

*PIOTR SULEWSKI*

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego  
Warszawa

## **ZASTOSOWANIE TEORII PORTFELA I MODELU WYCENY AKTYWÓW KAPITAŁOWYCH DO OCENY RYZYKA W GOSPODARSTWACH ROLNYCH**

### **Wstęp**

Ze względu na biologiczny charakter procesów produkcyjnych rolnictwo stanowi jedną z bardziej ryzykownych działalności gospodarczych. W codziennym działaniu rolnicy muszą zmagać się z licznymi czynnikami ryzyka, takimi jak ryzyko produkcyjne, cenowe, rynkowe, instytucjonalne, osobiste, biznesowe czy finansowe [9]. Jeden z kluczowych czynników decydujących o efektywności tych zmagania stanowi właściwie dobrana strategia zarządzania ryzykiem, pozwalająca skutecznie zredukować jego poziom lub ograniczyć negatywne skutki niepożądanych zdarzeń. Jedną z metod skutecznego zmniejszania ryzyka jest dywersyfikacja działalności i właściwy ich dobór do portfela produkcyjnego. Autorem klasycznej definicji portfela i – tym samym – prekursorem szerokiej grupy metod analitycznych zwanych „analizami portfelowymi” jest laureat nagrody Nobla w dziedzinie ekonomii z 1990 roku Harry Markowitz, który w 1952 r. opracował tzw. teorię portfelową, odnoszącą się w głównej mierze do zagadnienia optymalizacji struktury inwestycji finansowych. Definiując portfel Markowitz zaznaczył jednak, iż jest to coś więcej niż tylko zbiór aktywów finansowych, takich jak akcje czy obligacje [12]. Z rozważań Markowitza wynika, iż niwelowanie ryzyka jest możliwe przez dywersyfikację, czyli zróżnicowanie składu portfela. Dokonuje się to na zasadzie wzajemnego wpływu aktywów na siebie. Miarami owego wpływu są kowariancje (lub współczynniki korelacji). Można bowiem znaleźć dwa walory o identycznej oczekiwanej stopie zwrotu, ale ujemnie skorelowane, co umożliwia zredukowanie ryzyka bez konieczności obniżenia zysku [10]. Teoria Markowitza bazuje na założeniu, iż korzyści z dywersyfikacji rosną wówczas, gdy maleje stochastyczna zależność między poszczególnymi aktywami. Inaczej mówiąc, jeżeli inwestor potrafi oszacować maksymalną wielkość ryzyka (mierzonego wariancją), jaką jest skłonny zaakceptować, celem optymalizacji portfela inwestycyjnego jest maksymalizacja oczekiwanej stopy zwrotu, przy zachowaniu określonego poziomu ryzyka.

W innym ujęciu, jeśli inwestor określi oczekiwany poziom stopy zwrotu z inwestycji, portfelem optymalnym będzie taki, który minimalizuje ryzyko (wariancję) z zachowaniem oczekiwanej stopy zwrotu. W sposób formalny zależności te można wyrazić następującymi wzorami [7]:

a) maksymalizacja oczekiwanej stopy zwrotu:

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^n w_i E(R_i) \quad \text{z zastrzeżeniem, że: } \sigma_p^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j \sigma_{ij} \leq \hat{\sigma}^2$$

b) minimalizacja ryzyka (wariancji stopy zwrotu)

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j \sigma_{ij} \quad \text{z zastrzeżeniem, że: } E(R_p) = \sum_{i=1}^n w_i E(R_i) = E(\hat{R})$$

gdzie:

$\hat{\sigma}$  – preferowany poziom wariancji,

$\hat{R}$  – preferowana oczekiwana stopa zwrotu,

$w_i, w_j$  – wagi aktywów w portfelu.

Powstające w wyniku optymalizacji, opisanej powyższymi algorytmami, portfele aktywów określane są mianem portfeli efektywnych Markowitza. Pojęcie efektywności w tym przypadku odnosi się do relacji między oczekiwaną stopą zwrotu a poziomem ryzyka. Portfelem efektywnym będzie struktura aktywów, dla której przy określonym poziomie stopy zwrotu nie można bardziej zmniejszyć ryzyka mierzonego wariancją (nie istnieje inna struktura, która przy założonym poziomie stopy zwrotu charakteryzowałaby się mniejszym ryzykiem). Z drugiej strony, portfelem efektywnym jest też taka struktura, dla której przy określonym poziomie ryzyka (mierzonego wariancją) nie można znaleźć wariantu charakteryzującego się wyższą stopą zwrotu. Preferencją racjonalnego inwestora jest, według Markowitza, wybór portfela efektywnego [10].

Zaproponowane przez Markowitza podejście przyczyniło się do intensywnego rozwoju metod analizy ryzyka, przy czym znalazły one zastosowanie głównie w odniesieniu do rynków finansowych. Pomimo tego, iż szeroki wachlarz narzędzi analizy ryzyka dostępnych w sektorze finansowym nie był z założenia przeznaczony do stosowania w sektorach produkcyjnych gospodarki, wydaje się, iż przy pewnych założeniach nie ma metodycznych przeszkód, by podejmować próby aplikacji niektórych z nich poza sektorem finansowym, w tym też w rolnictwie. Według Andersona i in. [1], rolnik planujący pewną strukturę upraw nie różni się, co do zasady, niczym od inwestora giełdowego planującego skład swojego portfela aktywów kapitałowych. Niewątpliwie stwierdzenie takie wydaje się dość dużym uproszczeniem, jakkolwiek zarówno inwestor giełdowy, jak i rolnik planujący strukturę upraw, oczekują pewnej stopy zwrotu z zainwestowanych środków przy określonym poziomie ryzyka.

Kwestia związku dywersyfikacji produkcji rolnej z ryzykiem jest w literaturze dotyczącej ekonomiki rolnictwa traktowana jako swego rodzaju paradyg-

mat. Wskazuje się przy tym głównie zalety dywersyfikacji rozumianej jako poszerzenie wachlarza wytwarzanych i sprzedawanych produktów, tj. lepsze wykorzystanie czynników produkcji i właśnie ograniczenie ryzyka prowadzonej działalności [5, 17]. Dywersyfikacja jako metoda zarządzania ryzykiem może polegać na rozszerzeniu i różnicowaniu asortymentu wyrobów (dywersyfikacja produktowa), rodzajów działalności (dywersyfikacja sektorowa, branżowa) oraz rozszerzeniu obszaru aktywności gospodarczej (dywersyfikacja geograficzna). Korzyści z dywersyfikacji przejawiają się w zmniejszeniu ryzyka strat poprzez to, iż spadek wpływu z jednego źródła może być skompensowany wpływami z innych źródeł [6 za 19]. Co do zasady, dywersyfikacja ma sens jedynie w sytuacji względnie niskiego stopnia korelacji między produktami (branżami, rynkami itd.). Hardaker i in. [9] zwracają uwagę, iż efektywne kombinacje działalności nie ograniczają się jedynie do minimalizacji wariancji, a właściwa struktura produkcji stanowi wobec tego odzwierciedlenie stopnia awersji do ryzyka. Zdaniem wspomnianych autorów, w miarę wzrostu awersji do ryzyka rośnie też stopień dywersyfikacji produkcji. W przypadku gospodarstw rolnych istotnym problemem jest jednak fakt, iż większość działalności jest ze sobą dość silnie dodatnio skorelowana, co może ograniczać zasadność stosowania dywersyfikacji jako skutecznej metody zarządzania ryzykiem. Szczególnie znaczącym problemem wydaje się to w przypadku gospodarstw roślinnych. Według Berga i Kramera [4], wysoka dodatnia korelacja przychodów pomiędzy poszczególnymi działalnościami rolniczymi wynika przede wszystkim z korelacji cen produktów rolnych, jakkolwiek jeśli zależności te są jedynie umiarkowane, to efekty dywersyfikacji mogą nadal być znaczące. Według OECD [16], dywersyfikacja produkcji w gospodarstwach roślinnych może zmniejszać zmienność przychodów nawet o około 20%. Większe możliwości wykorzystania pozytywnego wpływu dywersyfikacji na ryzyko mają jednak gospodarstwa prowadzące działalność zarówno w dziale produkcji roślinnej, jak i zwierzęcej. Wiąże się to jednak z koniecznością stosowania całkowicie różnych technologii, maszyn, budynków itd., co może znacząco podnosić koszty funkcjonowania gospodarstwa. Na problem ten zwraca uwagę m.in. Hardaker i in. [9], podkreślając, iż dywersyfikacja prowadząca do rezygnacji z korzyści związanych ze specjalizacją może okazać się dla gospodarstwa bardzo kosztowna. Warto zauważyć, iż rolnik podejmujący zdywersyfikowaną produkcję musi posiadać znacznie szerszą wiedzę i umiejętności dotyczące prowadzonych działalności niż rolnik z gospodarstwa wyspecjalizowanego. Może to stanowić istotny aspekt w przypadku mieszanych gospodarstw roślinno-zwierzęcych, jako że de facto większość rolników prowadzących działalność zwierzęcą zajmuje się także produkcją roślinną. Możliwości ograniczenia ryzyka w przypadku gospodarstw mieszanych wydają się jednak znacząco większe niż w jednostkach prowadzących jedynie działalność roślinną, chociaż właściwa ocena ryzyka w takiej sytuacji powinna uwzględniać kwestię jego transferu z jednego działu do drugiego (szczególnie w przypadku zwierząt żywnościowych paszami produkowanymi we własnym gospodarstwie). Z drugiej strony, również dywersyfikacja ograniczona do działal-

ności roślinnych może mieć na poziomie gospodarstwa pozytywny wpływ na zmniejszanie ryzyka chociażby poprzez wymuszanie stosowania zmianowania, co pozwala na ograniczanie zagrożenia ze strony szkodników, chwastów czy też chorób roślin [8, 16]. Na znaczenie zmianowania i związanej z tym dywersyfikacji w redukcji ryzyka wskazali m.in. Nel i Loubser [15, 20].

W odniesieniu do znaczenia dywersyfikacji jako strategii zarządzania ryzykiem w rolnictwie należy nadmienić, co podkreśla też m.in. raport OECD, iż efektywne jej stosowanie w rolnictwie wymaga odpowiedniego poziomu wiedzy rolników na temat możliwości i skutków różnicowania produkcji w gospodarstwie. Spełnienie tego warunku możliwe jest poprzez dostarczenie narzędzi pozwalających w jednoznaczny sposób skwantyfikować i ocenić ryzyko różnych portfeli produkcyjnych. Pomimo bogatego instrumentarium i ogromnej popularności, metody oparte o teorię portfeli nie są powszechnie wykorzystywane do analiz ryzyka w rolnictwie. W literaturze dotyczącej zarządzania ryzykiem w tym sektorze można jednak spotkać przykłady zastosowań niektórych z metod nawiązujących do teorii portfeli, jak chociażby podejście oparte na średniej i wariancji [np. 1, 3]. Do rzadkości należą jednak próby implementacji dla potrzeb rolnictwa bardziej rozwiniętych zastosowań tej teorii, jak model Sharp'a czy model wyceny aktywów kapitałowych CAPM. Próby takie podjęte zostały m.in. przez P. Narayan'a [14], a wcześniej także w pracy Barry'ego [2] czy Turvey'a [18].

W kontekście zasygnalizowanych problemów pojawia się pytanie o zasadność stosowania dywersyfikacji jako skutecznej metody ograniczania ryzyka. Uzasadnione wydają się też pytania o to, czy i ewentualnie które z powszechnie uprawianych roślin przyczyniają się do zmniejszania ryzyka, a uprawa których wiąże się z jego zwiększeniem. W warstwie metodycznej pojawiają się natomiast pytania o możliwości wykorzystania rozbudowanego instrumentarium analitycznego, wykorzystywanego w sektorze finansowym do badania wpływu dywersyfikacji struktury produkcji na poziom ryzyka w gospodarstwach rolnych.

## Metodyka

Głównym celem merytorycznym opracowania była ocena wpływu dywersyfikacji na poziom ryzyka w produkcji roślinnej oraz określanie charakteru poszczególnych roślin uprawnych w kontekście ich oddziaływania na zwiększanie lub zmniejszanie ryzyka w zdywersyfikowanej strukturze upraw. Celem metodycznym była natomiast próba zastosowania w analizie sektora rolniczego narzędzi analizy ryzyka szeroko wykorzystywanych na rynkach kapitałowych.

Podstawę metodologiczną stanowiła znana z zastosowań w finansach teoria portfela Markowitza oraz bezpośrednio do niej nawiązujące modele: jedno-wskaźnikowy Sharp'a i model wyceny aktywów kapitałowych CAPM (Capital Assets Pricing Model). Model Sharp'a, określanym mianem modelu jednowskaźnikowego, powstał jako uproszczenie klasycznej teorii portfela i opiera się na założeniu, że kształtowanie się stóp zwrotu poszczególnych akcji zdeterminowane jest działaniem czynnika odzwierciedlającego zmiany na rynku kapitałowym, co oznacza, iż zmiany cen tych akcji są powiązane pewną zależnością

ze zmianami indeksu giełdowego lub portfela rynkowego. Zależność tę można przedstawić za pomocą równania [10]:

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_m + e_i$$

gdzie:

$R_i$  – stopa zwrotu z  $i$ -tej akcji,

$R_m$  – stopa zwrotu z rynku,

$\alpha_i, \beta_i$  – współczynniki równania,

$e_i$  – składnik losowy równania.

Równanie powyższe przedstawia liniową zależność stopy zwrotu z akcji od stopy zwrotu z całego rynku. Jak pisze Jajuga [10], równanie to ma charakter przybliżony, a działanie innych czynników (poza ogólną sytuacją rynku mierzoną indeksem lub portfelem) zawarte jest w składniku losowym. W praktyce równanie to jest szacowane i przyjmuje postać:

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_m$$

gdzie  $R_m$  oznacza portfel rynkowy lub indeks rynkowy.

Powyższe równanie określane jest mianem linii charakterystycznej papieru wartościowego, a kluczowy jego element stanowi współczynnik  $\beta$  (beta), który wskazuje, jak zmienia się stopa zwrotu danego instrumentu finansowego, gdy stopa zwrotu z całego portfela rynkowego (lub indeksu giełdowego) zmieni się o 1%. Współczynniki  $\beta$  stanowią jeden z podstawowych parametrów charakterystyki papierów wartościowych.

W niniejszym opracowaniu koncepcja portfeli Markowitza i powiązane z nią modele Sharp'a i CAPM wykorzystane zostały do oceny poziomu ryzyka różnych działalności rolniczych w ramach produkcji roślinnej. Odpowiednik aktywów finansowych, poddawanych analizie w oryginalnych zastosowaniach teorii portfela, stanowiły poszczególne gatunki upraw rolniczych. W pracy wykorzystano informacje dotyczące średnich (w skali kraju) cen i plonów poszczególnych roślin uprawnych, publikowane przez Główny Urząd Statystyczny za lata 1999-2010<sup>1</sup>. Odpowiednikiem portfela rynkowego była struktura zasiewów w Polsce, uwzględniająca główne rośliny uprawne o charakterze typowo rolniczym (z pominięciem upraw ogrodniczych, plantacji wieloletnich, sadów czy

<sup>1</sup> Należy w tym miejscu zaznaczyć, iż zgodnie z tym, co wykazał m.in. Kobus [11], wartości zagregowane na poziomie kraju (średnie plony) charakteryzują się mniejszą zmiennością niż plony na poziomie konkretnego gospodarstwa. Zjawisko to obrazuje w pewnym sensie znaczenie dywersyfikacji geograficznej, która nie była jednak przedmiotem niniejszego opracowania. Przebieg pogody w różnych częściach kraju może być odmienny, przez co wielkości zagregowane (jak średni plon) podlegają mniejszym wahanom, niż te same parametry na poziomie pojedynczej jednostki produkcyjnej. Dodatkowo, na poziomie pojedynczego gospodarstwa wahania plonów mogą wynikać z niewłaściwych praktyk produkcyjnych, co przy wyższym stopniu agregacji danych ulega uśrednieniu. Z punktu widzenia celów analizy, zastosowanie wartości uśrednionych w skali kraju wydaje się jednak wystarczające, gdyż pozwala ocenić omawiane zjawisko, uwzględniając jedynie wahania w czasie wynikające z czynników zewnętrznych tak dla poszczególnych roślin, jak i dla całej struktury zasiewów (odpowiednik portfela rynkowego w oryginalnym zastosowaniu teorii portfelowej).

upraw specjalnych). Oryginalna stopa zwrotu zastąpiona została wartością produkcji z 1 ha uprawy, obliczoną jako iloczyn średniej ceny w kraju i plonu w poszczególnych latach oraz kategorią nadwyżki bezpośredniej. Znaczenie poszczególnych roślin w portfelu rolnika odzwierciedlone zostało ich udziałem w strukturze upraw w Polsce w 2010 roku.

Ograniczenie zakresu analizy do działalności roślinnych wynikało z obiektywnych możliwości zgromadzenia danych dotyczących wahań cen i wielkości produkcji z jednostki produkcyjnej w poszczególnych latach, co w przypadku działalności zwierzęcych było praktycznie niemożliwe. Bezpośrednie porównywanie działalności roślinnych i zwierzęcych byłoby też utrudnione z powodu dualnej natury ryzyka, oznaczającej, iż jego łączny poziom składa się z dwóch elementów, tzn. ryzyka systematycznego i specyficznego. W teorii finansów ryzyko systematyczne określane jest też ryzykiem rynkowym, odzwierciedlającym sytuację na rynku danych instrumentów (np. akcji) i nie wynika z cech konkretnego instrumentu, a bardziej z cech rynku. W sensie formalnym wyrażone jest ono w wariancji portfela rynkowego (indeksu), a jego miarą dla konkretnego instrumentu (np. akcji) jest współczynnik  $\beta$ , ukazujący, jak zmiany sytuacji rynkowej przekładają się na ten konkretny walor. W odniesieniu do rolnictwa i produkcji roślinnej można przyjąć, iż odpowiednikiem ryzyka systematycznego jest przede wszystkim ryzyko pogodowe (przebieg warunków atmosferycznych), determinujące sytuację wszystkich upraw (jeśli jest susza, to dotyka ona wszystkie uprawy, co świadczy o jej „systematycznym charakterze”, chociaż różne rośliny mogą charakteryzować się różną odpornością na suszę i element ten stanowi odzwierciedlenie pierwiastka specyficznego w ryzyku całkowitym). W przypadku działalności zwierzęcych charakter ryzyka systematycznego jest odmienny, tzn. wpływ warunków pogodowych nie jest jego głównym źródłem, w związku z czym problemy te z założenia nie są w pełni porównywalne. W kontekście celów pracy należy podkreślić, iż ryzyko systematyczne, w przeciwieństwie do ryzyka specyficznego, uznawane jest za niedywersyfikowalne. Umiejętna dywersyfikacja pozwala natomiast na zmniejszenie ryzyka specyficznego.

W konsekwencji istniejących ograniczeń przeprowadzone badania obejmowały następujące rośliny uprawne: pszenicę, żyto, jęczmień, mieszanki zbożowe, pszen-żyto, grykę, kukurydzę, rzepak, strączkowe jadalne, ziemniaki i buraki cukrowe.

W pierwszym etapie analizy, korzystając z opartego na teorii portfeli jednowskaźnikowego modelu Sharpe'a, dokonano określenia współczynników  $\beta$  dla poszczególnych roślin uprawnych. Współczynniki te wskazują, o ile przeciętnie zmienia się wartość produkcji z 1 ha danej uprawy, jeśli wartość produkcji z odpowiednika portfela rynkowego (zdywersyfikowanego gospodarstwa, w którym 1 ha podzielony został pod poszczególne rośliny proporcjonalnie do ich znaczenia w strukturze zasiewów w skali kraju) zmienia się o 1%. Wyznaczenie współczynników  $\beta$  pozwoliło następnie na ocenę wpływu dywersyfikacji struktury zasiewów na poziom ryzyka przychodów. W przypadku, gdyby współczynniki  $\beta$  wynosiły 1, dywersyfikacja struktury zasiewów nie miałaby znaczenia dla poziomu ryzyka przychodów. Współczynnik  $\beta$  równy zero oznaczałby natomiast, iż taka roślina nie jest w żaden sposób (w sensie

statystycznym) związana z tym, co się dzieje z pozostałymi roślinami – byłaby to roślina wolna od ryzyka<sup>2</sup> systematycznego. W przypadku współczynnika  $\beta$  mniejszego od zera, wartość z produkcji 1 ha danej uprawy zmieniałaby się odwrotnie do wartości z 1 ha odzwierciedlającego całą strukturę zasiewów, co przekładałoby się na znaczące korzyści z dywersyfikacji.

Współczynniki  $\beta$  dla poszczególnych roślin policzono według formuły:

$$\beta \text{ rośliny} = \text{kowariancja } (R_i, R_m) / \text{wariancja } (R_m)$$

gdzie:

$R_i$  – oznaczało wartość produkcji z 1 ha danej uprawy (odpowiednik stopy zwrotu z konkretnego aktywa finansowego);

$R_m$  – wartość produkcji z 1 ha zdywersyfikowanej struktury zasiewów (odpowiednik stopy zwrotu z portfela rynkowego).

Tabela 1

#### Podstawowe informacje o roślinach uwzględnionych w analizie

Roślina	Udział w strukturze zasiewów w 2010 r. <sup>a</sup>	Odchylenie standardowe średnich <sup>b</sup> plonów	Odchylenie standardowe średnich <sup>b</sup> cen	Średnia wartość produkcji w zł na 1 ha (cena × plon) za lata 1999-2010 (ceny bieżące)	Odchylenie standardowe wartości średniej produkcji z 1 ha
Pszenica	0,24	4,0	9,8	1926	491
Żyto	0,15	2,7	9,6	906	253
Jęczmień	0,12	3,3	8,9	1482	318
Mieszanki	0,14	2,9	7,7	989	208
Pszenżyto	0,15	2,9	8,4	1354	308
Gryka	0,01	1,6	28,5	930	364
Kukurydza	0,03	5,6	9,1	2611	566
Rzepak	0,08	3,8	19,3	2360	664
Strączkowe jadalne	0,00	1,7	46,1	4555	1101
Ziemniaki	0,05	19,4	4,4	5018	1175
Buraki cukrowe	0,02	59,6	2,8	5372	1347

<sup>a</sup> Jako 100% potraktowano sumę zasiewów roślin uwzględnionych w analizie.

<sup>b</sup> Słowo „średnie” oznacza w tym przypadku przeciętne w sensie terytorialnym (z gospodarstw w całym kraju).

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Rośliny uwzględnione w analizie, ich udział w strukturze zasiewów w Polsce (odpowiednik wagi poszczególnych aktywów) oraz średnie wartości przychodów z 1 ha i odchylenie standardowe zamieszczone zostały w tabeli 1.

<sup>2</sup> Sytuacja taka byłaby możliwa w przypadku w pełni kontrolowanych warunków produkcji, w odizolowaniu od wpływu czynnika pogody i przy założeniu gwarantowanych cen.

W drugiej części opracowania, wykorzystując podstawowe założenia metodyczne opisane wcześniej, dokonano oszacowania modelu CAPM (oryginalnie model wyceny aktywów kapitałowych) za pomocą formuły [13]:

$$R(CAPM) = R_f + \beta \text{ rośliny} * (R_m - R_f)$$

gdzie:

$R_f$  – oznacza oryginalnie stopę zwrotu wolną od ryzyka, w tym przypadku wartość czynszu dzierżawnego,

$R_m$  – stopę zwrotu z portfela rynkowego.

W modelu CAPM, w odróżnieniu od modelu jednowskaźnikowego, zawarta jest też stopa wolna od ryzyka, co pozwala na uwzględnienie w ocenie ryzyka faktu, iż inwestor zamiast dokonywać ryzykownych inwestycji może wybrać bezpieczny instrument finansowy o określonej stopie zwrotu pozbawionej ryzyka. W rzeczywistości instrumenty całkowicie wolne od ryzyka nie istnieją, niemniej przyjmuje się, że rolę taką mogą pełnić bony skarbowe. Adaptując model wyceny aktywów kapitałowych do zastosowań w rolnictwie, stopę wolną od ryzyka zastąpiono czynszem dzierżawnym równym wysokości płatności bezpośrednich na 1 ha (płatność podstawowa). Przyjęto założenie, iż jest to najmniej ryzykowana alternatywa dla prowadzenia działalności produkcyjnej<sup>3</sup>.

Stosowanie modelu CAPM wiąże się z przyjęciem kilku założeń, analogicznych do założeń stosowanych w oryginalnych zastosowaniach tego narzędzia w ocenie aktywów kapitałowych (niektóre z założeń, ze względu na różnice

<sup>3</sup> W oryginalnych zastosowaniach modelu jednowskaźnikowego i modelu CAPM stosowane stopy zwrotu stanowią miernik zysku z dokonanej inwestycji. W przypadku zastosowań w rolnictwie, przyjęcie wartości produkcji z 1 ha jako odpowiednika stopy zwrotu w modelu jednowskaźnikowym byłoby wystarczające, ponieważ istotne w tym przypadku były jedynie różnice wahań przychodów poszczególnych upraw na tle zdyspersyfikowanej struktury upraw. Pozwalało to na pominięcie kosztów produkcji, których precyzyjne oszacowanie jest w znacznej mierze utrudnione. Poza tym, poziom ponoszonych nakładów i związanych z nimi kosztów w znacznie większym stopniu niż wartość produkcji zależy od technologii i umiejętności zarządczych poszczególnych rolników, co wskazuje, iż wahania po stronie kosztów mają mniejsze znaczenie dla statystycznej oceny ryzyka uprawy poszczególnych roślin niż wahania plonów i cen, a w konsekwencji wartości produkcji. Wprowadzenie odpowiednika stopy wolnej od ryzyka w postaci czynszu dzierżawnego komplikuje tę sytuację, gdyż wartość produkcji uzyskiwana jest jako efekt poniesienia pewnych nakładów, a więc i kosztów. Uzyskanie czynszu dzierżawnego nie wiąże się natomiast, co do zasady, z bezpośrednim ponoszeniem kosztów, wobec czego wartość produkcji nie może stanowić wielkości porównywalnej z czynszem dzierżawnym. Inaczej wyglądała sytuacja w przypadku oryginalnego zastosowania stopy wolnej od ryzyka i stóp zwrotu obarczonych ryzykiem na rynkach kapitałowych, gdyż wysokość stopy danego aktywa czy portfela stanowi też wynagrodzenie inwestora za wyłożony kapitał. W przypadku rolnika, jego wynagrodzeniem jest różnica między uzyskanymi przychodami a poniesionymi kosztami. Dopiero ta różnica może stanowić wielkość współmierną do porównania z odpowiednikiem stopy wolnej od ryzyka. Nadwyżka nad odpowiednikiem stopy wolnej (nadwyżka nad możliwym do uzyskania czynszem dzierżawnym) jest więc premią za podjęcie ryzyka (rolnik mógł wydzierżawić i nie ponosić ryzyka, analogicznie jak inwestor może kupić bony skarbowe). W związku z powyższym, w modelu CAPM uzyskane przychody obciążone zostały wskaźnikiem kosztów oszacowanym na podstawie relacji kosztów bezpośrednich do wartości produkcji roślinnej w poszczególnych latach w gospodarstwach uczestniczących w systemie rachunkowości rolniczej FADN. Pozwoliło to na określenie szacunkowej wartości przeciętnych w skali kraju nadwyżek bezpośrednich.



między charakterystyką sektora finansowego i rolniczego wymagają wprowadzenia pewnych analogii). Według interpretacji Turvey'a [18], zastosowanie teorii portfela w rolnictwie wymaga przyjęcia następujących uogólnień:

1. Brak podatków i kosztów transakcyjnych. Odpowiednikiem tego stwierdzenia jest założenie, iż rolnik posiada wystarczające zasoby, aby prowadzić (bądź podjąć) w gospodarstwie każdą z rozważanych działalności. Koszty transakcyjne w tym ujęciu dotyczą kosztów zastępowania jednej działalności inną.
2. Doskonała informacja i podobne oczekiwania uczestników rynku. W odniesieniu do rolnictwa założenie to oznacza, iż wszyscy rolnicy mają bezpłatny dostęp do informacji, co pozwala na przesunięcia (upraw) wewnątrz sektora i sprawia, iż znajduje się on w równowadze. Przekłada się na to na założenie, iż w pełni zdywersyfikowana struktura (odpowiednik portfela rynkowego lub indeksu rynku) obciążona jest jedynie ryzykiem o charakterze systematycznym.
3. Wszyscy uczestnicy rynku mogą pożyczać pieniądze przy stopie procentowej wolnej od ryzyka. W odniesieniu do rolnictwa warunek ten oznacza, iż rolnicy mogą wydzierżawić innym lub wydzierżawić od innych ziemię, przy założonej wysokości czynszu dzierżawnego.
4. Decydenci charakteryzują się awersją do ryzyka i podejmują decyzje kierując się zasadą najkorzystniejszej relacji wartości oczekiwanej wyniku do jej zmienności.
5. Podejmując taktyczne decyzje o strukturze portfela, rolnicy decydują, jakie rośliny uprawiać, a waga każdej z działalności wprowadzana jest do portfela.

### Wyniki

Zgodnie z przedstawioną metodyką, w pierwszym etapie badania podjęto próbę określenia współczynników  $\beta$  dla poszczególnych roślin uprawnych, korzystając z jednowskaźnikowego modelu Sharp'a stanowiącego uproszczenie teorii portfela.

Wartości współczynników  $\beta$  obliczone zostały dla wariantu, w którym odpowiednikiem stopy zwrotu była wartość produkcji z 1 ha, jak też dla sytuacji, w której ekwiwalentem stopy zwrotu były szacunkowe nadwyżki bezpośrednie. Dodatkowo, współczynniki  $\beta$  oszacowane zostały dla kryterium ceny danego płodu rolnego w zł za jednostkę zbożową i dla plonu wyrażonego w jednostkach zbożowych<sup>4</sup>. Należy zaznaczyć, iż te dwa warianty mają jednak charakter czyisto hipotetyczny, gdyż o wyniku gospodarstwa nie decydują pojedynczo ceny czy plony, lecz iloczyn tych dwóch zmiennych. Dekompozycja tego iloczynu wydaje się jednak interesująca, szczególnie w kontekście powszechnie znanego zjawiska określanego kłęską urodzaju, kiedy to względnie wysokim plonom towarzyszy spadek cen, i sytuacji odwrotnej, gdy w przypadku słabych plonów wyższe ceny rekompensują niski wynik produkcyjny. Wartość obliczonych współczynników  $\beta$  przedstawiono w tabeli 2. Ze względu na fakt, iż zmienność w pierwszym i drugim wariancie (odpowiednikiem stopy zwrotu była wartość

<sup>4</sup> Zastosowanie ekwiwalentu jednostek zbożowych umożliwiło zachowanie porównywalności pomiędzy różnymi grupami roślin uprawnych.

produkcji i nadwyżek bezpośrednich) wynikała przede wszystkim ze zmian wysokości plonów i cen, wartości współczynników  $\beta$  w obydwu sytuacjach były bardzo zbliżone.

Biorąc pod uwagę, że współczynniki beta determinowane są przez tzw. „linię charakterystyczną akcji”, mającą postać linii regresji prostej o równaniu:  $R_i = \alpha_i + \beta_i R_m + e_i$ , oraz odzwierciedlającą zależność między stopą zwrotu z danej aktywności a stopą zwrotu z całego rynku, w ramach prowadzonej analizy dokonano oceny istotności parametrów skonstruowanych modeli regresji z wykorzystaniem testu t-studenta oraz dopasowania za pomocą  $R^2$  (tab. 2). Współczynniki  $\beta$  dla wszystkich roślin uprawnych, poza burakami cukrowymi, były istotne na poziomie  $\alpha = 0,05$ , a dopasowanie równań mierzone wartością współczynnika determinacji w większości przypadków były dość wysokie (z wyjątkiem buraków cukrowych).

Spośród 11 roślin uprawnych uwzględnionych w analizie, 5 charakteryzowało się współczynnikiem  $\beta$  w przedziale między 0 a 1, a pozostałe 6 współczynnikami wyższymi od 1. Można więc stwierdzić, iż pszenica, mieszanki zbożowe, kukurydza, rzepak, rośliny strączkowe i ziemniaki należą do upraw charakteryzujących się większą zmiennością niż zmienność zdywersyfikowanej struktury upraw (odpowiednik portfela rynkowego). W przypadku aktywów finansowych akcje charakteryzujące się taką wielkością współczynnika  $\beta$  określane są mianem instrumentów agresywnych, tzn. takich, które dają możliwość osiągnięcia ponadprzeciętnych stóp zwrotu, jednak wiążą się ze zwiększonym ryzykiem. W przypadku roślin uprawnych można przyjąć, iż przychody z upraw o wysokim współczynnikiem  $\beta$  są silnie związane z ogólną sytuacją w sektorze produkcji roślinnej (ocenianej przez pryzmat plonów i cen). Z punktu widzenia dywersyfikacji, wprowadzanie takich roślin do struktury nie będzie miało pozytywnego wpływu na zwiększanie stabilności gospodarowania, ponieważ wartość produkcji (bądź nadwyżki bezpośredniej) zmienia się podobnie do zmian całego sektora. Oznacza to, iż w niekorzystnej sytuacji zmniejszania się wartości produkcji, spadki w przypadku wskazanych roślin mogą być większe niż przeciętnie w całym sektorze. Najsilniej związanymi z sytuacją w sektorze okazały się mieszanki zbożowe, co wynika z faktu, iż ten typ uprawy już sam w sobie stanowi pewien zdywersyfikowany twór (grupa kilku roślin lepiej odzwierciedla szerszy „rynek” niż pojedyncza roślina, stąd jej związek z „portfelem rynkowym” jest silniejszy, co przejawia się w wysokiej wartości współczynnika  $\beta$ ). Odmienne należy ocenić natomiast wpływ na dywersyfikację takich roślin, jak: żyto, jęczmień, pszenżyto, gryka i buraki cukrowe. W tym przypadku wartość produkcji i nadwyżek bezpośrednich w mniejszym stopniu niż w roślinach poprzednio wymienionych reaguje na zmiany w całym sektorze produkcji roślinnej. Rośliny te mogą więc być traktowane jako bardziej defensywne, tzn. będące źródłem stabilniejszych, ale zazwyczaj niższych przychodów, co – jak się wydaje – odpowiada ich bardziej ekstensywnej uprawie w gospodarstwach na słabszych glebach. Wyjątek stanowią tu buraki cukrowe, jednak w ich przypadku rynek jest dość mocno regulowany, wobec czego ceny charakteryzowały

się mniejszą zmiennością niż np. rzepaku czy pszenicy. Należy też mieć na uwadze, że zależności dotyczące buraków nie miały charakteru statystycznie istotnego, a więc rozważania w tym zakresie (jakkolwiek interesujące) mają charakter czysto teoretyczny. Warto też zauważyć, iż współczynnik  $\beta$  dla buraków w wariancie, w którym odpowiednikiem stopy zwrotu była wartość produkcji, był co prawda mniejszy od 1, ale przekraczał 0,9, a przy zastosowaniu nadwyżki bezpośredniej był wyższy od 1. Oznacza to, iż buraki nie stanowią uprawy defensywnej, a niskie wartości współczynników  $\beta$  są w tym przypadku konsekwencją odmiennej organizacji rynku cukru. Potwierdzeniem tego przypuszczenia mogą być wartości współczynników  $\beta$ , policzonych przy założeniu, że ekwiwalent oryginalnej stopy zwrotu z modelu Sharp'a stanowi cena w zł za jednostkę zbożową (wariant 3 w tab. 2). W takim przypadku,  $\beta$  dla buraków byłby niższy od zera, co oznacza, że ceny buraków w przeliczeniu na jednostkę zbożową zmieniałyby się odwrotnie niż ceny pozostałych roślin. Z punktu widzenia celów dywersyfikacji stanowi to sytuację bardzo pożądaną. Zauważyć jednak należy, iż jeżeli za miarę stopy zwrotu przyjąć jedynie plony (wariant 4 w tab. 2), to okazuje się, że współczynnik  $\beta$  znacząco przekracza 1. Oznacza to, iż wahania plonów buraków są silnie związane z wahaniami plonów innych roślin (stąd współczynnik  $\beta$  dla wypadkowej, jaką stanowi wartość produkcji lub nadwyżki, kształtuje się w granicach jedynki). Warto podkreślić, że buraki stanowią szczególny przypadek, są bowiem jedyną uprawą o tak niskim współczynniku  $\beta$  dla ceny. Spośród pozostałych roślin jedynie rzepak charakteryzował się współczynnikiem  $\beta$  (dla wariantu z ceną) wyraźnie niższym od jedynki, aczkolwiek też bezwzględnie dość wysokim (0,82). Sugeruje to, iż w przypadku najczęściej występujących w Polsce roślin uprawnych możliwości dywersyfikacji zabezpieczającej przed niekorzystnymi zmianami cen są dość niewielkie, co oznacza dominujący charakter ryzyka systematycznego w ryzyku całkowitym. Nieco większe efekty można uzyskać stosując dywersyfikację jako sposób ograniczenia ryzyka niskich plonów, ponieważ aż w ośmiu przypadkach współczynniki  $\beta$  dla wariantu, w którym odpowiednikiem stopy zwrotu był plon rośliny, były mniejsze od 1. Podkreślić jednak należy, iż jedynie w przypadku strączkowych, gryki i mieszanek zbożowych parametr ten kształtował się wyraźniej poniżej 1. Mając na uwadze niewielkie znaczenie w strukturze zasiewów zarówno roślin strączkowych, jak i gryki, można przyjąć, iż jedynie mieszanki zbożowe charakteryzują się dość niskim poziomem ryzyka systematycznego z punktu widzenia plonów (wykazują mniejszy od pozostałych roślin związek z wahaniami plonów całego „portfela”).

Przedstawione powyżej rozważania wskazują na znaczenie poszczególnych roślin uprawnych w ograniczaniu ryzyka całkowitego przychodów z produkcji roślinnej poprzez dywersyfikację struktury zasiewów. Zgodnie z wcześniej sygnalizowanymi opiniami, ryzyko całkowite nie może zostać zupełnie wyeliminowane, gdyż dywersyfikacja nie ma wpływu na poziom ryzyka systematycznego.

Tabela 2

**Wartość współczynników  $\beta$  dla uwzględnionych w analizie roślin uprawnych w różnych wariantach odpowiednika stopy zwrotu**

Uwzględnione w analizie rośliny uprawne	Współczynniki $\beta$ dla roślin uprawnych przy zastosowaniu różnych kategorii odpowiednika stopy zwrotu w modelu jednowskaźnikowym Sharp'a			
	Wariant 1 – wartość produkcji z 1 ha	Wariant 2 – szacunkowa nadwyżka bezpośrednia z 1 ha	Wariant 3 – cena w zł za jednostkę zbożową	Wariant 4 – plon w jednostkach zbożowych
Pszenica	1,28	1,26	1,15	1,18
Żyto	0,63	0,63	1,11	0,77
Jęczmień	0,77	0,80	0,99	0,92
Mieszanki	3,11	2,67	4,67	0,29
Pszennyto	0,76	0,78	0,97	0,84
Gryka	0,63	0,66	1,74	0,26
Kukurydza	1,34	1,39	1,02	0,81
Rzepak	1,39	1,20	0,82	1,50
Strączkowe jadalne	2,37	2,06	3,27	0,42
Ziemniaki	2,60	2,57	1,21	0,91
Buraki cukrowe	0,91	1,18	-0,47	2,80

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Tabela 3

**Miary dopasowania „linii charakterystycznej” oraz istotność współczynników  $\beta$  w modelu Sharp'a (wariant z nadwyżkami)**

Roślina uprawna	$\beta$	Błąd standardowy $\beta$	Poziom $p$	$R^2$ równania regresji
Pszenica	1,26	0,0658	0,000000	0,97
Żyto	0,63	0,0625	0,000001	0,90
Jęczmień	0,80	0,0949	0,000007	0,87
Mieszanki zbożowe	0,50	0,0868	0,000187	0,74
Pszennyto	0,78	0,0849	0,000003	0,88
Gryka	0,66	0,2136	0,011052	0,44
Kukurydza	1,39	0,1934	0,000030	0,82
Rzepak	1,20	0,2981	0,002430	0,58
Strączkowe	2,06	0,4339	0,000795	0,66
Ziemniaki	2,57	0,4906	0,000374	0,71
Buraki cukrowe	1,18	1,0162	0,270742	0,03

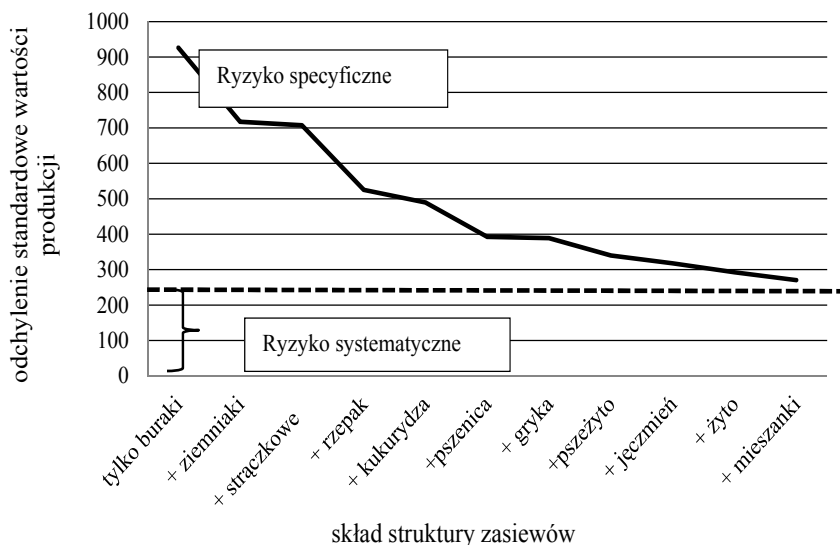
Źródło: Badania własne.

Na rysunku 1 przedstawiono wpływ zakresu dywersyfikacji struktury zasiewów na poziom ryzyka całkowitego, mierzonego odchyleniem standardowym wartości produkcji. Na osi odciętych umieszczono skład struktury zasiewów, poczynając od roślin o najwyższym odchyleniu wartości produkcji, dodając kolejno rośliny o coraz mniejszych wartościach wahań (rysunek ma charakter wykresu skumulowanego). Poszczególne uprawy wprowadzane były do portfela z uwzględnieniem ich znaczenia w strukturze zasiewów w Polsce (wagi). Najwyraźniej efekty dywersyfikacji, przejawiające się zmniejszeniem ryzyka portfela (odchylenia standardowego), widoczne są przy kilku pierwszych roślinach, a od pewnego momentu spadki odchylenia między poszczególnymi roślinami stają się coraz mniejsze. Zakładając, że uwzględnione w analizie rośliny wyczerpują zestaw dostępnych składników portfela, można przyjąć, iż dalsze ograniczanie ryzyka poprzez dywersyfikację jest niemożliwe, a przedstawiona na rysunku pozioma linia wyznacza poziom ryzyka systematycznego. Punkt zejścia się krzywej obrazującej ryzyko portfela składającego się z różnej liczby roślin uprawnych z linią wyznaczającą poziom ryzyka systematycznego oznaczałoby całkowite wyeliminowanie ryzyka specyficznego (dywersyfikacja doskonała), co w rzeczywistości praktycznie się nie zdarza. Warto jednak zauważyć, że wykorzystując prezentowane zależności można ustalić wartości współczynników  $\beta$  dla portfela roślin, składających się z dowolnej ilości składników, w dowolnej konfiguracji. Z formalnego punktu widzenia współczynnik  $\beta$  danego portfela będzie ważoną średnią współczynników  $\beta$  poszczególnych roślin tworzących daną strukturę zasiewów, gdzie wagi stanowiłyby udziały tych roślin w strukturze zasiewów. Przy pomocy przedstawionej metodyki można ustalić poziom ryzyka portfela produkcyjnego dla konkretnego gospodarstwa, charakteryzującego się określoną strukturą zasiewów (w przypadku braku danych dotyczących wahań cen i plonów na poziomie gospodarstwa można wykorzystać dane ze statystyki masowej, mając jednak na uwadze, iż zakres odchyłeń na poziomie gospodarstwa jest zazwyczaj większy niż na poziomie kraju). Współczynniki  $\beta$  dla różnych wariantów struktury zasiewów odzwierciedlałyby poziom ryzyka, wskazując możliwości jego zmniejszenia i optymalizacji portfela produkcyjnego w ramach istniejących ograniczeń.

Przedstawione powyżej rozważania mogą służyć do ustalenia optymalnego (z punktu widzenia ryzyka) portfela produkcji, nie uwzględniają jednak faktu, iż alternatywą dla podejmowania przez rolnika ryzykowanych działań może być wybór bezpieczniejszego rozwiązania. Wiąże się ono zazwyczaj z niższą oczekiwaną stopą zwrotu, pozwala jednak wyeliminować ryzyko związane z niepewnymi cenami i plonami. Uwzględnienie takiej sytuacji umożliwia zastosowanie modelu wyceny aktywów kapitałowych CAPM, który omówiony został w metodycznej części opracowania. W przypadku sektora finansowego rolę bezpiecznego instrumentu pełnią zazwyczaj bony skarbowe. W przypadku rolnictwa rolę takiego instrumentu może pełnić czynsz dzierżawny. Z formalnego punktu widzenia zależność dochodu od ryzyka równa się zależności oczekiwanej stopy zwrotu od współczynnika  $\beta$  danego portfela [10]. Zależność ta, opisana wcześniej równaniem:  $R(CAPM) = R_f + \beta \text{ rośliny} * (R_p - R_f)$ , określana jest mianem linii rynku pa-

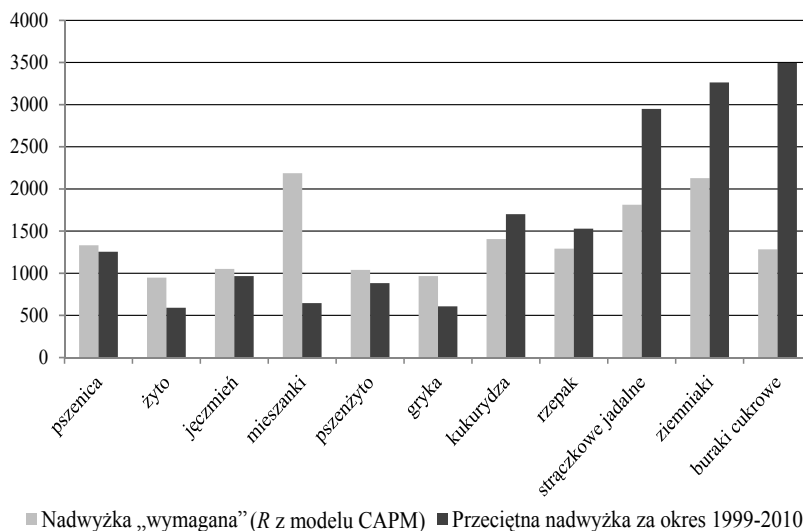
pierów wartościowych SML (*security market line*). Pierwszy składnik równania, a więc stopa wolna od ryzyka, traktowana jest jako cena czasu, natomiast drugi – jako cena ryzyka, jest to bowiem iloczyn wielkości ryzyka systematycznego mierzonego współczynnikiem  $\beta$  oraz premii za ryzyko będącej różnicą między stopą zwrotu z portfela rynkowego i stopą zwrotu wolną od ryzyka [10]. Porównanie uzyskanej w modelu CAPM stopy zwrotu z przeciętną rzeczywistą stopą zwrotu stanowi miarę oceny efektywności rynku, na którym dane aktywo jest wyceniane (stąd nazwa „model wyceny aktywów kapitałowych”). W sytuacji, gdy oczekiwana stopa zwrotu obliczona w CAPM jest wyższa od przeciętnej (za określony okres) rzeczywistej stopy zwrotu, można uznać, iż dany walor był wyceniony przez rynek za nisko (rynek nieefektywny), a w sytuacji odwrotnej – jego wartość została przeszacowana. W przypadku zastosowania modelu CAPM w rolnictwie, obliczony parametr, odpowiadający w oryginalnych zastosowaniach oczekiwanej („wymaganej”) stopie zwrotu, można interpretować jako zwrot dla rolnika w postaci nadwyżki bezpośredniej z tytułu poniesionych na daną uprawę nakładów (zarówno pieniężnych, jak i pracy własnej) oraz ponoszonego ryzyka (produkcyjnego i cenowego). Na rysunku 2 zestawiono wartość obliczonych według procedury CAPM „wymaganych” nadwyżek bezpośrednich dla poszczególnych roślin z wartościami przeciętnymi, odnotowanymi w objętym analizą okresie. Najmniejsze różnice pomiędzy wartościami rzeczywistymi a uzyskanymi w modelu CAPM wystąpiły w przypadku pszenicy, jęczmienia, pszenżyta, kukurydzy i rzepaku. Można stwierdzić, iż w tych uprawach uzyskiwane przychody (nadwyżki) w przybliżeniu pokrywają cenę ponoszonego ryzyka i czasu (alternatywę uwzględnioną w modelu stanowi wydzierżawienie ziemi i pobieranie czynszu dzierżawnego). Z punktu widzenia rolnika (mając na uwadze przyjęte w metodyce uproszczenia), można by uznać, iż producenci tych roślin są na ogół właściwie wynagradzani przez „rynek” za ponoszone ryzyko i własny czas przeznaczony na poszczególne działalności. Należy zauważyć, iż w grupie wymienionych roślin trzy pierwsze wykazywały lekką przewagę nadwyżek w modelu CAPM nad nadwyżkami rzeczywistymi, podczas gdy w przypadku kukurydzy i rzepaku sytuacja była odwrotna. Ze względu na stosunkowo niewielki zakres tych różnic i szacunkowy charakter analizy, wartości nadwyżek dla obydwu wariantów w tych przypadkach zinterpretowano jako prawie równe. Zdecydowanie odmiennie wyglądała sytuacja w przypadku mieszanek zbożowych, gdzie wartość nadwyżki wyliczonej w modelu CAPM była wyraźnie wyższa od nadwyżki rzeczywistej. Oznacza to, iż przeciętna wartość produkcji mieszanek zbożowych nie rekompensowała ryzyka związanego z tą działalnością. Tak wysoka różnica między wartościami modelowymi a rzeczywistymi koresponduje w tym przypadku z najwyższym, spośród uwzględnionych w analizie upraw, współczynnikiem  $\beta$  dla wartości produkcji (i nadwyżki), co – jak wcześniej zaznaczono – wynika głównie z wahań cen. Trzeba mieć na uwadze, iż mieszanki zbożowe stanowią w wielu gospodarstwach bazę paszową wykorzystywaną we własnym zakresie, w związku z czym rzeczywiste znaczenie zmienności cen jest w tym przypadku mniejsze niż mogłoby to wynikać ze znaczenia mieszanek w strukturze zasiewów. Odmiennie cechy w stosunku do upraw wyżej wymienionych prezentują natomiast rośliny strącz-

kowe, ziemniaki i buraki cukrowe. W tym przypadku rzeczywiste przeciętne nadwyżki okazały się wyraźnie wyższe od obliczonych w modelu CAPM. Sugeruje to, iż przeciętne przychody z tych działalności z pewnym „nadmiarem” pokrywały koszt ryzyka związanego ze wspomnianymi aktywnościami (rośliny te były w pewnym stopniu przeszacowane).



**Rys. 1.** Dywersyfikacja struktury zasiewów a poziom ryzyka

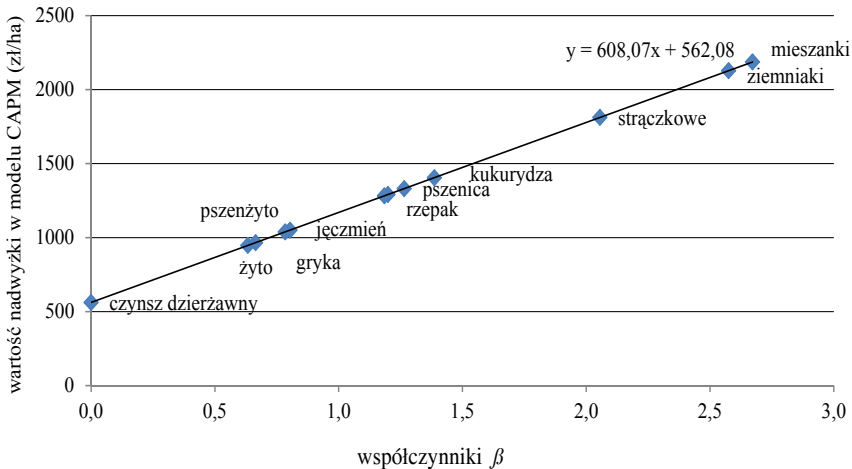
Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS.



**Rys. 2.** Wysokość „wymaganych” nadwyżek bezpośrednich w modelu CAPM i przeciętnych nadwyżek rzeczywistych

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS.

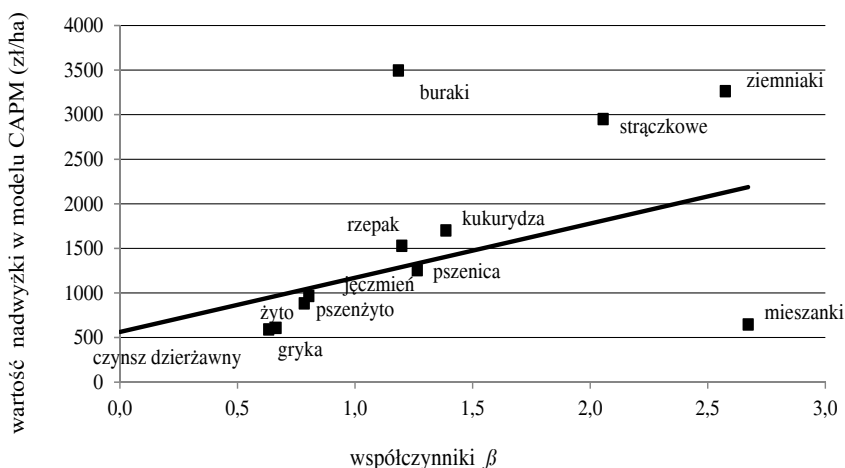
Porównanie nadwyżek rzeczywistych z „wymaganymi” wskazuje, iż jednym z podstawowych parametrów decydujących o wysokości różnic jest wartość współczynnika  $\beta$ . Na rysunku 3 przedstawiono graficznie zależność między wartością współczynników  $\beta$  dla poszczególnych upraw a oczekiwaną wymaganą wartością nadwyżek bezpośrednich. Na rysunku umieszczono także wartość wolną od ryzyka, czyli założoną wysokość czynszu dzierżawnego, której odpowiada współczynnik  $\beta$  równy zero. Wykres stanowi graficzną ilustrację równania stanowiącego podstawę modelu CAPM, a wyznaczona linia jest tożsama z linią SML (*security market line*) i stanowi teoretyczny wzorzec dla właściwie wycenianych względem ryzyka aktywów (w tym przypadku roślin uprawnych). Odnosząc wyznaczoną linię stanowiącą zbiór właściwie wycenionych aktywów do rzeczywistej wartości nadwyżek z poszczególnych roślin, można stwierdzić, iż uprawy niedoszacowane znajdują się poniżej, a przeszacowane powyżej tej linii, co ilustruje rysunek 4. Posiadając dane pozwalające wykreślić linię SML i informację o strukturze zasiewów w konkretnym gospodarstwie, można podjąć próbę oceny portfela produkcyjnego danej jednostki w kontekście jego wyceny względem ryzyka, jak też ocenić zasadność ewentualnych zmian w strukturze produkcji pod kątem omawianego problemu. W odniesieniu do przedstawionej metodyki pojedyncze rośliny uprawne zastąpione zostałyby różnymi wariantami struktury (różnymi portfelami).



**Rys. 3.** Wartość wymaganych nadwyżek bezpośrednich (odpowiednik oczekiwanej stopy zwrotu) w modelu CAPM a wartość współczynników  $\beta$

Źródło: Badania własne na podstawie danych GUS.





**Rys. 4.** Położenie rzeczywistych nadwyżek względem linii SML

Źródło: Badania własne na podstawie danych GUS.

### Podsumowanie i wnioski

W przeprowadzonych badaniach podjęto próbę zastosowania teorii portfela i bazujących na niej modeli Sharp'a oraz modelu wyceny aktywów kapitałowych (CAPM) do oszacowania poziomu ryzyka wybranych działalności rolniczych i określenia możliwości jego ograniczania poprzez dywersyfikację. Pomimo dużej popularności przywołanych metod w sektorze finansowym, do rzadkości należą próby ich implementacji w innych obszarach gospodarki, w tym w rolnictwie. Należy podkreślić, iż szereg metod ilościowej analizy ryzyka, które współcześnie znajdują zastosowania także w analizach ryzyka gospodarstw rolnych (jak chociażby metoda wartości zagrożonej – *Value at Risk*) również bierze swój początek właśnie z sektora finansowego.

Podjęta próba zastosowania teorii portfelowej do analizy ryzyka w rolnictwie wykazała, iż przeniesienie reguł analizy portfelowej na odmienny grunt sektora rolnego jest co do zasady możliwe, wymaga jednak przyjęcia szeregu założeń, które mogą w znacznym stopniu determinować wyniki prowadzonych rozważań. Przede wszystkim niezbędnym jest precyzyjne zdefiniowanie miar stanowiących ekwiwalent poszczególnych stóp zwrotu używanych w oryginalnych zastosowaniach teorii portfelowej, tj. odpowiednika stopy zwrotu z akcji, stopy zwrotu rynku, jak też stopy wolnej od ryzyka. Istotnym ograniczeniem wydaje się też założenie, iż rolnik może dokonywać wyborów podobnie jak inwestor giełdowy, opierając swoje decyzje na wartości oczekiwanej i wariancji. Elastyczność decyzyjna rolnika jest też zdecydowanie mniejsza niż inwestora giełdowego, co wynika chociażby z braku możliwości wycofania się z danej działalności w trakcie trwania wegetacji – horyzont czasowy inwestycji to w tym

przypadku zazwyczaj co najmniej 1 rok. Zakres możliwych zmian w strukturze produkcji (zasiewów) limitowany jest też szeregiem czynników o charakterze produkcyjnym, jak jakość gleby czy technologie produkcji. Istniejące ograniczenia, jak się wydaje, nie wykluczają jednak możliwej przydatności modeli opartych o teorię portfelową do zarządzania ryzykiem w rolnictwie, szczególnie w przypadku rozważania strategii dywersyfikacji jako sposobu zmniejszania ryzyka w gospodarstwie rolnym. Efekty analizy prostych zależności pomiędzy zmiennością przychodów (lub innych miar dochodowych) z poszczególnych roślin uprawnych a zdywersyfikowaną strukturą produkcji, wyrażone w postaci współczynnika  $\beta$ , mogą stanowić wskazówkę dla producentów rolnych podejmujących decyzje produkcyjne w warunkach ryzyka. Niewątpliwie jednak wyniki rozważań prowadzonych na bazie teorii portfelowej nie powinny stanowić jedyne kryterium decyzyjne, podobnie zresztą jak wyniki innych metod wspomagających procesy decyzyjne. Należy jednocześnie podkreślić, iż praktyczna przydatność analiz prowadzonych z wykorzystaniem zaprezentowanych w pracy modeli warunkowana jest dostępem do danych obrazujących zakres wahań plonów i cen w odpowiednio długim okresie czasu. W przeprowadzonych badaniach możliwości zastosowania modelu Sharp'a i CAPM zilustrowane zostały z wykorzystaniem danych dotyczących cen i plonów dostępnych dla wybranych roślin uprawnych opublikowanych przez GUS. Należy jednak pamiętać, iż na poziomie konkretnego gospodarstwa dane statystyki masowej, będące uśrednionymi wartościami w skali kraju, mogą znacząco zaniżać skalę rzeczywistych wahań kluczowych parametrów, chociaż można przyjąć, iż ich kierunek będzie zazwyczaj zgodny z odchyleniami w gospodarstwie.

W sensie merytorycznym przeprowadzone analizy pozwalają na sformułowanie następujących wniosków:

1. Obliczone współczynniki  $\beta$  dla wartości produkcji i nadwyżek bezpośrednich poszczególnych roślin uprawnych wskazują, iż przy zawężeniu produkcji gospodarstwa jedynie do działalności roślinnych możliwości redukcji ryzyka poprzez dywersyfikację są dość ograniczone. Część składników struktury zasiewów charakteryzowała się jednak współczynnikami  $\beta$  niższymi od jedynki, z czego wynika, iż przychody z ich uprawy zmieniają się w mniejszym zakresie niż przeciętnie przychody z całej struktury produkcji. Z roślin, które mają dość duży udział w strukturze zasiewów, cechą taką charakteryzują się przede wszystkim żyto, pszenżyto i jęczmień. Z punktu widzenia efektów dywersyfikacji uprawy te są więc korzystnymi składnikami portfela produkcyjnego. Z drugiej strony należy jednak pamiętać, iż jednocześnie potencjalna wartość produkcji (w kategoriach teorii portfelowej potencjalny zysk) w przypadku tych roślin jest wyraźnie mniejsza niż dla roślin o wyższych wartościach  $\beta$ , jak pszenica czy rzepak.
2. Pełna dywersyfikacja struktury produkcji może prowadzić do znaczącego wyeliminowania ryzyka specyficznego, związanego z cechami poszczególnych roślin, jednak poziom ryzyka systematycznego pozostaje niezmienny, co stanowi istotny czynnik zasadności stosowania dywersyfikacji jako stra-

teorii zarządzania ryzykiem. Z praktycznego punktu widzenia oznacza to dla rolnika, że rozważanie dywersyfikacji ma sens wtedy, gdy brane pod uwagę potencjalne składniki struktury zasiewów charakteryzują się współczynnikami  $\beta$  mniejszymi od jedynki. Jeśli w gospodarstwie nie ma możliwości uprawy takich roślin, efekty dywersyfikacji w postaci zmniejszenia ryzyka nie wystąpią. Największy spadek ryzyka następuje poprzez włączenie do jednoelementowej struktury zasiewów kilku roślin – im więcej składników, tym znaczenie kolejnych jest coraz mniejsze (choć oczywiście łączny efekt dalej rośnie). Uzyskanie pozytywnych efektów dywersyfikacji nie oznacza więc rozbudowy struktury zasiewów o jak największą liczbę składników, a raczej dobór takich elementów, których wpływ na zmniejszanie ryzyka będzie największy. Miernikiem tego wpływu mogą być współczynniki  $\beta$ .

3. Analiza hipotetycznych wariantów zakładających, iż odpowiednik stopy zwrotu stanowią oddzielnie plon i oddzielnie cena wykazała, że w większości przypadków pozytywne efekty dywersyfikacji wynikają raczej z właściwości plonów niż cen (częściej i w większym zakresie współczynniki  $\beta$  były mniejsze od jedności w wariancie z plonami niż z cenami). Obserwacja ta oznacza, iż dywersyfikacja struktury zasiewów tylko w niewielkim stopniu może ograniczać ryzyko cenowe. Wpisuje się to w powszechnie wskazywaną prawidłowość, że rolnicy jako biorcy ceny mają ograniczoną możliwość wpływu zarówno na poziom cen, jak też skutecznego zarządzania ryzykiem cenowym (jeśli pominąć instrumenty pochodne, które nie były przedmiotem analiz w niniejszej pracy).
4. Zastosowanie modelu wyceny aktywów kapitałowych CAPM pozwoliło stwierdzić, iż przeciętnie uzyskiwane nadwyżki z produkcji zbóż (z wyjątkiem kukurydzy) są nieco niższe od nadwyżek wymaganych do pokrycia ryzyka związanego z uprawą tych roślin. Należy jednak zauważyć, iż w większości przypadków przewaga nadwyżek wymaganych nad rzeczywistymi była względnie niewielka (wyjątek stanowiły mieszanki zbożowe). Odmienne przedstawiała się natomiast sytuacja z rzepakiem, kukurydzą na ziarno, ziemniakami i burakami cukrowymi. W przypadku tych roślin rzeczywiste przeciętne nadwyżki okazały się wyższe od nadwyżek obliczonych w modelu CAPM, co świadczy o tym, iż na ogół producenci tych roślin byli wynagradzani za ponoszone ryzyko z pewnym nadmiarem.

**Literatura:**

1. Anderson J.D, Barnett J. B., Coble H. K.: Impacts of a standing disaster payment program on U.S. crop insurance [w:] Income stabilization in a changing agricultural world: policy and tools. Wydawnictwo Wieś Jutra, Warszawa 2008.
2. Barry P.J.: Capital asset pricing and farm real estate. *American Journal of Agricultural Economics* 62(3), 1980.
3. Berg E.: Assessing the farm level impacts of yield and revenue insurance: an expected value-variance approach. Contributed paper at the X<sup>th</sup> Congress of the European Association of Agricultural Economists (EAAE). Zaragoza, Spain August 28-31, 2002.
4. Berg E., Kramer J.: Policy options for risk management [w:] Income stabilisation in European agriculture. Design and economic impact of risk management tools. Wageningen Academic Publishers, 2008.
5. Bład M.: Wielozawodowość w rodzinach rolniczych. Przyczyny, uwarunkowania i tendencje rozwoju. IRWiR, Warszawa 2011.
6. Bringham E.F., Gapenski L.C.: Zarządzanie finansami. PWE, Warszawa 2000.
7. Damodaran A.: Ryzyko strategiczne. Podstawy zarządzania ryzykiem. Akademia Leona Koźmińskiego, Warszawa 2009.
8. Fałkowski J., Chaplin H.: Diversification of agricultural production in Poland. A chance for remunerative farming in line with the concept of „sustainable agriculture” [w:] Income stabilization in a changing agricultural world: policy and tools. Wydawnictwo Wieś Jutra, Warszawa 2008.
9. Hardaker J.B., Huirne R.B.M, Andererson J.R., Lien G.: Coping with risk in agriculture. CABI Publishing, 2007.
10. Jajuga K., Jajuga T.: Inwestycje. Instrumenty finansowe. Inżynieria finansowa. PWN, Warszawa 1995.
11. Kobus P.: Influence of aggregation level on yield risk measures. EAAE 2011 Congress: Change and Uncertainty Challenges for Agriculture, Food and Natural Resources. August 30 to September 2, 2011, Zurich, Switzerland (dokument elektroniczny).
12. Kobzar O.: Whole-farm risk management in arable farming: portfolio methods for farm-specific business analysis and planning. Wageningen Academic Publishers, 2006.
13. Maliński T.: Model CAPM w praktyce. *Equity Magazine*, nr 14, 2011.
14. Narayan P.: Farm planning under risk: an application of the capital asset pricing model to New Zealand agriculture. A thesis submitted in the partial fulfillment of the requirements for the degree of Master of Agricultural Science at Lincoln University, 1990 (maszynopis w wersji elektronicznej).
15. Nel A.A., Loubser H.L.: The impact of crop rotation on profitability and production risk in the eastern and north western free state. *Agrekon*, vol. 43, no. 1, 2004.
16. OECD: Managing risk in agriculture: holistic approach. OECD, Paris 2011.
17. Tomczak F.: Gospodarka rodzinna w rolnictwie: uwarunkowania i mechanizmy rozwoju. IRWiR, Warszawa 2005.
18. Turvey C.G.: Evaluating the contribution of systematic risk to E-V efficient Portfolio Selection in agriculture. MSc thesis. University of Guelph, Ontario 1985.
19. Tyran E. : Dywersyfikacja jako proces dostosowawczy gospodarstw województwa małopolskiego. *Roczniki Nauk Rolniczych, Seria G*, t. 97, z. 4, Warszawa 2010.
20. Zentner R.P., Lafond G.P., Derksenc D.A., Campbell C.A.: Tillage method and crop diversification: effect on economic returns and riskiness of cropping systems in a Thin Black Chernozem of the Canadian Prairies. *Soil and Tillage Research* 67, 2002.

*PIOTR SULEWSKI*  
University of Life Sciences  
Warszawa

## AN APPLICATION THE PORTFOLIO THEORY AND THE CAPITAL ASSETS PRICING MODEL TO EVALUATION AGRICULTURAL RISK

### Summary

In the paper, an attempt to application, known from finance literature the Portfolio Theory and based on it mathematical models has been undertaken. Using Sharp's single-factor model the beta coefficients for specified crops were calculated. The beta coefficients describe the volatility of a crop in relation to the volatility of the other crops and indicate the possibilities of using production diversification as a strategy of risk management in farms. In the second part of the paper, the Capital Assets Pricing Model (CAPM) was used to estimate the value of expected gross margins, which can to guarantee a positive return from risk cost. The results of CAPM indicates, that in Poland the most popular cereals are underestimated in the terms of risk cost. The diversification of plant production can reduce the total production risk only in a limited range.