

STOPIEŃ AWERSJI DO RYZYKA A WYNIKI GOSPODARSTWA ROLNEGO

Piotr Sulewski

Katedra Ekonomiki i Organizacji Przedsiębiorstw Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego
w Warszawie

Kierownik: prof. dr hab. Henryk Runowski

Słowa kluczowe: ryzyko w rolnictwie, awersja do ryzyka, wartość oczekiwana dochodu rolniczego, zmienność dochodów, ekwiwalent pewności

Key words: risk in agriculture, risk aversion, expected value of farm income, farm income variability, certainty equivalent

S y n o p s i s. W pracy podjęto próbę określenia wpływu stopnia awersji do ryzyka na wyniki gospodarstwa rolnego mierzone w kategoriach użyteczności wartości oczekiwanej. Badania przeprowadzono z zastosowaniem podejścia opartego na średniej i wariancji. Z analiz wynika, iż stopień awersji do ryzyka znacząco modyfikuje użyteczność wartości oczekiwanej dochodu rolniczego. Przeprowadzone symulacje wykazały, iż zarówno zmiany w strukturze, jak i korzystanie z ubezpieczeń produkcyjnych mogą wpływać stabilizująco na wysokość dochodów, chociaż wartość oczekiwana może ulec zmniejszeniu.

WSTĘP

Jedno z kluczowych zagadnień podejmowanych w analizach dotyczących ryzyka i jego wpływu na działalność gospodarczą stanowi kwestia awersji do ryzyka. Pojęcie oznaczające niechęć do podejmowania ryzykownych działań wyznacza jednocześnie jeden z głównych obszarów rozważań prowadzonych na gruncie teorii oczekiwanej użyteczności. Według Paula Samuelsona [2004], daną osobę charakteryzuje niechęć do ryzyka, kiedy przykrość spowodowana utratą pewnej kwoty dochodu jest większa niż przyjemność płynąca z tej samej kwoty. W odniesieniu do koncepcji użyteczności awersja do ryzyka przekłada się na malejącą krańcową użyteczność dochodu, co oznacza, że przyrost użyteczności osiągnięty dzięki uzyskaniu dodatkowej jednostki dochodu jest mniejszy niż utrata użyteczności wywołana stratą analogicznej kwoty.

W przypadku sektora gospodarstw rolnych przyjmuje się, że większość rolników charakteryzuje się zazwyczaj znacznym poziomem niechęci wobec ryzyka, co powinno przekładać się na ich skłonność do podejmowania działań zmierzających do redukcji poziomu ryzyka [Huirne 2002]. Ważnym czynnikiem wpływającym na poziom awersji do ryzyka wśród rolników jest również właściwa jego percepcja. W efekcie, awersja i percepcja ryzyka stanowią punkt wyjścia do oceny wyboru metod zarządzania ryzykiem w gospodarstwie rolnym

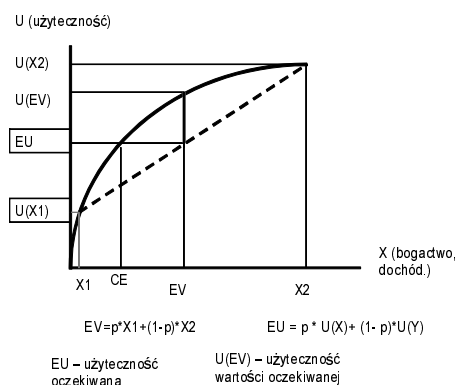
[Ogurtsov 2008]. Jednocześnie obydwie wymienione kategorie związane są z indywidualnymi cechami i postawami rolnika, co wyznacza zakres trudności w analizie i ocenie omawianego zjawiska.

W odniesieniu do indywidualnych postaw decydentów, teoria oczekiwanej użyteczności wyjaśnia sposób postępowania ludzi w warunkach ryzyka. Zgodnie z jej założeniami decydenci, stojąc przed pewnymi alternatywnymi wyborami, podejmują decyzje w taki sposób, aby zmaksymalizować oczekiwaną użyteczność, co stanowi alternatywne kryterium decyzyjne wobec maksymalizacji wartości oczekiwanej. Początek takiemu postrzeganiu decyzji o niepewnych skutkach dały prowadzone w XVII wieku rozważania Daniela Bernoulliego, które w latach czterdziestych ubiegłego wieku zostały rozwinięte w postaci funkcji oczekiwanej użyteczności przez Johna von Neumanna i Oskara Morgensterna [1944].

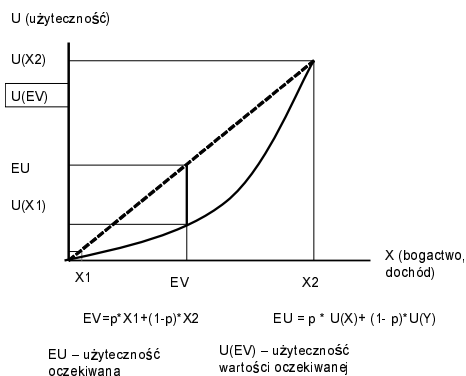
FUNKCJA UŻYTECZNOŚCI OCZEKIWANEJ

Podstawowym elementem warunkującym kształt funkcji użyteczności jest stosunek decydenta do ryzyka. W zależności od stopnia skłonności do podejmowania ryzyka funkcja użyteczności może być wypukła, wklęsła lub prostoliniowa. Funkcja o charakterze wypukłym reprezentuje osoby charakteryzujące się postawą awersji do ryzyka, podczas gdy funkcja o kształcie wklęsłym odzwierciedla postawy osób poszukujących ryzyka. Prostoliniowa postać funkcji użyteczności odpowiada obojętnemu stanowisku stosunku do ryzyka. Schematycznie zależności pomiędzy kształtem funkcji a stosunkiem do ryzyka przedstawiają rysunki 1a i 1b. Zakładając możliwość wystąpienia dwóch stanów otoczenia X_1 i X_2 , warunkujących np. wysokość osiągniętego dochodu z określonymi prawdopodobieństwami p oraz $(1-p)$, można obliczyć wartość oczekiwaną tego dochodu (gry), która będzie wynosiła $EV = p \cdot X_1 + (1-p) \cdot X_2$. Mając na uwadze zróżnicowane użyteczności każdego z tych dwóch zdarzeń (X_1 i X_2), opisaną sytuację można przedstawić w kategoriach funkcji oczekiwanej użyteczności von Neumanna-Morgensterna za pomocą wzoru: $EU = p \cdot U(X_1) + (1-p) \cdot U(X_2)$, gdzie $U(X_1)$ i $U(X_2)$ oznaczają odpowiednio użyteczność dochodów osiągniętych w sytuacji X_1 i X_2 . W przypadku wypukłej funkcji użyteczności odzwierciedlającej awersję do ryzyka, użyteczność wartości oczekiwanej dochodu ($U(EV)$) (wolnej od ryzyka) jest wyższa od oczekiwanej użyteczności z podjęcia ryzyka (przystąpienia do gry) EU . W praktyce oznacza to, iż decydent (np. rolnik) wolałby otrzymać pewną (gwarantowaną) kwotę, mniejszą niż obciążona ryzykiem wartość oczekiwana (użyteczność tej kwoty byłaby większa niż użyteczność niepewnej wartości oczekiwanej). Odnosząc to do zależności przedstawionych na rysunku 1a można stwierdzić, iż istnieje pewna wartość dochodu mniejsza od wartości oczekiwanej, dla której decydent byłby skłonny zrezygnować z niepewnych wyników reprezentowanych przez wartość oczekiwaną EV . W teorii oczekiwanej użyteczności wartość ta określana jest mianem ekwiwalentu pewności (CE), a różnica między wartością oczekiwaną dochodu a ekwiwalentem pewności stanowi premię za ryzyko i tym samym odzwierciedla kwotę, jaką decydent byłby skłonny zapłacić za uniknięcie ryzyka (niepewnego wyniku). W przypadku obojętnego stosunku do ryzyka użyteczność wyboru obciążonej ryzykiem wartości oczekiwanej (podjęcie ryzyka) byłaby taka sama jak użyteczność wyboru niższej wartości pozbawionej ryzyka. W sytuacji osoby chętnie podejmującej ryzyko użyteczność wyboru wartości oczekiwanej obciążonej ryzykiem byłaby wyższa niż użyteczność wyboru wartości niższej niż oczekiwana, ale pozbawionej ryzyka.

a) awersja do ryzyka



b) skłonność do ryzyka



Rysunek 1. Kształt funkcji użyteczności w zależności od stosunku do ryzyka
 Źródło: opracowanie na podstawie [Hardaker i in. 1997, Damodaran 2008].

Drugim parametrem obok ekwiwalentu pewności wykorzystywanym w analizach dotyczących ryzyka jest współczynnik awersji do ryzyka Arrowa-Pratta¹, który w oryginalnym ujęciu odnosi się do użyteczności bogactwa. W sytuacji, w której związek między użytecznością a bogactwem można określić w postaci funkcji, współczynnik awersji do ryzyka mierzy przyrost lub spadek użyteczności w miarę wzrostu lub spadku bogactwa [Damodaran 2008]. Rozgraniczenie pomiędzy reakcją na zmiany o charakterze absolutnym w bogactwie (np. zysk lub strata 1000 zł) i relatywnym (zmiana bogactwa o 1%) prowadzi do rozróżnienia absolutnej i relatywnej awersji do ryzyka. Malejąca absolutna awersja do ryzyka wskazuje, iż wartość majątku, którą decydent jest skłonny narazić na ryzyko, wzrasta wraz ze wzrostem bogactwa. Malejąca relatywna awersja do ryzyka odnosi się zaś do części (procentowej) majątku, jaką decydent jest skłonny narazić na ryzyko wraz ze wzrostem bogactwa. W przypadku stałej awersji do ryzyka wielkość bogactwa (część bogactwa w przypadku awersji relatywnej), którą decydent jest skłonny narazić na ryzyko, pozostaje stała, niezależnie od zmian stanu bogactwa. W dalszej części pracy pojęcie bogactwa zastąpione zostało kategorią dochodu rolniczego.

Współczynnik absolutnej awersji do ryzyka obliczany jest jako relacja drugiej i pierwszej pochodnej funkcji użyteczności według formuły [Berg 2002]:

$$Ra = \frac{-u''(x)}{u'(x)};$$

gdzie: $u''(x)$ i $u'(x)$ oznaczają odpowiednio pierwszą i drugą pochodną funkcji użyteczności.

Sposób liczenia tego współczynnika wymaga wcześniejszego zdefiniowania postaci funkcji użyteczności, co jednak w praktyce jest bardzo trudne lub wręcz niemożliwe [Damodaran 2008]. Niezbędne jest więc przyjęcie pewnych założeń jej kształtu. Według Ernsta Berga [2002] zasadnym jest wykorzystanie w tym celu np. funkcji potęgowej o postaci:

¹ Może on odzwierciedlać absolutną (bezwzględną) awersję do ryzyka, czyli np. pokazywać jak zmienia się kwota, którą jesteśmy skłonni zaryzykować w wyniku zmiany stanu posiadania np. o 10 tys.; może też przedstawiać relatywną awersję do ryzyka, wskazującą na to, jaką część majątku jesteśmy skłonni zaryzykować w wyniku zmiany stanu posiadania np. o 1%.

$$u(x) = \frac{1}{1-\theta} x^{1-\theta};$$

gdzie: $u(x)$ oznacza użyteczność wartości x , θ – współczynnik relatywnej awersji do ryzyka.

Współczynnik absolutnej awersji do ryzyka Ra liczony jako $\frac{-u''(x)}{u'(x)}$ oznacza, iż w przypadku funkcji użyteczności przedstawionej powyżej może być zapisany jako: $Ra = \frac{\theta}{x}$ i stąd współczynnik relatywnej awersji do ryzyka można zapisać wzorem [Berg 2002]:

$$\theta = \frac{-u''(x)x}{u'(x)}.$$

Znając wartość współczynnika relatywnej awersji do ryzyka (zakładając jego stałość), można obliczyć wartość ekwiwalentu pewności (CE) dzięki zastosowaniu następującej formuły [Berg 2002, Anderson, Dillon 1992]:

$$CE = E(x) - \frac{\theta}{2E(x)} V(x);$$

gdzie: $E(x)$ oznacza wartość oczekiwaną dochodu, θ – współczynnik relatywnej awersji do ryzyka, a $V(x)$ – wariancję dochodu.

Brak praktycznych możliwości wyznaczenia funkcji użyteczności dla konkretnego decydenta powoduje, iż wartość opisanego powyżej współczynnika awersji do ryzyka może zostać określona jedynie w sposób pośredni poprzez przyjęcie pewnych założeń wynikających z obserwacji postawy konkretnego decydenta wobec ryzykownych decyzji i działań. Jock Anderson i John Dillon [1992] proponują, aby wskaźnik awersji wynoszący 1 odnosić do osób dość neutralnych w stosunku do ryzyka, wskaźnik w przedziale 2-3 przypisywać osobom o przeciętnej awersji, natomiast wskaźnik od wartości około 4 – jednostkom z bardzo silną awersją do ryzyka. Współczynnik poniżej 1 odzwierciedlałby natomiast postawy osób poszukujących ryzyka.

Dążąc do możliwie najlepszych wyników ekonomicznych, rolnik działający w warunkach ryzyka i charakteryzujący się określonym poziomem awersji do ryzyka powinien dążyć do maksymalizacji wartości ekwiwalentu pewności, co można zapisać jako:

$$\max CE = E(x) - \frac{\theta}{2E(x)} V(x).$$

Stanowi to alternatywne kryterium optymalizacji do stosowanego często w modelach optymalizacyjnych kryterium maksymalizacji dochodu rolniczego.

Głównym celem opracowania jest próba określenia wpływu awersji do ryzyka (wyrażonej współczynnikiem awersji do ryzyka) na wyniki gospodarstwa mierzone wielkością ekwiwalentu pewności i wartością oczekiwaną dochodu rolniczego.

METODYKA

Obiekt badawczy stanowiło gospodarstwo rolne specjalizujące się w produkcji roślinnej o powierzchni 138 ha. W gospodarstwie przeprowadzono wywiad kierowany, a uzyskane informacje służyły jako podstawa konstrukcji modelu. W pracy wykorzystano podejście oparte na średniej i wariancji. W podejściu tym średnia utożsamiana jest z wartością oczekiwaną danego zjawiska (np. wartością oczekiwaną przychodów), natomiast wariancja trakto-

wana jest jako miara ryzyka. Podstawowym zadaniem badawczym była optymalizacja wartości ekwiwalentu pewności (CE) przy założeniu różnych poziomów awersji do ryzyka (wyrażonej współczynnikiem relatywnej awersji do ryzyka Arrow-Pratta od 1 do 5) opisana formułą:

$$\max CE = E(i) - \frac{\theta}{2E(i)} V(i); \quad (1)$$

gdzie: $E(i)$ – wartość oczekiwana dochodu rolniczego, $V(i)$ – wariancja dochodu, θ – współczynnik awersji do ryzyka.

Wartość oczekiwaną dochodu policzono natomiast zgodnie ze wzorem:

$$E(i) = \sum_{i=1}^n E(GM_i)x_i - FK; \quad (2)$$

gdzie: $\sum_{i=1}^n E(GM_i)x_i$ oznacza sumę wartości oczekiwanych nadwyżek bezpośrednich z i -tych działalności przemnożoną przez obszar uprawy każdej z nich, x_i wyrażony w ha, (x_i ma charakter zmiennej decyzyjnej i podlega optymalizacji w zadaniu programowania nieliniowego), FK – oznacza koszty stałe.

Wartość nadwyżek bezpośrednich policzono według wzoru:

$$E(GM_i) = E(S) + DP - VC - IP; \quad (3)$$

gdzie: $E(S)$ oznacza wartość przychodów z i -tej rośliny (obliczane jako iloczyn ceny i plonu powiększony o wartość ewentualnego odszkodowania w przypadku straty plonu zgodnie z opisanymi w dalszej części opracowania zasadami wypłacania odszkodowań), DP – dopłaty bezpośrednie, VC – koszty zmienne, IP – składka ubezpieczeniowa.

W opracowaniu założono deterministyczny charakter kosztów zmiennych i stałych, stąd wariancja dochodu rolniczego odzwierciedlała jedynie zmienność plonów i cen poszczególnych produktów (roślin) i była obliczana zgodnie z formułą:

$$V(i) = \sum_{i=1}^n V(R_i)x_i^2 + 2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=i+1}^n x_i x_j \text{cov}_{ij}; \quad (4)$$

gdzie: $V(R_i)$ oznacza wariancję przychodów z i -tej działalności (rośliny), a cov_{ij} oznacza kowariancję przychodów między poszczególnymi parami działalności (roślin), co odzwierciedla korelacje zarówno między plonami, jak i cenami.

Zastosowana w opracowaniu procedura obliczeniowa składała się z dwóch etapów. W pierwszym, z wykorzystaniem pakietu Simetar zbudowano model symulacyjny wykorzystujący metodę Monte Carlo. Dzięki temu obliczono wartości nadwyżek bezpośrednich i odpowiadających im wariancji stanowiących miarę zmienności. Jako dane wejściowe do modelu symulacyjnego wprowadzono informacje o przeciętnych plonach roślin i cenach, uzyskane w trakcie wywiadu z rolnikiem. Parametry wprowadzone do modelu obciążone zostały wskaźnikami zmienności oszacowanymi dla analogicznej (odpowiadającej wielkością i typem produkcyjnym) grupy gospodarstw znajdujących się w polu obserwacji FADN. Dla uproszczenia, zarówno w przypadku plonów, jak i cen założono rozkład normalny. Symulacja składała się z 1000 iteracji, w których szacowano parametry rozkładu nadwyżek bezpośrednich (wartość oczekiwana i wariancja) zgodnie z równaniem (3). W drugim etapie badań zastosowano model optymalizacyjny z zastosowaniem programowania nieliniowego, w którym jako funkcję celu przyjęto maksymalizację ekwiwalentu pewności, a zmienne decyzyjne stanowiły powierzchnie zasiewów poszczególnych roślin.

W pracy rozpatrywano dwa warianty struktury zasiewów oraz dwa warianty schematu ubezpieczenia upraw. W przypadku struktury zasiewów, wariant bazowy odzwierciedlał rzeczywistą strukturę upraw w gospodarstwie, a wariant optymalny zakładał „poluzowanie” warunków ograniczających w modelu optymalizacyjnym przy zachowaniu zasad dobrej praktyki rolniczej i utrzymaniu dotychczasowego charakteru produkcyjnego gospodarstwa (nie wprowadzono upraw o odmiennych technologiach produkcji od stosowanych w gospodarstwie). W przypadku schematów ubezpieczeń, pierwszy z nich zakładał ubezpieczenie całej produkcji rolniczej zgodnie z obowiązującymi zasadami, a drugi całkowitą rezygnację z tego instrumentu.

Mając na uwadze, iż oszacowana za podstawie danych FADN zmienność plonów wynikała ze wszystkich możliwych czynników ryzyka, założono, że zastosowana do obliczeń składka ubezpieczeniowa musi odzwierciedlać koszt ubezpieczenia wszystkich ryzyk, w tym też suszy. W praktyce ubezpieczenie od ryzyka suszy w ramach systemu ubezpieczeń dotowanych jest prawie niemożliwe, co wynika z ustalanych przez zakłady ubezpieczeniowe stawek znacznie wyższych niż maksymalne wartości dopuszczone w ustawie (6%). Według informacji przedstawionych przez Konrada Rojewskiego [2010] w zależności od rejonu kraju i klasy gleby stawki ubezpieczenia od ryzyka wystąpienia suszy wahają się od kilku do nawet 20% sumy ubezpieczenia. W badaniu założono, iż stawka ubezpieczeniowa obejmująca wszystkie podstawowe ryzyka produkcyjne łącznie z suszą wynosi 10% sumy ubezpieczenia (a zatem więcej niż wartość graniczna dla ubezpieczeń dotowanych), a umowa ubezpieczenia zawierana jest na zasadach w pełni komercyjnych (bez dotacji z budżetu państwa). Sumę ubezpieczenia obliczono na podstawie informacji o przeciętnych plonach i cenach podanych przez rolnika w trakcie wywiadu. W kalkulacji odszkodowania założono franszyzę integralną i redukcijną² na zasadach przedstawionych w Ustawie o ubezpieczeniach dotowanych (podobne zasady zawarte są w ogólnych warunkach ubezpieczenia jednego z ubezpieczycieli oferującego komercyjne ubezpieczenia produkcji rolniczej). Pewnym problemem okazało się zróżnicowanie franszyzy integralnej między ryzykiem suszy a pozostałymi sytuacjami, tzn. w pierwszym z wymienionych przypadków odszkodowanie jest wypłacane przy stracie plonu przekraczającej 25%, a w drugim – przy stracie co najmniej 10%. Obserwowana w danych historycznych zmienność plonów jest natomiast wypadkową niekorzystnych zjawisk o różnym pochodzeniu, przy czym jak wskazują wypowiedzi rolników [Sulewski 2011], obserwacje IMiGW [Stankiewicz 2007] czy doniesienia z innych krajów [Rojewski 2010] – głównym czynnikiem ryzyka w naszej strefie klimatycznej pozostaje susza.

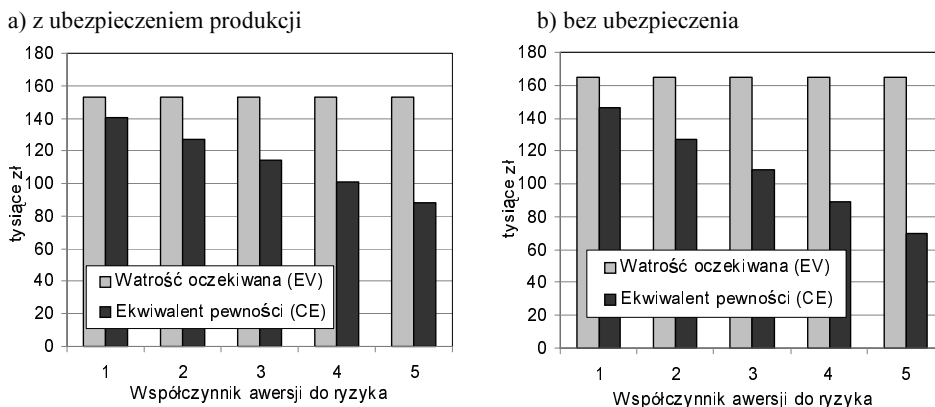
Założono więc, iż większość obserwowanej zmienności również wynika ze zjawiska suszy. Wobec powyższego franszyzę integralną policzono według formuły $0,25 * 0,75 + 0,1 * 0,25 = 0,2125$, przyjmując, że 75% zmienności jest wynikiem suszy, a 25% pozostałych czynników ryzyka (co w przybliżeniu odzwierciedla zasadę Pareto). Założony poziom franszyzy integralnej oznacza, iż odszkodowanie będzie wypłacane tylko w sytuacji, gdy strata plonu przekroczy 21,25% wielkości oczekiwanej. Dodatkowo założono pomniejszenie wartości odszkodowania o 10% w każdym przypadku (maksymalna franszyza redukcyjna w ustawie, zapis taki występuje także w ogólnych warunkach ubezpieczenia firmy oferującej komercyjne ubezpieczenia produkcji rolnej).

² Franszyza integralna to postanowienie umowy ubezpieczenia, zgodnie z którym ubezpieczyciel nie odpowiada za szkody, jeśli ich wartość nie przekracza określonego minimum. Franszyza redukcyjna to zapis, zgodnie z którym ubezpieczyciel obniża odszkodowanie o określoną w umowie część sumy ubezpieczenia.

WYNIKI

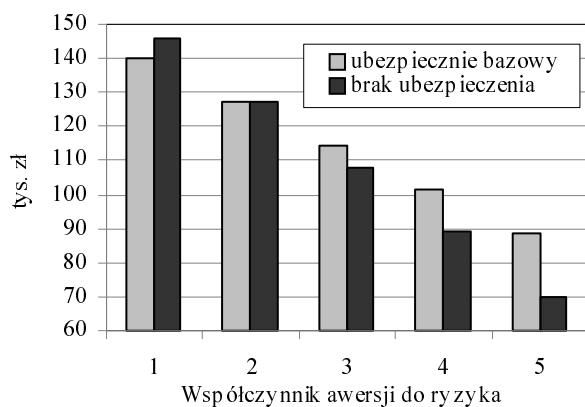
Zakres zmian w wartości ekwiwalentu pewności pomiędzy wariantami różniącymi się założonym współczynnikiem awersji do ryzyka przedstawiono na rysunkach 2a i 2b, odpowiednio dla scenariusza zakładającego ubezpieczenie produkcji rolniczej i jego brak. W obydwu przypadkach wzrost współczynnika awersji do ryzyka wpływał na wyraźne zmniejszenie ekwiwalentu pewności, co należy interpretować jako skłonność do akceptacji coraz to niższej, ale jednocześnie pewnej wartości (dochodu, wypłaty, wygranej itd.), dla której rolnik byłby skłonny zrezygnować z niepewnych rezultatów swojej działalności. Wartość oczekiwana dochodu pozostawała niezmienna przy wszystkich poziomach współczynnika awersji, co wynikało z przyjęcia sztywnych warunków ograniczających w modelu optymalizacyjnym, odzwierciedlających strukturę produkcji zaobserwowaną w gospodarstwie.

Z porównania rysunków 2a i 2b wynika, że wartość oczekiwana dochodu w wariantach zakładających ubezpieczenie okazała się o kilka tysięcy zł niższa niż w przypadku braku ubezpieczenia. Nieco inaczej przedstawiały się zależności między wartością współczynnika awersji do ryzyka a wysokością ekwiwalentu pewności, co szczegółowo przedstawiono na rysunku 3. W przypadku niskiej wartości współczynnika awersji do ryzyka wyższą wartość ekwiwalentu pewności zapewniało rozwiązanie polegające na nieubezpieczeniu roślin, co jest zgodne z logiką – jeśli rolnik charakteryzuje się niską awersją do ryzyka (lub przejawia skłonność do ryzyka) użyteczność rozwiązania polegającego na wykupieniu ubezpieczenia będzie dla niego względnie niska, co przekłada się na niższą wartość omawianego parametru. W przypadku współczynnika awersji na poziomie 2 ekwiwalenty pewności w obydwu przypadkach okazały się jednakowe. Przy kolejnych poziomach współczynnika awersji do ryzyka zaobserwowano wyraźnie wyższe poziomy ekwiwalentu pewności w wariantach z ubezpieczeniem plonów, co sugeruje, iż w miarę wzrostu niechęci do ryzyka użyteczność ubezpieczeń produkcji rolniczej rośnie. Warto zauważyć, iż niezależnie od różnic pomiędzy wariantami z ubezpieczeniem i bez niego w wyniku wzrostu poziomu awersji, bezwzględna wartość ekwiwalentu pewności zmniejsza się, przy czym znacznie dynamiczniej dzieje się to w drugiej z wymienionych sytuacji.



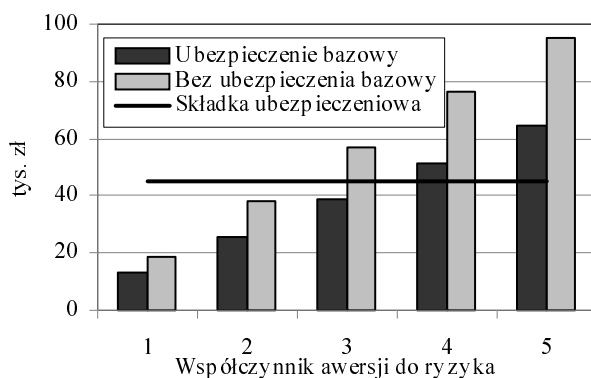
Rysunek 2. Wartość oczekiwana dochodu rolniczego i ekwiwalent pewności w wariantach z ubezpieczeniem i bez ubezpieczenia.
Źródło: badania własne.

Obserwowane różnice pomiędzy wartością oczekiwaną a ekwiwalentami pewności oznaczają parametr określany premią za ryzyko. Wielkość ta jest maksymalną kwotą, którą byłaby skłonna zapłacić osoba charakteryzująca się określonym stosunkiem do ryzyka. Intuicyjnym odniesieniem dla tej kategorii w przypadku ubezpieczeń rolniczych jest wysokość składki ubezpieczeniowej. Porównanie oszacowanej składki ubezpieczeniowej z wyliczoną premią za ryzyko wskazuje, iż zrównanie tych parametrów następuje przy współczynniku awersji znajdującym się w przedziale między 2 a 3 (wykres 4.) (z dodatkowej symulacji wynika, iż jest to wartość około 2,4). W literaturze przedmiotu współczynnik na poziomie 2,5 [Berg 2002, Anderson, Dillon 1992] przyjmuje się jako dość przeciętny poziom awersji do ryzyka. Na podstawie zbudowanego modelu można by oczekiwać, iż rolnik o średnim poziomie awersji do ryzyka w rozpatrywanej sytuacji powinien wykupić ubezpieczenie, jednak w gospodarstwie stanowiącym pierwowzór rozwiązań modelowych tego nie zrobiono. Oznaczać to może, iż rzeczywisty poziom ryzyka jest mniejszy niż wynika to z rozwiązań uzyskanych w modelu symulacyjnym. Najbardziej racjonalnym wytłumaczeniem byłoby stwierdzenie, iż rzeczywisty



Rysunek 3. Ekwiwalent pewności w wariancie z ubezpieczeniem i bez niego w zależności od współczynnika awersji do ryzyka

Źródło: badania własne.



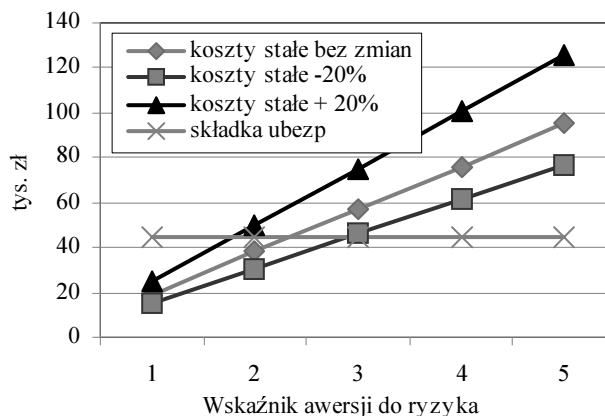
Rysunek 4. Premia za ryzyko i wysokość składki
Źródło: badania własne.

poziom awersji do ryzyka w analizowanym przypadku był zdecydowanie niższy niż wartość przyjmowana jako przeciętna, co jednak przeczyłoby powszechnemu przekonaniu o silnej awersji do ryzyka wśród rolników. Jak się wydaje, problem awersji powinien być jednak rozpatrywany w powiązaniu z percepcją ryzyka. W przypadku niedostrzegania ryzyka (rozumianego w kategoriach zagrożeń) działania podejmowane przez rolnika mogą być zupełnie różne od decyzji podejmowanych ze świadomością ryzyka. Podstawowym problem w tym kontekście pozostaje jednak to, że brakuje skutecznych metod pomiaru i kwantyfikacji percepcji ryzyka.

W kontekście premii za ryzyko warto zauważyć, iż elementem silnie modyfikującym jej wartość przy zastosowanej metodyce liczenia są koszty stałe, które z założenia mają charakter deterministyczny. Ich spadek przy zachowaniu wszystkich pozostałych zmiennych na niezmiennym poziomie powoduje wzrost wartości

oczekiwanej i ekwiwalentu pewności oraz zmniejszenie premii za ryzyko. Zatem potencjalna kwota, którą byłby skłonny zapłacić rolnik za redukcję (pozbycie się) ryzyka, uległaby zmniejszeniu. Zakładając świadome i racjonalne decyzje rolnika oraz stały poziom awersji, oznaczałoby to z kolei zmniejszenie realnego poziomu ryzyka. Odwrotny efekt można obserwować w sytuacji wzrostu kosztów stałych – zarówno wartości oczekiwana dochodu, jak i ekwiwalent pewności uległby zmniejszeniu, czego konsekwencją byłby wzrost premii za ryzyko. Przy założeniu, iż stosowany model matematyczny właściwie odzwierciedla rzeczywiste postawy rolników (w zakresie wyceny ryzyka), musiałoby to wynikać z obiektywnego wzrostu ryzyka. Wpływ zmian poziomu kosztów stałych o 20% w górę i w dół na wysokość premii za ryzyko przy różnych poziomach awersji do ryzyka przedstawiono na rysunku 4. Warto podkreślić, że im większy współczynnik awersji do ryzyka tym większy wpływ zmiany kosztów stałych na wysokość premii za ryzyko. Na rysunku 5. przedstawiono także wartość potencjalnej składki ubezpieczeniowej oszacowaną w skali gospodarstwa. Wzrost kosztów stałych powoduje, iż zrównanie się premii za ryzyko ze składką ubezpieczeniową następuje przy wyraźnie niższym poziomie awersji, podczas gdy redukcja kosztów stałych powoduje przesunięcie punktu równowagi do wyższego poziomu awersji.

W związku z dość uproszczoną strukturą zasiewów odnotowaną w rzeczywistym gospodarstwie możliwości przesunięć w tym zakresie były stosunkowo niewielkie (rys. 6.), niemniej nawet względnie małe zmiany okazały się mieć pozytywny wpływ na zwiększenie ekwiwalentu pewności (tab. 1.). W wyniku optymalizacji przy każdym poziomie współczynnika awersji do ryzyka zaobserwować można wyraźny wzrost ekwiwalentu pewności, sięgający w zależności od poziomu współczynnika awersji od 11 do 38% w wariancie z ubezpieczeniem i od 9 do 64% w wariancie bez ubezpieczenia. Względna poprawa ekwiwalentu pewności w wyniku zmian w strukturze zasiewów okazała się tym większa, im wyższy był współczynnik awersji do ryzyka. Wynikało to z jednej strony ze wzrostu (w wyniku optymalizacji) wartości oczekiwanej dochodu, a z drugiej – ze zmniejszenia poziomu wariancji. Syntetycznie efekt ten odzwierciedla wskaźnik zmienności, policzony jako relacja wartości oczekiwanej dochodu rolniczego do odchylenia standardowego (tab. 1.). Ze względu na prawie identyczną strukturę zasiewów (rozpatrywaną oddzielnie w wariantach bazowym i optymalnym) wskaźnik zmienności dochodu pozostawał praktycznie na identycznym poziomie, niezależnie od wartości współczynnika awersji do ryzyka. W przypadku wariantu bazowego brak zmian w strukturze wynikał z założenia sztywnych ograniczeń mających odzwierciedlać oryginalne zasiewy. W wariancie z optymalizacją zakres dopuszczalnych zmian okazał się również na tyle niewielki, iż nie różnicował wyraźnie wskaźnika zmienności przy poszczególnych poziomach awersji do ryzyka. Znaczące różnice w wysokości wskaź-

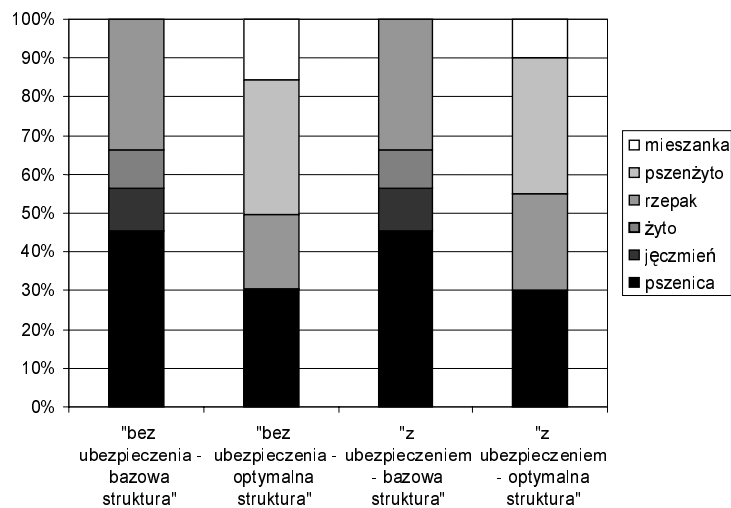


Rysunek 5. Zmiana premii za ryzyko w wyniku symulowanych zmian w poziomie kosztów stałych
Źródło: badania własne.

Tabela 1. Ekwiwalent pewności oraz wskaźnik zmienności dochodu w zależności od wskaźnika awersji do ryzyka w różnych wariantach ubezpieczenia i struktury produkcji

Wariant rozwiązania	Współczynnik awersji do ryzyka	Ekwiwalent pewności [tys. zł]			Wskaźnik zmienności dochodu	
		Wariant struktury produkcji			bazowy	optimalny
		bazowy	optimalny	zmiana [%]		
Z ubezpieczeniem	1	140	156	11	0,41	0,32
	2	127	147	16	0,41	0,32
	3	114	139	21	0,41	0,32
	4	101	130	29	0,41	0,32
	5	88	122	38	0,41	0,32
Bez ubezpieczenia	1	146	160	9	0,48	0,37
	2	127	148	16	0,48	0,37
	3	108	136	26	0,48	0,37
	4	89	125	41	0,48	0,36
	5	70	115	64	0,48	0,35

Źródło: badania własne.



Rysunek 6. Struktura produkcji w poszczególnych wariantach rozwiązań przy współczynniku awersji do ryzyka równym 3

Źródło: badania własne.

nika wystąpiły jednak pomiędzy poszczególnymi wariantami rozwiązań w zakresie korzystania z ubezpieczeń produkcyjnych. Dane przedstawione w tabeli 1. jednoznacznie wskazują, iż korzystanie z tego instrumentu wyraźnie wpływa na stabilizację dochodów, co przejawia się zmniejszeniem wskaźnika zmienności między wariantem z ubezpieczeniem i bez niego. Znacząco na zmniejszenie zmienności dochodu wpływa także optymalizacja struktury produkcji. W obu wariantach wskaźnik zmienności w wyniku optymalizacji zmniejszyłby się o około 10 p.p., co oznacza efekt większy niż samo zastosowanie ubezpieczeń (różnica wskaźnika zmienności między wariantem z ubezpieczeniem i bez niego wynosiła 7 p.p. przy bazowej strukturze produkcji i od 3 do 5 p.p. przy optymalnej strukturze).

PODSUMOWANIE

Przeprowadzone badania wykazały, iż poziom awersji do ryzyka jest czynnikiem silnie modyfikującym wyniki gospodarstwa rolnego w kontekście ich użyteczności (mierzonej ekwiwalentem pewności). Pomimo iż poziom awersji do ryzyka nie wpływa na wartość oczekiwaną dochodu rolniczego, to powoduje, że użyteczność tej wartości z punktu widzenia osób o różnym poziomie awersji do ryzyka może być całkiem odmienna. Wiąże się to z obiektywnym charakterem wartości oczekiwanej, podczas gdy użyteczność odzwierciedla jej subiektywną ocenę. Prowadzi to do wniosku, iż ryzyko w produkcji rolniczej i jego wpływ na decyzje rolników nie powinno być rozpatrywane w kategoriach jedynie obiektywnych (rozkładów prawdopodobieństwa), lecz również subiektywnej oceny samego rolnika. Należy podkreślić, iż poziom awersji do ryzyka może być silnie modyfikowany jego percepcją. Istotnym problemem w tym kontekście pozostaje brak metody ilościowej oceny wpływu percepcji na poziom awersji do ryzyka. Niezależnie jednak od problemów metodologicznych wydaje się konieczne prowadzenie działań zwiększających wśród rolników zarówno poziom świadomości zagrożeń, jak i podnoszących wiedzę na temat metod mogących ograniczać negatywny wpływ ryzyka na funkcjonowanie gospodarstw. Do takich metod zaliczyć można zarówno ubezpieczenia produkcji rolniczej, jak i dywersyfikację produkcji. Z przeprowadzonych badań wynika, iż obydwie metody mogą pozytywnie oddziaływać na stabilizację dochodów, chociaż zakres ich wpływu na wyniki gospodarstwa może być różny w zależności od poziomu awersji do ryzyka. Badania wykazały, iż nawet stosunkowo niewielkie zmiany w strukturze produkcji mogą znacząco poprawić wyniki gospodarstwa mierzone w kontekście ryzyka (ekwiwalent pewności, wskaźnik zmienności). Warto zaznaczyć, iż stosowanie ubezpieczeń produkcyjnych pomimo ograniczania zmienności dochodów skutkuje niższą wartością oczekiwaną, co oznacza, iż ich ocena będzie się różniła w zależności od poziomu awersji – osoba o dużej niechęci do ryzyka będzie bardziej skłonna ponieść dodatkowe koszty i zwiększyć stabilność niż osoba chętniej podejmująca ryzyko. Należy zauważyć, iż przy zastosowanej metodyce istotnym parametrem wpływającym na ocenę użyteczności poszczególnych rozwiązań w kontekście ryzyka produkcyjnego są koszty stałe funkcjonowania gospodarstwa. Z przeprowadzonych symulacji wynika, iż ich poziom znacząco wpływa na wysokość premii za ryzyko, co stanowi ważny element wyceny ryzyka. Wpływając na wysokość premii za ryzyko, koszty stałe warunkują jednocześnie wysokość maksymalnej (akceptowalnej) składki ubezpieczeniowej w skali gospodarstwa, którą byłby skłonny zapłacić świadomy ryzyka rolnik o określonym poziomie awersji do ryzyka.

LITERATURA

- Anderson J.R., Dillon J.L. 1992: *Risk Analysis in Dryland Farming System. Food and Agriculture Organization of the United Nations*, FAO, Rome, 55.
- Berg E. 2002: *Assessing the Farm Level Impacts of Yield and Revenue Insurance: an Expected Value-Variance Approach*, Contributed paper at the Xth Congress of the European Association of Agricultural Economists (EAAE), August 28-31, 2002, Zaragoza, Spain, 2-6.
- Damodaran A. 2008: *Ryzyko strategiczne. Podstawy zarządzania ryzykiem*, Akademia Leona Koźmińskiego, Warszawa, 20-60.
- Hardaker J.B., Huirne R.B.M., Anderson J.R., Lien G. 1997: *Coping with Risk in Agriculture*, CABI Publishing, Wallingford, 95-108.
- Huirne R.B.M., 2002: *Strategy and risk in farming*, Farm Management Group, Wageningen, 256. <http://library.wur.nl/ojs/index.php/njas/article/viewFile/399/117> (dostęp z 4.07.2011).
- Neumann von J., Morgenstern O. 1944: *Theory of Games and Economic Behaviour*, Princeton University Press, New Jersey, 15-29. www.books.google.com/books?id=QeN8-NA9K_sC&pg=PA339&hl=pl&source=gbs_toc_r&cad=4#v=onepage&q&f=false (dostęp z 4.07.2011).
- Ogurtsov A.V. 2008: *Catastrophic risk and insurance in farm-level decision making*, PhD Thesis, Wageningen University, 55-56.
- Rojewski K. 2010: *Potrzeba rozwiązań w ryzyku suszy*, Materiały konferencyjne z seminarium „Kierunki zmian ubezpieczeń produkcji rolnej – Ubezpieczalność suszy”, Polska Izba Ubezpieczeń, 30 listopada 2010, 4-6.
- Samuelson P.A., Nordhaus W.D. 2004: *Ekonomia*, t. 1, PWN. Warszawa, 325.
- Stankiewicz D. 2007: *Skutki suszy w rolnictwie polskim*, INFOS nr 6, Biuro Analiz Sejmowych, Warszawa.
- Sulewski P. 2011: *Rolnicy wobec ryzyka produkcyjnego i systemu ubezpieczeń*, „Ubezpieczenia w rolnictwie. Materiały i Studia” Nr 39, Warszawa, 23-44. www.ilr.uni-bonn.de/pu/publication/Publikationen/EAAE_Berg.pdf (dostęp z 4.07.2011).

Piotr Sulewski

FARMER'S RISK AVERSION IMPACT ON FARM'S RESULTS

Summary

In the paper the impact of risk aversion coefficient on expected farm results measured by certainty equivalent was investigated. The analyses were based on expected value-variance approach. In the first phase of the study a stochastic simulation was conducted in order to compute means and variances of revenues assuming scenario with and without insurance scheme. In the second phase, results obtained in the first step were incorporated into whole-farm non-linear programming model which optimized structure of crop production. The results indicate that individual farmer's attitude towards risk is one of the crucial parameters of risk evaluation in a farm.

Adres do korespondencji:
dr inż. Piotr Sulewski
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
Katedra Ekonomiki i Organizacji Przedsiębiorstw
ul. Nowoursynowska 166
02-787 Warszawa
tel. 22 593 42 17
e-mail: piotr_sulewski@sggw.pl