of funds that could be used to purchase a policy. In contrast, the study conducted by Carrer et al. (2020) concerning Brazilian farmers shows a strong positive relationship between insurance purchase and the producer's propensity to take risk. In addition, they show a higher propensity to purchase a policy among large producers and those with a higher level of education.

Analyzing previous research on the determinants of farmers' participation in the production insurance system, the logit model can be identified as the most popular method. It was used by Ginder (2009), Akinola (2014), Brånstrand and Wester (2014) (they additionally used factor analysis), Kobus (2016), Kurdyś-Kujawska (2018), Wąs and Kobus (2018), and Carrer (2020). Sulewski (2009) and Stempel (2013) inferred from the results of the interviews without using quantitative methods. Sulewski and Kłoczko-Gajewska (2014) used a linear regression model and correlational relationship analysis. In contrast, Enjolras et al. (2012) used a log-logistic model. Arshad et al. (2015) used the contingent valuation method (CVM) and choice modelling (CM) methods in their study.

The literature review shows that there is no universal set of factors influencing farmers' insurance decisions. Instead, the characteristics that appear most frequently are: the asset status of the farm, the past experience of losses, and the farmer's views on risk and counteracting the effects of adverse events. This state of knowledge indicates the need for further in-depth research in this area. Taking into consideration publications by domestic and foreign authors, a research gap can be identified, which is the specification of determinants of farmers' participation in the production insurance system using the structural equation model method.

oraz poziom awersji do ryzyka. W badaniu Brånstranda i Westera (2014) dotyczącym rolników szwedzkich nie zauważono istotnych różnic w preferencjach między grupą rolników ubezpieczonych i tych nieposiadających polisy. Z kolei badania nad populacją nigeryjskich rolników prowadzone przez Babalolę (2014) prowadzą do wniosków, że to poziom wykształcenia, doświadczanie strat w produkcji w przeszłości oraz dostępność alternatywnych strategii zarządzania ryzykiem motywują farmerów do wykupu ubezpieczeń. Badania Arshada i in. (2015), które dotyczą rolników z Pakistanu, wskazują zależność popytu na ubezpieczenia upraw od: wykształcenia, wielkości rodziny rolnika oraz narażenia na wystąpienie niekorzystnych zjawisk pogodowych. Zwracają oni także uwagę na niski popyt wśród małych gospodarstw spowodowany brakiem środków, które mogłyby zostać przeznaczone na wykup polisy. Z kolei prowadzone przez Carrera i in. (2020) studia dotyczące rolników brazylijskich wykazują silną dodatnią zależność wykupu ubezpieczenia od skłonności producenta do podejmowania ryzyka. Ponadto wskazują na większą skłonność do zakupu polisy wśród dużych producentów oraz tych z wyższym poziomem wykształcenia.

Analizując dotychczasowe badania dotyczące determinant uczestnictwa rolników w systemie ubezpieczeń produkcyjnych, jako najpopularniejszą metodę można wskazać model logitowy. Stosowali go: Ginder (2009), Babalola (2014), Brånstrand i Wester (2014) (dodatkowo zastosowali oni analizę czynnikową), Kobus (2016), Kurdyś-Kujawska (2018), Wąs i Kobus (2018), oraz Carrer i in. (2020). Sulewski (2009) i Stempel (2013) wnioskowali na podstawie wyników wywiadów, niestosując metod ilościowych. Sulewski i Kłoczko-Gajewska (2014) wykorzystali model regresji liniowej i analizę związków korelacyjnych. Z kolei Enjolras i in. (2012) zastosowali model log-logistyczny. Arshad i in. (2015) wykorzystali w badaniach metody CVM (*contingent valuation method*) i CM (*choice modelling*).

Z powyższego przeglądu piśmiennictwa wysnuć można wniosek co do braku uniwersalnego zbioru czynników wpływających na decyzje ubezpieczeniowe rolników. Wyróżnić można natomiast charakterystyki pojawiające się najczęściej: status majątkowy gospodarstwa, doświadczenie w przeszłości strat oraz poglądy rolnika na ryzyko i przeciwdziałanie skutkom wydarzeń niekorzystnych. Taki stan wiedzy wskazuje na potrzebę dalszych, pogłębionych badań w tym zakresie. W dorobku krajowych i zagranicznych autorów wskazać można lukę badawczą, jaką jest identyfikacja determinant uczestnictwa rolników w systemie ubezpieczeń produkcyjnych metodą modelu równań strukturalnych.

The determinants of participation in insurance schemes are a combination of different factors, often measured qualitatively and representing some latent constructs, which are not directly measurable. It may therefore be helpful to use the structural equation method, which allows latent (unobservable) variables to be included in the model and will consequently allow the quantification of the phenomenon in a way that has been little recognized so far, introducing variables that cannot be directly observed into the model. Therefore, the study aimed to adapt structural equation models to identify the determinants of production insurance purchases and to relate the results to the contemporary literature in this area.

### Materials and Methods

The study used a structural equation model (SEM). Often described as an extension of multiple regression, this method is a synthesis of path analysis developed and refined by Wright (1918, 1921, 1934), latent variable theory by Spearman (1904), and multi-equation models developed by econometricians. In the late 1950s and early 1960s, the benefits of combining these previously independently developed methods began to be recognized. The efforts of Turner and Stevens (1959) and Wright (1960) led to a significant increase in the popularity of the concept. The demand for effective analytical tools associated with the Great Society program under consideration in the United States led to the general structural equation model developed by Keesling (1972), Jöreskog (1973), and Wiley (1973). Another breakthrough came with a paper published by Jöreskog (1973), in which he presented the maximum-likelihood estimator, which is now the most popular method for estimating SEM. The following years saw a systematic development of the method in terms of assumptions and estimation, and an increase in its popularity due to access to more computing power and specialized software (Konarski, 2010).

The choice of method (SEM) was dictated by the ability to capture multilevel causal and covariate relationships. In addition, SEM, using observed variables, allows for the description of unobservable (latent, hidden) variables. A detailed description of the model can be found in publications by Bollen (1989) and Kaplan (2009). The SEM model consists of a system of equations describing the relationships between latent variables (internal model) and a system for measuring endogenous and exogenous unobservable variables, i.e., latent variables (external model). The internal model can be written with the following matrix formula:

Determinanty uczestnictwa w systemach ubezpieczeń stanowią splot różnych czynników, często mierzonych jakościowo oraz stanowiących pewne konstrukty ukryte – niemierzalne w sposób bezpośredni. Pomocne może zatem okazać się wykorzystanie metody równań strukturalnych, która umożliwi ujęcie w modelu zmiennych ukrytych (nieobserwowalnych), a zatem pozwoli na kwantyfikację zjawiska w dotychczas słabo rozpoznany sposób, wprowadzając do modelu zmienne niemożliwe do bezpośredniej obserwacji. Jako cel pracy przyjęto zatem zaadoptowanie modeli równań strukturalnych do wskazania determinant zakupu ubezpieczeń produkcyjnych i odniesienie uzyskanych wyników do współczesnego piśmiennictwa w tym zakresie.

### Materiał i metody

W badaniu zastosowano model równań strukturalnych (ang. *structural equation model*, SEM). Metoda ta, opisywana często jako rozszerzenie regresji wielorakiej, jest syntezą opracowanej i doskonalonej przez Wrighta (1918, 1921, 1934) analizy ścieżek (*path analysis*), wywodzącej się z prac Spearmana (1904) teorii zmiennych latentnych oraz rozwijanych przez ekonometryków modeli wielorównaniowych. Na przełomie lat 50. i 60. XX wieku zaczęto zauważać korzyści z połączenia tych dotychczas niezależnie rozwijanych metod. Starania Turnera i Stevensa (1959) oraz Wrighta (1960) spowodowały znaczący wzrost popularności tej koncepcji. Zapotrzebowanie na efektywne narzędzia analityczne związane z rozważanym w Stanach Zjednoczonych programem Great Society doprowadziło do powstania ogólnego modelu równań strukturalnych, rozwijanego przez Keeslinga (1972), Jöreskoga (1973) i Wiley'a (1973). Kolejnym przełomem okazał się opublikowany przez Jöreskoga (1973) artykuł, w którym przedstawił on estymator największej wiarygodności – obecnie najpopularniejszą metodę szacowania SEM. Dalsze lata to systematyczny rozwój metody w zakresie założeń i estymacji oraz wzrost jej popularności dzięki dostępowi do większej mocy obliczeniowej i specjalistycznego oprogramowania (Konarski, 2010).

Wybór metody (SEM) podyktowany był możliwością ujęcia wielopoziomowych zależności przyczynowo-skutkowych oraz kowariancyjnych. Ponadto SEM, przy zastosowaniu zmiennych obserwowanych, pozwala opisywać zmienne nieobserwowalne (latentne, ukryte). Szczegółowy opis modelu można znaleźć w pracach Bollena (1989) i Kaplana (2009). Model SEM składa się z systemu równań opisujących powiązania pomiędzy zmiennymi ukrytymi (model wewnętrzny) oraz z systemu

pomiaru endogenicznych i egzogenicznych zmiennych nieobserwowalnych, czyli latentnych (model zewnętrzny). Model wewnętrzny można zapisać formułą macierzową o postaci:

$$\eta = \beta\eta + \Gamma\xi + \zeta$$

where: / gdzie:

- $\eta$  – vector of endogenous latent variables / wektor endogenicznych zmiennych ukrytych,
- $\xi$  – vector of exogenous latent variables / wektor egzogenicznych zmiennych ukrytych,
- $\beta$  – matrix of regression coefficients with endogenous variables / macierz współczynników regresji przy zmiennych endogenicznych,
- $\Gamma$  – matrix of coefficients with exogenous variables / macierz współczynników przy zmiennych egzogenicznych,
- $\zeta$  – vector of random components / wektor składników losowych.

In turn, the external model (measurement model) can be written as follows:

Natomiast model zewnętrzny (model pomiaru) można zapisać jako:

$$y = \Pi_y \eta + \varepsilon$$

$$x = \Pi_x \xi + \epsilon$$

where: / gdzie:

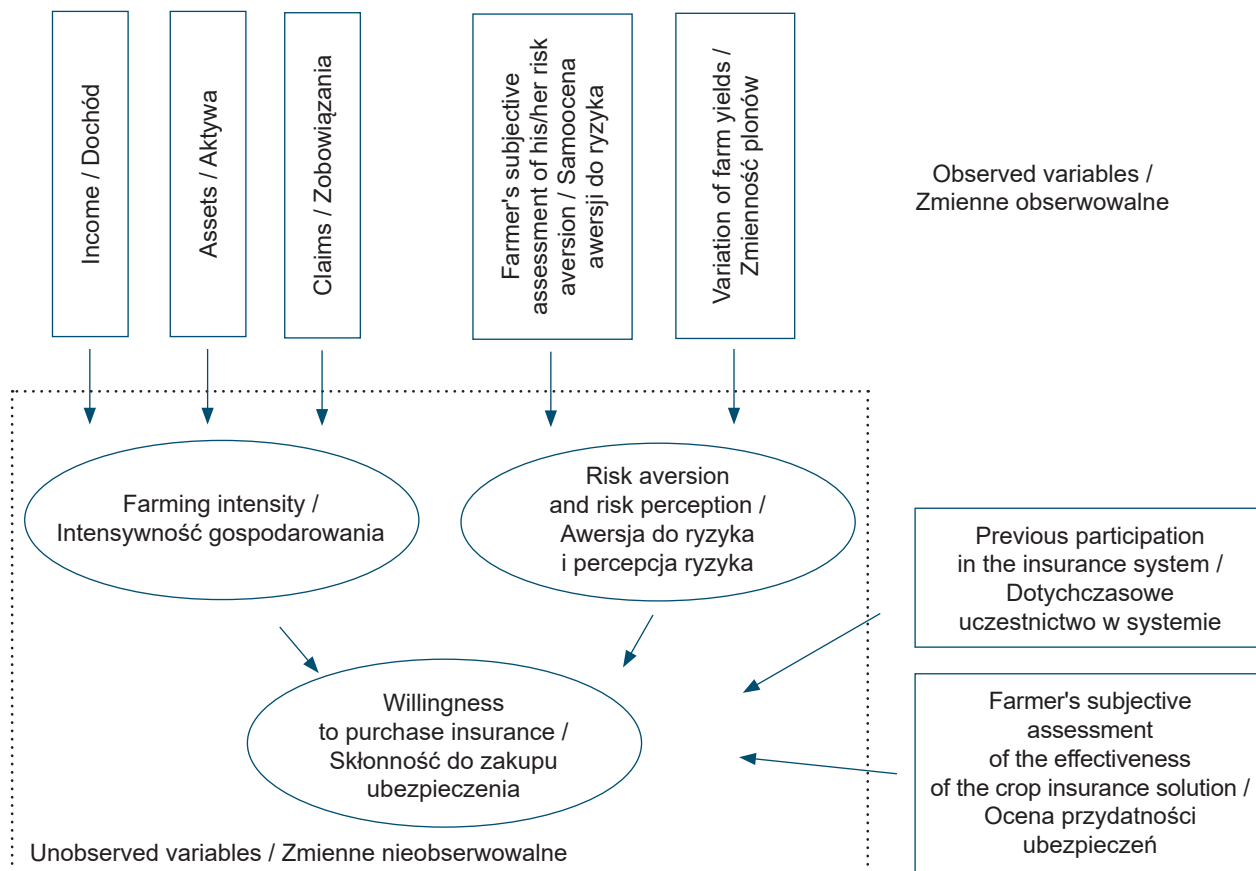
- $y$  – vector of observable endogenous variables / wektor obserwowalnych zmiennych endogenicznych,
- $x$  – vector of observable exogenous variables / wektor obserwowalnych zmiennych egzogenicznych,
- $\Pi_y, \Pi_x$  – factor loading matrices / macierze ładunków czynnikowych,
- $\Gamma$  – factor matrix with exogenous variables / macierz współczynników przy zmiennych egzogenicznych,
- $\varepsilon, \epsilon$  – vector of measurement errors / wektor błędów pomiaru.

Based on the literature research, a model was constructed to describe the propensity (latent variable) of a farmer to buy insurance (Figure 1). The variables for the model were selected deliberately to reflect the relationships shown by previous research, but taking into account the existence of unobservable variables. Exploratory research, i.e., testing of new relationships, was omitted. The author's motivation for this decision is that, according to the literature (Kacprzak, 2018), models of an exploratory nature should be tested differently from confirmatory models. It should also be noted that the starting point for structural equation modelling should always be the theory of the phenomenon under study (Bedyńska & Książek, 2012).

Na podstawie badań literaturowych zbudowano model opisujący skłonność (zmienna latentna) rolnika do wykupu ubezpieczenia (rys. 1). Doboru zmiennych do modelu dokonano w sposób celowy, by odzwierciedlić zależności wykazywane przez dotychczasowe badania, uwzględniając jednak istnienie zmiennych nieobserwowalnych. Zaniechano badań eksploracyjnych, tj. testowania nowych zależności. Decyzję tę autor motywuje tym, iż zgodnie z literaturą przedmiotu (Kacprzak, 2018) modele o charakterze eksploracyjnym należy badać w sposób odmienny od modeli confirmacyjnych. Należy również zaznaczyć, że punktem wyjścia dla modelowania równań strukturalnych zawsze powinna być teoria dotycząca badanego zjawiska (Bedyńska i Książek, 2012).

Figure 1. Conceptual framework for the models

Rysunek 1. Ilustracja zakładanych zależności



Source: author's own study.

Źródło: opracowanie własne.

The latent endogenous variable *willingness to purchase insurance* is described by two latent exogenous variables, and namely *farming intensity* and *risk aversion and risk perception*. The measurement model describing *farming intensity* consists of three explicit exogenous variables reflecting farming intensity: farm income per hectare of arable land in tens of thousands of PLN, farm assets per hectare of arable land in tens of thousands of PLN and farm claims in relation to liabilities (%). These variables reflect in turn: the result of production intensification (increase in income per hectare), capital endowment, and investment processes on the farm, which are financed by bank loans (Mądra, 2009; Kata, 2020). The inclusion of the above-mentioned relative indicators in the model, instead of their absolute values, is due to the necessity to reduce the variance of the explanatory variables and to bridge the income differences between small and large farms. In turn, the measurement model of the risk aversion and risk

Ukryta zmienna endogeniczna *skłonność do zakupu ubezpieczenia* opisywana jest przez dwie ukryte zmienne egzogeniczne – *intensywność gospodarowania* oraz *awersja do ryzyka i percepcja ryzyka*. Model pomiarowy opisujący *intensywność gospodarowania* składa się z trzech jawnych zmiennych egzogenicznych, odzwierciedlających intensywność gospodarowania: dochód gospodarstwa na każdy hektar UR w dziesiątkach tysięcy złotych, aktywa gospodarstwa na hektar UR w dziesiątkach tysięcy złotych oraz zobowiązania gospodarstwa w relacji do pasywów (%). Zmienne te odzwierciedlają kolejno: wynik intensyfikacji produkcji (wzrost dochodu z hektara), uzbrojenie w kapitał oraz procesy inwestycyjne w gospodarstwie, które finansowane są kredytami bankowymi (Mądra, 2009; Kata, 2020). Ujęcie w modelu wymienionych powyżej relatywnych wskaźników, zamiast ich bezwzględnych wartości, wynika z konieczności zmniejszenia wariancji zmiennych objaśniających oraz zniwelowania różnic

perception variable includes two explicit exogenous variables (dividing risk into two groups: objective and subjective, according to the categorization proposed by Ronka-Chmielowiec (2002): the coefficient of variation of farm yields for 2004–2013 (as an objective risk factor) and the farmer’s subjective assessment of their risk aversion (described by a Likert scale, where 1 = “I do not try to avoid risky decisions on the farm,” 5 = “I try to avoid risky decisions on the farm”). The measurement model of the latent endogenous variable *willingness to purchase insurance* included: the amount of production insurance premiums on the farm in relation to the value of its production (%) and the farmer’s subjective assessment of the effectiveness of the crop insurance solution (described by a Likert scale, where 1 = “definitely cannot contribute to reducing the risk on the farm,” 5 = “definitely can contribute to reducing the risk on the farm”). These variables reflect, in turn, the farmer’s previous participation in the production insurance scheme and the farmer’s belief in the usefulness of crop insurance.

The results of a questionnaire prepared for a project financed under the GOSPOSTRATEG<sup>1</sup> project (to be implemented in 2019–2022) conducted on a representative sample of 600 farms in the field of observation of the Farm Accountancy Data Collection and Use System (FADN), a subsample of the total of 12,000 farms observed by the FADN (Floriańczyk et al., 2018), were used as the data source. The sample comprised only commodity farms with a standard production of more than EUR 4,000. The selection of the sample was made using the stratified-lot method taking into account: the criterion of specialization, the criterion of economic size, and geographical location (according to FADN regions) according to the methodology described in the monograph by Wąs et al., 2020.

The characteristics of the continuous variables – arithmetic means and standard deviations – are shown in Table 1.

w dochodach małych i dużych gospodarstw. Z kolei model pomiarowy zmiennej *awersja do ryzyka i percepcja ryzyka* zawiera dwie jawne zmienne egzogeniczne, dzieląc ryzyko na dwie grupy: obiektywne i subiektywne zgodnie z kategoryzacją zaproponowaną przez Ronkę-Chmielowiec (2002): współczynnik zmienności plonów gospodarstwa za lata 2004–2013 (jako obiektywny czynnik ryzyka) oraz subiektywną ocenę rolnika co do swojej awersji do ryzyka (opisaną skalą Likerta, gdzie 1 = „nie staram się unikać ryzykownych decyzji w gospodarstwie”, 5 = „staram się unikać ryzykownych decyzji w gospodarstwie”). W modelu pomiarowym ukrytej zmiennej endogenicznej *skłonność do zakupu ubezpieczenia* umieszczono: wysokość składek na ubezpieczenie produkcyjne w gospodarstwie w relacji do wartości jego produkcji (%) oraz subiektywną ocenę rolnika na temat skuteczności rozwiązania, jakim jest ubezpieczenie upraw (opisaną skalą Likerta, gdzie 1 = „zdecydowanie nie może przyczynić się do obniżenia ryzyka w gospodarstwie”, 5 = „zdecydowanie może przyczynić się do obniżenia ryzyka w gospodarstwie”). Zmienne te odzwierciedlają kolejno: dotychczasowe uczestnictwo rolnika w systemie ubezpieczeń produkcyjnych i przekonanie rolnika co do przydatności ubezpieczeń upraw.

Za źródło danych posłużyły wyniki ankiety przygotowanej na potrzeby projektu finansowanego w ramach projektu GOSPOSTRATEG<sup>1</sup> (realizowanego w latach 2019–2022), przeprowadzonej na reprezentatywnej próbie obejmującej 600 gospodarstw będących w polu obserwacji Systemu Zbierania i Wykorzystywania Danych Rachunkowych z Gospodarstw Rolnych (FADN), będącej podpróbą ogółu 12 tysięcy gospodarstw ujętych w FADN (Floriańczyk i in., 2018). Próba obejmowała wyłącznie gospodarstwa towarowe o standardowej produkcji przekraczającej 4 tys. EUR. Doboru do próby dokonano metodą warstwowo-losową, uwzględniając: kryterium specjalizacji, kryterium wielkości ekonomicznej oraz położenie geograficzne (według regionów FADN) zgodnie z metodyką opisaną w pracy Wąsa i in., 2020).

Charakterystyki zmiennych ciągłych – średnie arytmetyczne i odchylenia standardowe przedstawiono w tabeli 1.

<sup>1</sup> Economic insurance in holistic risk management in agriculture oriented towards sustainability, innovation and technology deployment and climate change mitigation” (acronym: UBROL).

<sup>1</sup> Ubezpieczenia gospodarcze w holistycznym zarządzaniu ryzykiem w rolnictwie zorientowanym na zrównoważenie, wdrażanie innowacji i technologii i przeciwdziałanie zmianie klimatu (akronim: UBROL).



**Table 1. Characteristics of continuous variables in the sample****Tabela 1. Charakterystyki zmiennych ciągłych w próbie**

Variable name / Nazwa zmiennej	Type of variable / Typ zmiennej	Unit / Jednostka	Mean / Średnia	Standard deviation / Odchylenie standardowe
Farm income per hectare of arable land / Dochód gospodarstwa / ha UR	continous / ciągła	PLN 10,000 / 10 tys. PLN	0.28	0.66
Farm assets per hectare of arable land / Aktywa gospodarstwa / ha UR	continous / ciągła	PLN 10,000 / 10 tys. PLN	4.38	5.82
Farm claims in relation to liabilities / Zobowiązania / Pasywa	continous / ciągła	%	4.49	9.83
Amount of production insurance premiums on the farm in relation to the value of its production / Wartość składek na ubezpieczenia produkcyjne / Wartość produkcji (SO)	continous / ciągła	%	0.26	0.79
Coefficient of variation of farm yields / Współczynnik zmienności plonów	continous / ciągła	–	0.22	0.10

Source: author's own study.

Źródło: opracowanie własne.

The characteristics of the discrete variables – Likert scale response distributions – are shown in Table 2. The distribution of answers to the question on farmers' avoidance of risky decisions shows a slight left asymmetry – farmers more often declare not taking/avoiding risks. On the other hand, the distribution of responses to the question on the usefulness of crop insurance in reducing risk presents a left-handed asymmetry; nearly 70% of farmers answered “rather yes” or “definitely yes.”

Charakterystyki zmiennych dyskretnych – rozkłady odpowiedzi w skali Likerta – przedstawiono w tabeli 2. Rozkład odpowiedzi na pytanie dotyczące unikania przez rolnika ryzykownych decyzji cechuje się niewielką asymetrią lewostronną – gospodarze częściej deklarują niepodejmowanie/unikanie ryzyka. Jednocześnie rozkład odpowiedzi na pytanie o przydatność ubezpieczeń upraw w redukcji ryzyka przedstawia asymetrię lewostronną – blisko 70% rolników odpowiedziało „raczej tak” lub „zdecydowanie tak”.

**Table 2. Characteristics of discrete variables in the sample (%)****Tabela 2. Charakterystyki zmiennych dyskretnych w próbie (%)**

Variable name / Nazwa zmiennej	Type of variable / Typ zmiennej	Unit / Jednostka	definitely not / zdecydowanie nie (1)	rather not / raczej nie (2)	neither yes nor no / ani tak ani nie (3)	rather yes / raczej tak (4)	definitely yes / zdecydowanie tak (5)
Farmer's subjective assessment of his/her risk aversion / Staram się unikać ryzykownych decyzji w gospodarstwie	discrete / dyskretna	Likert scale / skala Likerta	7.00	25.00	19.67	36.33	12.00
Farmer's subjective assessment of the effectiveness of the crop insurance / Ubezpieczenie upraw może zmniejszyć ryzyko w moim gospodarstwie	discrete / dyskretna	Likert scale / skala Likerta	7.67	21.50	2.83	36.17	31.83

Source: author's own study.

Źródło: opracowanie własne.

Model estimation was performed using the maximum likelihood method in the IBM SPSS Statistics AMOS 28 environment (Arbuckle, 2021), ignoring the weights used in sampling. Standardized regression coefficients were calculated for the assumed path diagram. Based on the model estimates, the indirect effects of the explanatory variables on the explanatory variable were calculated. The model is completed with eight residual components (e1–e8).

Model fit was assessed using the following criteria: chi-square statistics (a statistical test in which  $H_0$  assumes the equality of the theoretical and empirical covariance matrix), RMSEA — root mean square error of approximation, GFI — goodness of fit index, and AGFI — adjusted goodness of fit index (Jöreskog & Sörbom, 1989), CFI (Bentler, 1990).

## Results

Figure 2 shows a path diagram of the estimated model with the standardized coefficients plotted. These indicate the change in the explained variable under the influence of the explanatory variable using standard deviations (a change in the first variable by its one standard deviation causes a corresponding change in the second variable by its appropriate standard deviation value). Reducing the model estimates to standardized values makes it possible to compare the influence of individual independent variables on the dependent variable.

In the measurement model of the latent variable *farming intensity*, the value of assets per hectare of arable land has the strongest positive influence (0.901). Almost twice as much influence (0.517) determines the variable—farm income per hectare of arable land. The least significant in the model is the ratio of the farm's claims to its liabilities (0.202). On the other hand, the values of the unobservable variable *risk aversion and risk perception* are most strongly influenced by the farmer's self-assessment of the propensity to make risky decisions (0.508), and to a lesser extent by the coefficient of variation of farm yields (0.205). On the other hand, in the measurement model of the endogenous variable (*willingness to purchase insurance*), the farm's production insurance premiums in relation to the value of its production is more strongly influenced (0.377). Of lesser importance is the farmer's belief in the usefulness of crop insurance (0.298). When analyzing the effect of the variables *farming intensity* and *risk aversion and risk perception* on *willingness to purchase insurance*, it should be noted that it is directly proportional to *risk aversion and risk perception* (0.166) and inversely proportional to *farming intensity* (−0.130).

Oszacowania modelu dokonano metodą największej wiarygodności (*maximum likelihood*) w środowisku IBM SPSS Statistics AMOS 28 (Arbuckle, 2021), z pominięciem wag zastosowanych w doborze próby. Dla zakładanego diagramu ścieżkowego obliczono współczynniki regresyjne standaryzowane. Na podstawie oszacowań modelu obliczono efekty pośrednie zmiennych objaśniających na zmienną objaśnianą. Model uzupełnia osiem składników resztowych (e1–e8).

Dopasowanie modelu oceniono na podstawie następujących kryteriów: statystyka chi-kwadrat (test statystyczny, w którym  $H_0$  zakłada równość teoretycznej i empirycznej macierzy kowariancji), RMSEA – pierwiastek kwadratu błędu aproksymacji, GFI – *goodness of fit* i AGFI – *adjusted GFI* (Jöreskog i Sörbom, 1989), CFI (Bentler, 1990).

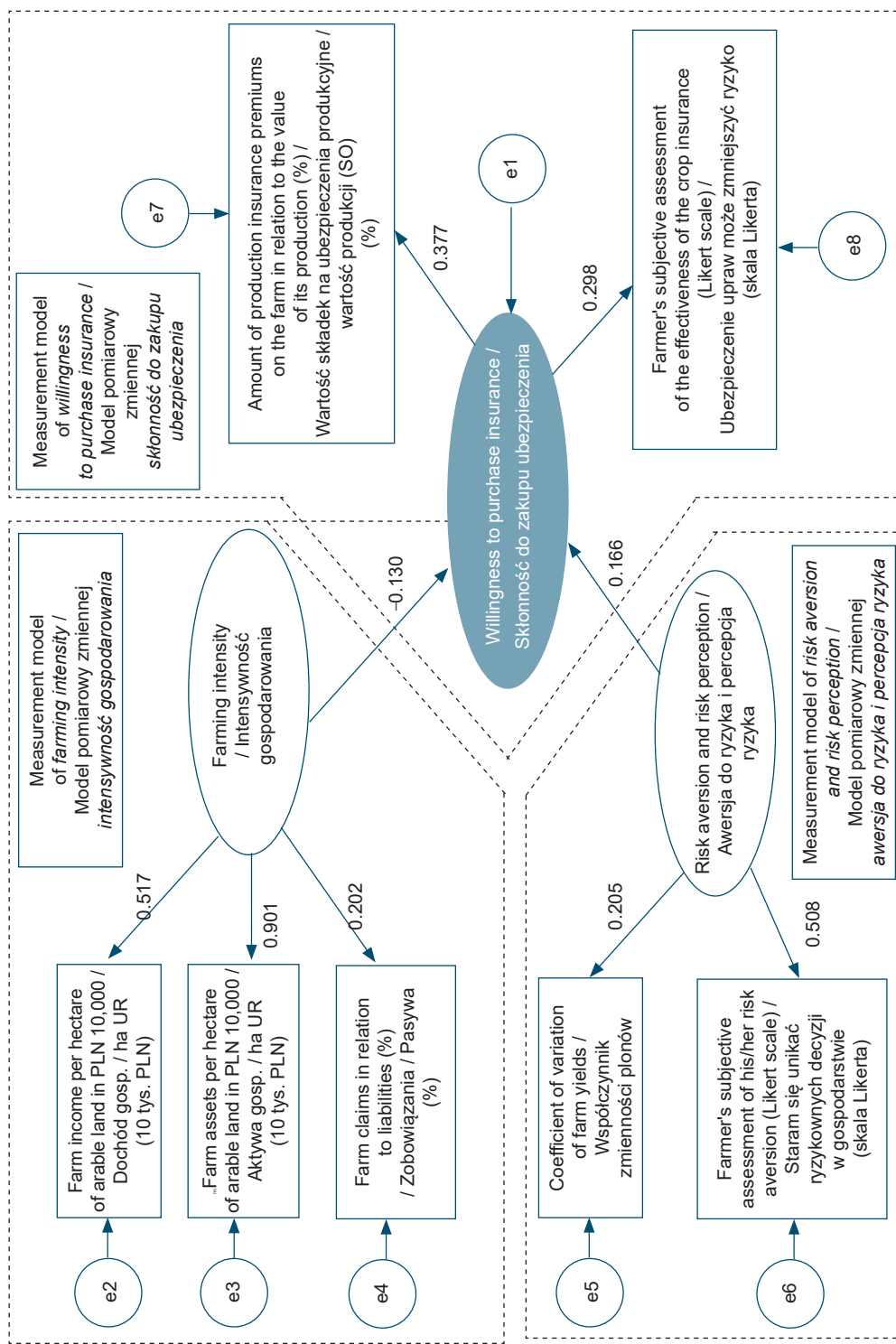
## Wyniki

Na rysunku 2 przedstawiono diagram ścieżkowy oszacowanego modelu z naniesionymi współczynnikami standaryzowanymi. Informują one o zmianie zmiennej objaśnianej pod wpływem innej zmiennej objaśniającej, wykorzystując odchylenia standardowe (zmiana pierwszej zmiennej o jej jedno odchylenie standardowe powoduje analogiczną zmianę drugiej zmiennej o właściwą dla niej wartość odchylenia standardowego). Sprowadzenie oszacowań modelu do wartości standaryzowanych pozwala porównywać wpływ poszczególnych zmiennych niezależnych na zmienną zależną.

W modelu pomiarowym zmiennej latentnej *intensywność gospodarowania* najsilniejszym dodatnim wpływem (0,901) charakteryzuje się wartość aktywów na hektar UR. Blisko dwukrotnie mniejszy wpływ (0,517) określa zmienną – dochód gospodarstwa na hektar UR. Najmniejsze znaczenie w modelu ma stosunek zobowiązań gospodarstwa do sumy jego aktywów (0,202). Z kolei wartości zmiennej nieobserwowalnej *awersja do ryzyka i percepcja ryzyka* najsilniej zależą od samooceny rolnika w zakresie skłonności do podejmowania ryzykownych decyzji (0,508), a w mniejszym stopniu od współczynnika zmienności plonów w gospodarstwie (0,205). Z kolei w modelu pomiarowym zmiennej endogenicznej (*skłonność do zakupu ubezpieczenia*) silniejszym wpływem charakteryzuje się wysokość składek na ubezpieczenie produkcyjne w gospodarstwie w relacji do wartości jego produkcji (0,377). Mniejsze znaczenie ma przekonanie rolnika co do przydatności ubezpieczeń upraw (0,298).

Analizując wpływ zmiennych *intensywność gospodarowania* i *awersja do ryzyka i percepcja ryzyka* na *skłonność do zakupu ubezpieczenia*, należy zauważyć, że jest ona wprost proporcjonalna do *awersji do ryzyka i percepcji ryzyka* (0,166) i odwrotnie proporcjonalna do *intensywności gospodarowania* (−0,130).

Figure 2. Path diagram with estimated standardized coefficients<sup>a</sup>  
 Rysunek 2. Diagram ścieżkowy z oszacowanymi współczynnikami standaryzowanymi<sup>a</sup>



<sup>a</sup> Note: The directions of the arrows in Figure 2 show relationships identical to those shown in Figure 1. The difference is due to the convention adopted in structural modeling.  
<sup>a</sup> Uwaga: Kierunki strzałek na rysunku 2 przedstawiają zależności tożsame do tych przedstawionych na rysunku 1. Różnica wynika z konwencji przyjętej w modelowaniu strukturalnym.  
 e1–e8 – residuals / składniki resztowe.

Source: authors' own study.  
 Źródło: opracowanie własne.

It is possible to identify so-called indirect effects in the model, as it represents a multilevel relationship (*willingness to purchase insurance* is described by *farming intensity*, which is described by, among other things, farm income per hectare of arable land). These effects are calculated as the product of the coefficients along the path connecting the two variables (for example, the indirect effect of the variable farm income per hectare of arable land on the variable *willingness to purchase insurance* is  $-0.130 \times 0.517 = -0.067$ ). Table 3 shows the indirect effects of the explanatory variables on the explanatory variable. The value of farm assets per hectare of arable land has the largest indirect effect on *willingness to purchase insurance* ( $-0.117$ ). This means that the higher the value of assets per hectare of arable land on the farm, the lower the farmer's propensity to purchase production insurance. A similar relationship can be seen in the case of income per hectare of arable land ( $-0.067$ ) and the ratio of claims to liabilities ( $-0.026$ ). In contrast, the coefficient of variation of yields has a positive effect ( $0.034$ ) on the farmer's willingness to purchase insurance. This means that the farmer's willingness to purchase insurance increases as the variability of yields on the farm increases (which can be interpreted as a higher probability of loss). A positive effect on the propensity to purchase insurance is also characterized by the variable on the farmer's self-assessment of risky decisions ( $0.084$ ). It can therefore be concluded that farmers characterized by higher risk aversion (avoiding risky decisions) are more likely to take insurance. Farmers with risk aversion tend to insure less readily.

W modelu istnieje możliwość określenia tzw. efektów pośrednich, ponieważ przedstawia on zależność wielopoziomową (*skłonność do zakupu ubezpieczenia* jest opisywana przez *intensywność gospodarowania*, a ta jest opisywana między innymi przez dochód gospodarstwa w przeliczeniu na hektar użytków rolnych). Efekty te oblicza się jako iloczyn współczynników wzdłuż ścieżki łączącej dwie zmienne (na przykład pośredni wpływ zmiennej dochód gospodarstwa na hektar UR na zmienną *skłonność do zakupu ubezpieczenia* wynosi  $-0,130 \times 0,517 = -0,067$ ). W tabeli 3 przedstawiono efekty pośrednie zmiennych objaśniających na zmienną objaśnianą. Największy pośredni wpływ na *skłonność do zakupu ubezpieczenia* ma wartość aktywów gospodarstwa na hektar UR ( $-0,117$ ). Oznacza to, że czym większa wartość aktywów na hektar UR w gospodarstwie, tym mniejsza jest skłonność rolnika do zakupu ubezpieczenia produkcyjnego. Podobną zależność można zauważyć w przypadku dochodu na hektar UR ( $-0,067$ ) oraz relacji zobowiązań do pasywów ( $-0,026$ ). Z kolei współczynnik zmienności plonów ma dodatni wpływ ( $0,034$ ) na skłonność rolnika do zakupu ubezpieczenia. Oznacza to, że skłonność do zakupu ubezpieczenia przez rolnika rośnie wraz ze wzrostem zmienności plonów w gospodarstwie (co może być interpretowane jako większe prawdopodobieństwo wystąpienia straty). Dodatni wpływ na skłonność do zakupu ubezpieczenia cechuje również zmienną dotyczącą samooceny rolnika co do podejmowania ryzykownych decyzji ( $0,084$ ). Można zatem stwierdzić, że częściej ubezpieczają się rolnicy charakteryzujący się większą awersją do ryzyka (unikający ryzykownych decyzji). Rolnicy mający skłonności do podejmowania ryzyka ubezpieczają się mniej chętnie.

**Table 3. Standardized indirect effects**

**Tabela 3. Efekty pośrednie standaryzowane**

	Indirect effect / Efekt pośredni	Coefficient / Oszacowanie
Willingness to purchase insurance / Skłonność do zakupu ubezpieczenia	Farm income per hectare of arable land in PLN 10,000 / Dochód gosp. / ha UR (10 tys. PLN)	-0.067
	Farm assets per hectare of arable land in PLN 10,000 / Aktywa gosp. / ha UR (10 tys. PLN)	-0.117
	Farm claims in relation to liabilities (%) / Zobowiązania / Pasywa (%)	-0.026
	Coefficient of variation of farm yields / Współczynnik zmienności plonów	0.034
	Farmer's subjective assessment of his/her risk aversion (Likert scale) / Staram się unikać ryzykownych decyzji w gospodarstwie (skala Likerta)	0.084

Source: authors' own study.

Źródło: opracowanie własne.

Table 4 shows the values of the model fit measures. The value of the  $\chi^2$  statistic and the  $p$ -value (0.11) do not provide grounds for rejecting  $H_0$  of good model fit. The root of square of the approximation error (RMSEA) below 0.05 indicates a good fit of the model (Konarski, 2010). The values of the absolute measures, i.e., GFI and AGFI, close to unity allow the model to be considered a very good fit to the data. A similar conclusion can be drawn from the CFI index. It should be noted, however, that despite the good fit of the model, the omission of sampling weights in the calculations does not allow the results to be extrapolated to the entire population.

W tabeli 4 przedstawiono wartości miar dopasowania modelu. Wartość statystyki  $\chi^2$  oraz wartość  $p$ -value (0,11) nie dają podstaw do odrzucenia  $H_0$  o dobrym dopasowaniu modelu. Pierwiastek kwadratu błędu aproksymacji (RMSEA) poniżej 0,05 świadczy o dobrym dopasowaniu modelu (Konarski, 2010). Wartości miar absolutnych, tj. GFI oraz AGFI, bliskie jednościami, pozwalają uznać model za bardzo dobrze dopasowany do danych. Podobny wniosek można wysnuć na podstawie wskaźnika CFI. Należy jednak zauważyć, że mimo dobrego dopasowania modelu pominięcie w obliczeniach wag przyjętych w doborze próby nie pozwala ekstrapolować wyników na całą populację.

**Table 4. Values of measures of model fit to real data**

**Tabela 4. Wartości miar dopasowania modelu do danych rzeczywistych**

Name of measurement / Nazwa współczynnika	Value / Wartość
$\chi^2$ Statistics / Statystyka $\chi^2$	18.210 (p = 0.11)
RMSEA	0.028
GFI	0.990
AGFI	0.980
CFI	0.966

Source: author's own study.

Źródło: opracowanie własne.

The method used allowed for a more accurate representation of the farmer's decision-making model through the introduction of latent variables. However, limitations arising from the tools used (SPSS AMOS) meant that the results of the research reflect only the relationships occurring in the sample and cannot be generalized to the FADN sample, and even less to the population of FADN farms. The consequence of stratified random sampling using Neyman's method of optimal allocation (this applies to both the FADN sample and the subsample used for the research) is the varying number of objects in the general population represented by individual sample elements (in the FADN database these are defined by the *SYS* variable). Taking this characteristic into account in the construction of the model would require assigning appropriate weights to the individual farms in the subsample used in the survey. However, the tool used to estimate the SEM model did not have such functionality. For this reason, the results presented here refer only to the relationships occurring in the analyzed sample.

Zastosowana metoda pozwoliła na dokładniejsze odwzorowanie modelu decyzyjnego rolnika poprzez wprowadzenie zmiennych ukrytych (latentnych). Niemniej ograniczenia wynikające z użytych narzędzi (SPSS AMOS) spowodowały, że wyniki badań odzwierciedlają jedynie zależności występujące w próbie i nie mogą być uogólniane do próby FADN, a tym bardziej do populacji gospodarstw FADN. Konsekwencją warstwowo-losowego doboru próby przy użyciu metody optymalnej alokacji Neymana (dotyczy to zarówno próby FADN, jak i podpróby użytej do badań) jest zróżnicowana liczba obiektów w populacji generalnej reprezentowanych przez poszczególne elementy próby (w bazie FADN określa je zmienna *SYS*). Uwzględnienie tej cechy w budowie modelu wymagałoby przypisania odpowiednich wag do poszczególnych gospodarstw z badanej podpróby. Zastosowane narzędzie do szacowania modelu SEM nie posiadało jednak takiej funkcjonalności. Z tego względu prezentowane wyniki odnoszą się wyłącznie do zależności występujących w analizowanej próbie.

## Conclusions

Research to date on the determinants of farmers' participation in the production insurance scheme has not led to a coherent view on the subject. The set of such factors seems to depend, for example, on the country in which the research was conducted, as well as on the characteristics of the farmer (education, views on risk), or the characteristics of the farm (type of activity, monetary resources). The model built by the author verifies the results of previous research on the determinants of farmers' participation in the production insurance system in a way that has not been done before. The unobservable variables *farming intensity* and *risk aversion and risk perception* turned out to have a similar effect on a farmer's propensity to purchase insurance. It should be noted, however, that the relationship was directly proportional for the variable *risk aversion and risk perception* and inversely proportional for the variable *farming intensity*. Of the observable variables, the coefficient of variation of yields and the farmer's self-assessment of risky decisions (subjective risk aversion) had a positive effect on the explained variable. The remaining coefficients turned out to be negative, so it can be concluded that: the amount of agricultural income per hectare of arable land, the value of assets per hectare of arable land and debt financing decrease farmers' propensity to purchase production insurance. The results presented allow us to conclude that an increase in the percentage of insured crops is possible by reaching farmers with low risk aversion and those whose farms are less exposed to losses. The results do not match those described by other researchers in some aspects. The discrepancy can be pointed out by comparing the results of the model to the publications by Kobus, who denied the influence of a farmer's self-assessment of risk-taking on their insurance decisions. Meanwhile, the results presented in the research indicate a non-zero influence of such a variable. It should be noted, however, that the results presented by the author confirm Carrer's conclusions regarding the dependence of insurance purchase on the producer's risk-taking propensity. In conclusion, the results of the research confirm, on the one hand, the usefulness of the method (introducing latent variables and describing the phenomenon in an unpopular way) and, on the other hand, the accuracy of the selection of assumptions used in the model as to the main determinants of the purchase of production insurance by farmers, as evidenced by the good fit of the model to the empirical data.

## Wnioski

Dotychczasowe badania w zakresie determinant uczestnictwa rolników w systemie ubezpieczeń produkcyjnych nie doprowadziły do wypracowania spójnego poglądu na ten temat. Zbiór takich czynników zdaje się zależeć chociażby od kraju, w którym badania były prowadzone, jak również od charakterystyk rolnika (wykształcenie, poglądy na ryzyko), czy cech gospodarstwa (typ działalności, zasoby pieniężne). W zbudowanym przez autora modelu dokonano weryfikacji wyników dotychczasowych badań dotyczących determinant uczestnictwa rolników w systemie ubezpieczeń produkcyjnych w niestosowany dotychczas sposób. Zmienne nieobserwowalne: *intensywność gospodarowania* oraz *awersja do ryzyka i percepcja ryzyka* okazały się w podobnym stopniu wpływać na skłonność rolnika do zakupu ubezpieczenia. Należy jednak zauważyć, że zależność była wprost proporcjonalna w przypadku zmiennej *awersja do ryzyka i percepcja ryzyka* i odwrotnie proporcjonalna dla zmiennej *intensywność gospodarowania*. Spośród zmiennych obserwowalnych dodatni wpływ na zmienną objaśnianą miały: współczynnik zmienności plonów oraz samoocena rolnika co do podejmowania ryzykownych decyzji (subiektywna awersja do ryzyka). Pozostałe współczynniki okazały się być ujemne, wobec czego stwierdzić można, że wysokość dochodu rolniczego w przeliczeniu na hektar UR, wartość aktywów w przeliczeniu na hektar UR oraz finansowanie długiem obniżają skłonność rolników do zakupu ubezpieczeń produkcyjnego. Przedstawione wyniki pozwalają stwierdzić, że wzrost odsetka ubezpieczonych upraw możliwy jest dzięki dotarciu do rolników o niskiej awersji do ryzyka oraz tych, których gospodarstwa są mniej narażone na straty. Uzyskane wyniki w pewnych aspektach nie przystają do tych opisywanych przez innych badaczy. Rozbieżność można wskazać porównując wyniki modelu do prac Kobusa (2016), który negował wpływ samooceny rolnika co do podejmowania ryzyka na jego decyzje ubezpieczeniowe. Tymczasem wyniki uzyskane w prezentowanych badaniach wskazują na niezerowy wpływ takiej zmiennej. Należy jednak zauważyć, że przedstawione przez autora wyniki potwierdzają wnioski Carrera co do zależności wykupu ubezpieczenia od skłonności producenta do podejmowania ryzyka. Podsumowując, wyniki badań potwierdzają z jednej strony przydatność metody (wprowadzając zmienne ukryte i opisując zjawisko w niepopularny dotychczas sposób), a z drugiej trafność selekcji wykorzystanych w modelu założeń co do głównych determinant zakupu ubezpieczeń produkcyjnych przez rolników, o czym świadczy dobre dopasowanie modelu do danych empirycznych.

### **Connection with the research projects**

This publication uses the results of empirical research carried out as part of task 2 under the project entitled “Economic insurance in holistic risk management in agriculture oriented towards sustainability, innovation and technology deployment and climate change mitigation” (acronym: UBROL), which received funding from the National Centre for Research and Development (NCBR) from the GOSPOSTRATEG program under contract no. Gospostrateg1/390422/25/NCBR/2019 dated 13.03.2019.

### **Powiązanie z projektami badawczymi**

Niniejsza publikacja wykorzystuje wyniki badań empirycznych wykonanych w ramach zadania 2 projektu pt.: „Ubezpieczenia gospodarcze w holistycznym zarządzaniu ryzykiem w rolnictwie zorientowanym na zrównoważenie, wdrażanie innowacji i technologii i przeciwdziałanie zmianie klimatu” (akronim: UBROL), który uzyskał dofinansowanie Narodowego Centrum Badań i Rozwoju (NCBR) z programu GOSPOSTRATEG w ramach umowy nr Gospostrateg1/390422/25/NCBR/2019 z dnia 13.03.2019 r.

## References

- Arbuckle, J.L. (2021). IBM SPSS Amos 28 User's Guide. IBM. [https://www.ibm.com/docs/en/SSLVMB\\_28.0.0/pdf/amos/IBM\\_SPSS\\_Amos\\_User\\_Guide.pdf](https://www.ibm.com/docs/en/SSLVMB_28.0.0/pdf/amos/IBM_SPSS_Amos_User_Guide.pdf)
- Arshad, M., Amjath-Babu, T.S., Kächele, H., & Müller, K. (2015). What Drives the Willingness to Pay for Crop Insurance Against Extreme Weather Events (Flood and Drought) in Pakistan? A Hypothetical Market Approach. *Climate and Development*, 8(3), 234–244. <https://doi.org/10.1080/17565529.2015.1034232>
- Babalola, D.A. (2014). Determinants of Farmers' Adoption of Agricultural Insurance: The Case of Poultry Farmers in Abeokuta Metropolis of Ogun State, Nigeria. *British Journal of Poultry Sciences*, 3(2), 36–41. <https://doi.org/10.5829/idosi.bjps.2014.3.2.83216>
- Bedyńska, S., & Książek, M. (2012). Statystyczny drogowskaz. Praktyczny przewodnik wykorzystania modeli regresji oraz równań strukturalnych. Wydawnictwo Akademickie Sedno.
- Bentler, P.M. (1990). Comparative Fit Indexes in Structural Models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238–246. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Bollen, K.A. (1989). *Structural Equations with Latent Variables*. John Wiley & Sons. <https://doi.org/10.1002/9781118619179>
- Brånstrand, F., & Wester, F. (2014). Factors Affecting Crop Insurance Decision: A Survey Among Swedish Farmers. SLU, Dept. of Economics. <http://urn.kb.se/resolve?urn=urn:nbn:se:slu:epsilon-s-3701>
- Carrer, M.J., da Silveira, R.L.F., Vinholis, M.B.M. de, & de Souza Filho, H.M. (2020). Determinants of Agricultural Insurance Adoption: Evidence from Farmers in the State of São Paulo, Brazil. *RAUSP Management Journal*, 55(4), 547–566. <https://doi.org/10.1108/rausp-09-2019-0201>
- Dubiel, B. (2014). Ubezpieczenie jako metoda zarządzania ryzykiem w rolnictwie. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego*, 804, *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 67, 185–199. [https://wneiz.pl/nauka\\_wneiz/frfu/67-2014/FRFU-67-185.pdf](https://wneiz.pl/nauka_wneiz/frfu/67-2014/FRFU-67-185.pdf)
- Enjolras, G., Capitano, F., & Adinolfi, F. (2012). The Demand for Crop Insurance: Combined Approaches for France and Italy. *Agricultural Economics Review*, 13(1), 5–22. [http://aer.web.auth.gr/13\\_1\\_1.pdf](http://aer.web.auth.gr/13_1_1.pdf)
- Floriańczyk, Z., Osuch, D., Bocian, M., Malanowska, B., & Cholewa, I. (2018). Plan wyboru próby gospodarstw rolnych Polskiego FADN od roku obrachunkowego 2019. IERiGŻ PIB. <https://fادن.pl/wp-content/uploads/2018/10/Plan-wyboru-od-2019.pdf>
- Ginder, M., Spaulding, A.D., Tudor, K. W., & Winter, J.R. (2009). Factors Affecting Crop Insurance Purchase Decisions by Farmers in Northern Illinois. *Agricultural Finance Review*, 69(1), 113–125. <https://doi.org/10.1108/00021460910960507>
- Jöreskog, K.G. (1973). A General Method for Estimating as Linear Structural Equation System. In: A.S. Goldberger & O.D. Duncan (Eds.), *Structural Equation Models in the Social Sciences* (pp. 85–112). Quantitative Studies in Social Relations. Seminar Press.
- Jöreskog, K.G., & Sörbom D. (1989). *Lisrel 7: A Guide to the Program and its Applications*. SPSS.
- Kacprzak, A. (2018). Modelowanie strukturalne w analizie zachowań konsumentów: porównanie metod opartych na analizie kowariancji (CB-SEM) i częściowych najmniejszych kwadratów (PLS-SEM). *Handel Wewnętrzny*, 377(6.1), 247–261. <https://bazekon.uek.krakow.pl/gospodarka/171574118>
- Kaplan, D.W. (2009). *Structural Equation Modeling: Foundations and Extensions* (2nd Ed.). SAGE Publications. <https://doi.org/10.4135/9781452226576>
- Kata, R. (2020). Zadłużenie rolników w Polsce w aspekcie przemian strukturalnych i koniunktury w rolnictwie / Indebtedness of Farmers in Poland in Light of Structural Changes and Economic Fluctuations in Agriculture. *Zeszyty Naukowe Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie, Polityki Europejskie, Finanse i Marketing*, 23(72), 33–44. <https://doi.org/10.22630/PEFIM.2020.23.72.3>
- Keesling, W. (1972). *Maximum Likelihood Approaches to Causal Flow Analysis*. [Unpublished doctoral dissertation]. University of Chicago.
- Kobus, P. (2016). Determinanty poziomu ubezpieczeń rolniczych. *Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego*, 45(2), 279–289. <https://doi.org/10.18276/SIP.2016.45/2-22>
- Konarski, R. (2010). *Modele równań strukturalnych. Teoria i praktyka*. Wydawnictwo naukowe PWN.
- Kurdyś-Kujawska, A. (2018). Determinants of Voluntary Insurance in Agriculture. *Annales Universitatis Mariae Curie-Skłodowska, Sectio H, Oeconomia*, 52(1), 109–118. <https://doi.org/10.17951/h.2018.52.1.109>
- Mądra, M. (2009). Źródła finansowania inwestycji w indywidualnych gospodarstwach rolniczych. *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu*, 11(1), 273–278. <https://rnseria.com/resources/html/article/details?id=170982>
- Najwyższa Izba Kontroli (NIK). (2020, October 7). Informacja o wynikach kontroli. Wspieranie środkami publicznymi systemu ubezpieczeń rolniczych. <https://www.nik.gov.pl/aktualnosci/system-ubezpiezen-rolniczych.html>



- OECD. (2011). *Managing Risk in Agriculture: Policy Assessment and Design*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/9789264116146-en>
- Rezolucja przyjęta przez Zgromadzenie Ogólne w dniu 25 września 2015 r. 70/1. Przekształcamy nasz świat: Agenda na rzecz zrównoważonego rozwoju 2020. Organizacja Narodów Zjednoczonych / United Nations. [https://www.un.org.un.org.pl/files/164/Agenda%202030\\_pl\\_2016\\_ostateczna.pdf](https://www.un.org.un.org.pl/files/164/Agenda%202030_pl_2016_ostateczna.pdf)
- Ronka-Chmielowiec, W. (2002). *Ubezpieczenia. Rynek i ryzyko*. Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Spearman, C. (1904). "General Intelligence," Objectively Determined and Measured. *The American Journal of Psychology*, 15(2), 201–293. <https://doi.org/10.2307/1412107>
- Stempel, R. (2013). Ubezpieczenie upraw polowych na terenie Polski północnej. *Ubezpieczenia w Rolnictwie. Materiały i Studia*, 47, 7–22. [https://www.krus.gov.pl/fileadmin/moje\\_dokumenty/obrazki/kwartalnik/kwartalnik\\_47\\_2013.pdf](https://www.krus.gov.pl/fileadmin/moje_dokumenty/obrazki/kwartalnik/kwartalnik_47_2013.pdf)
- Sulewski, P. (2009). Rolnicy wobec ryzyka i potrzeby ubezpieczeń – opinie i postawy. *Roczniki Nauk Rolniczych. Seria G: Ekonomika Rolnictwa*, 96(3), 320–328. [https://sj.wne.sggw.pl/pdf/RNR\\_2009\\_n3\\_s320.pdf](https://sj.wne.sggw.pl/pdf/RNR_2009_n3_s320.pdf)
- Sulewski, P., & Kłoczko-Gajewska, A. (2014). Farmers' Risk Perception, Risk Aversion and Strategies to Cope with Production Risk: An Empirical Study from Poland. *Studies in Agricultural Economics*, 116(3), 140–147. <https://doi.org/10.7896/J.1414>
- Turner, M.E., & Stevens, C.D. (1959). The Regression Analysis of Causal Paths. *Biometrics*, 15(2), 236–258. <https://doi.org/10.2307/2527672>
- Ustawa z dnia 7 lipca 2005 r. o ubezpieczeniach upraw rolnych i zwierząt gospodarskich (Dz.U. 2005 nr 150 poz. 1249). <https://isap.sejm.gov.pl/isap.nsf/DocDetails.xsp?id=WDU20051501249>
- Wąs, A., & Kobus, P. (2018). Factors Determining the Crop Insurance Level in Poland Taking into Account the Level of Farm Subsidising. In: M. Wigier & A. Kowalski (Eds.), *The Common Agricultural Policy of the European Union – the Present and the Future. EU Member States Point of View* (pp. 125–146). Proceedings of the International Scientific Conference "The Common Agricultural Policy of the European Union – the Present and the Future", December 5–7, 2017, Stare Jabłonki, Poland. Multi-Annual Programme 2015–2019, 73.1. <https://doi.org/10.30858/PW/9788376587431.11>
- Wąs, A., Sulewski, P., Kobus, P., Majewski, E., Pogodzińska, K., Kulawik, J., Soliwoda, M., Kurdyś-Kujawska, A., Osuch, D., Kagan, A., & Herda-Kopańska, J. (2020). Percepcja ryzyka przez rolników, jego źródeł i nastawień do niego oraz preferencji dotyczących instrumentów i strategii zarządzania nim – wyniki badań ankietowych. In: M. Soliwoda (Ed.), *Identyfikacja podstaw, przemian i problemów ubezpieczeń rolnych* (pp. 552–654). IERiGŻ PIB. [http://ierigz.waw.pl/publikacje/poza-seria/23972\\_0,3,0,identyfikacja-podstaw-przemian-i-problemow-ubezpieczen-rolnych.html](http://ierigz.waw.pl/publikacje/poza-seria/23972_0,3,0,identyfikacja-podstaw-przemian-i-problemow-ubezpieczen-rolnych.html)
- Wiley, D.E. (1973). The identification problem for structural equation models with unmeasured variables. In: A.S. Goldberger & O.D. Duncan (Eds.), *Structural Equation Models in the Social Sciences* (pp. 69–83). Quantitative Studies in Social Relations. Seminar Press.
- Wright, S. (1918). On the Nature of Size Factors. *Genetics*, 3(4), 367–374. <https://doi.org/10.1093/genetics/3.4.367>
- Wright, S. (1921). Correlation and Causation. *Journal of Agricultural Research*, 20(7), 557–585. <https://naldc.nal.usda.gov/download/IND43966364/pdf>
- Wright, S. (1934). The Method of Path Coefficients. *Annals of Mathematical Statistics*, 5(3), 161–215. <https://doi.org/10.1214/aoms/1177732676>
- Wright, S. (1960). Path Coefficients and Path Regressions: Alternative or Complementary Concepts? *Biometrics*, 16(2), 189–202. <https://doi.org/10.2307/2527551>

Submission date / Data nadesłania: 20.03.2023.

Final revision date / Data ostatniej recenzji: 26.03.2023.

Acceptance date / Data akceptacji: 30.05.2023.

© 2023 Rawa, G. This is an open access article licensed under the Creative Commons Attribution-NonCommercial-NoDerivs License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>)



Autorskie prawa osobiste: Rawa, G. (2023). Niniejszy artykuł został opublikowany w otwartym dostępie na licencji Creative Commons Attribution-NonCommercial-NoDerivs License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>)

