

Małgorzata Just¹
Magdalena Śmiglak-Krajewska²
Katedra Finansów i Rachunkowości
Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu

Pomiar zmienności cen na rynku ziarna roślin strączkowych uprawianych w Polsce oraz rynku śruty sojowej³

Measurement of price volatility for the grain of legume plants grown in Poland and for the soy cake

Synopsis. Obserwowany w ostatnich latach wzrost zmienności cen na rynkach towarów rolnych powoduje większą ekspozycję uczestników rynku na ryzyko rynkowe. Celem opracowania było oszacowanie zmienności logarytmicznych stóp zwrotu cen na rynku ziarna roślin strączkowych uprawianych w Polsce oraz rynku śruty sojowej. Materiał badawczy stanowiły szeregi czasowe miesięcznych cen skupu ziarna rodzimych roślin strączkowych i śruty sojowej w okresie od stycznia 2006 do grudnia 2010 r. Do oszacowania zmienności cen towarów rolnych wykorzystano klasyczne i pozycyjne miary zmienności oraz modele ARMAX. Wyniki przeprowadzonych badań wskazują na dużą zmienności na rynku badanych towarów oraz zasadność rozróżnienia między przewidywalnymi i nieprzewidywalnymi składowymi stóp zwrotu cen, aby właściwie ocenić ekspozycję na ryzyko.

Słowa kluczowe: ryzyko cenowe, zmienność cen, ceny ziarna roślin strączkowych, ceny śruty sojowej.

Abstract. An increased volatility of agricultural products prices, observed in recent years, has caused a greater exposure of market participants to the market risk. The main goal of this article is to estimate the volatility of price returns in the grain legumes grown in Poland and the ground soybean markets. The time series of monthly prices for grain legumes and soy cake in the period from January 2006 to December 2010 were the material for the research. For estimating the volatility of price returns were used: the classic and positional measures of volatility and ARMAX models. The results of the study have shown a large price volatility in the grain legumes and soy cake markets as well as that the predictable and unpredictable components of price returns should be distinguished in order to properly evaluate the real risk exposure.

Key words: price risk, price volatility, grain legumes prices, soy cake prices.

Wstęp

Ryzyko jest elementem nieodłącznie związanym z każdą działalnością gospodarczą. Rolnictwo, ze względu na długość cyklu produkcyjnego, a tym samym powolny obrót zaangażowanego w produkcję kapitału, szczególnie jest podatne zarówno na ryzyko produkcyjne jak również ekonomiczne, w którym ryzyko niekorzystnej zmiany ceny jest

¹ Dr inż., e-mail: m.just@up.poznan.pl.

² Dr inż., e-mail: smiglak@up.poznan.pl.

³ Publikacja została przygotowana w ramach Obszaru badawczego 5 „Ekonomiczne uwarunkowania rozwoju produkcji, infrastruktury rynku i systemu obrotu, a także opłacalności wykorzystania roślin strączkowych na cele paszowe w Polsce”, program wieloletni „Ulepszenie krajowych źródeł białka roślinnego, ich produkcji, wykorzystania w paszach”.

jednym z głównych komponentów. Niestabilność dochodowa, wywołana znaczącą fluktuacją cen towarów rolnych, zakłóca w krótkim okresie stabilność funkcjonowania gospodarstw i ma ogromny wpływ na poziom inwestycji, które determinują działalność w długim okresie czasu.

Cena towarów rolnych jest głównym czynnikiem decydującym o opłacalności produkcji. Wahania cen produktów rolnych wynikają przede wszystkim ze stosunkowo małej elastyczności cenowej popytu oraz uzależnienia wielkości produkcji od warunków przyrodniczych. W konsekwencji wszyscy uczestnicy rynku rolnego narażeni są na ryzyko cenowe [Tomek i Robinson 1990]. Ceny są jedynym bezpośrednio obserwowalnym parametrem rynkowym, który w głównej mierze decyduje o stopniu realizacji funkcji celu podmiotów. Stąd istnieje potrzeba identyfikacji źródeł i charakteru występujących zmian cen towarów rolnych. Analiza cen w ujęciu historycznym pozwala również na oszacowanie stopnia niepewności co do ich przyszłego poziomu. Tym samym analiza zmienności cen stanowić może sposób oszacowania ryzyka cenowego [Hamulczuk i Klimkowski 2011].

W ostatnich latach obserwuje się wzrost zmienności cen na rynkach towarów rolnych [Hamulczyk i Klimkowski 2011], co powoduje większą ekspozycję uczestników rynku rolnego na ryzyko cenowe. W niniejszej pracy podjęto próbę oszacowania ryzyka cenowego na rynku ziarna roślin strączkowych i śruty sojowej. Obecnie w Polsce zasadniczą rolę w zaopatrzeniu krajowego rynku pasz w wysokobiałkowe komponenty odgrywa import śruty sojowej. Aż 95% śruty w handlu międzynarodowym pochodzi z roślin genetycznie modyfikowanych [Śmiglak-Krajewska 2012]. Alternatywnym źródłem białka w paszach mogą być rośliny strączkowe uprawiane w Polsce, z zachowaniem zasady, że nie mogą być jedynym komponentem białkowym. W paszy dla trzody chlewnej śrutę sojową można zastąpić grochem z domieszką śruty rzepakowej. W paszy dla drobiu, ze względu na większe wymagania żywieniowe, możliwe jest tylko częściowe zastąpienie białka pochodzącego ze śruty sojowej rodzimymi roślinami strączkowymi, tj. bobikiem lub łubinem. Polska dla zaspokojenia potrzeb paszowych potrzebuje rocznie około 1 mln ton białka. W ostatnich latach krajowa produkcja surowców wysokobiałkowych do produkcji pasz oscylowała na poziomie 1,5÷1,6 mln ton, natomiast zużycie kształtowało się w granicach 3,5÷3,6 mln ton [Wpływ... 2012]. Przyczyny niskiej produkcji ziarna roślin strączkowych wynikają między innymi z niższych plonów, dużej zmienności plonowania powiązanej z chorobami liściowymi czy zgorzelowymi oraz, w przypadku grochu, z wyleganiem roślin utrudniającym zbiór. Czynniki te mają odzwierciedlenie w kształtowaniu się ceny ziarna roślin strączkowych. Stąd w niniejszym opracowaniu podjęto próbę oceny ryzyka cenowego na rynku ziarna roślin strączkowych i śruty sojowej, w szczególności oszacowania i porównania zmienności stóp zwrotu cen ziarna roślin strączkowych oraz śruty sojowej. Badanie to będzie kontynuowane w kolejnych latach po wprowadzeniu zakazu stosowania pasz genetycznie zmodyfikowanych i ulepszeń roślin strączkowych w zakresie technologii uprawy i przerobu na pasze. W znowelizowanej ustawie o paszach w art. 15 wprowadzono zakaz stosowania od 1 stycznia 2013 roku pasz genetycznie zmodyfikowanych lub wykorzystania do ich produkcji organizmów zmodyfikowanych [Ustawa... 2006]. Polska dla zaspokojenia potrzeb paszowych importuje rocznie około 2 miliony ton genetycznie modyfikowanej śruty sojowej. Szacuje się, że na świecie w obrocie handlowym jest rocznie około 5,5 miliona „czystej” soi. Cena śruty sojowej genetycznie niemodyfikowanej jest obecnie wyższa od ceny śruty z soi zmodyfikowanej o około 300 zł/t, czyli o blisko 20÷25% [Dzwonkowski i Hryszko 2011].

W rezultacie można oczekiwać, iż po wejściu w życie ustawy zakazującej stosowania pasz z roślin genetycznie modyfikowanych ceny mięsa drobiowego, wieprzowego, mleka oraz jaj wzrosną o kilkanaście, a nawet o kilkadziesiąt procent. Istnieje zatem konieczność szukania alternatywy dla soi, znalezienia zastępczych, wysokobiałkowych składników pasz, porównywalnych nie tylko pod względem jakościowym, ale również ekonomicznym.

Materiał i metoda badawcza

Najpopularniejszym sposobem pomiaru ryzyka cenowego towarów rolnych jest wyznaczenie miar zmienności cen. Zmienność określana także jako chwiejność cen, od angielskiego słowa volatility, szacowana jest na podstawie historycznych cen tych towarów. Istnieje wiele sposobów szacowania zmienności cen towarów. Miary zmienności mogą być obliczane na podstawie szeregów czasowych cen lub stóp zwrotu cen, czy też tylko ich nieprognozowalnych składowych. Można rozpatrywać ryzyko w koncepcji neutralnej lub negatywnej [Figiel i Hamulczuk 2010]. Koncepcja pomiaru ryzyka za pomocą miar zmienności wywodzi się z teorii portfela. Zgodnie z tą koncepcją, im większa jest zmienność stopy zwrotu (lub innej zmiennej), tym większe jest ryzyko, ponieważ tym bardziej zrealizowana stopa zwrotu może się różnić od spodziewanej (oczekiwanej) stopy zwrotu [Jajuga 2007].

Najczęściej wykorzystywanym i zarazem najprostszym sposobem wyznaczania zmienności jest metoda klasyczna. Polega ona na statystycznej estymacji wariancji względnych zmian cen danego towaru, z której wyznacza się odchylenie standardowe. W celu wyznaczania względnych zmian cen towaru do szacowania zmienności wykorzystuje się logarytmy naturalne relacji cen tego towaru w dwóch okresach (tzw. logarytmiczne stopy zwrotu, r_t), co można zapisać wzorem:

$$r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}),$$

gdzie: P_t – cena towaru w okresie t .

Odchylenie standardowe stopy zwrotu wyznacza się ze wzoru:

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (r_t - \bar{r})^2}$$

gdzie: r_t – stopa zwrotu w okresie t , \bar{r} – średnia stopa zwrotu, n – liczba obserwacji.

Do obliczenia zmienności rocznej z odchylenia standardowego, liczonego dla wybranego okresu, wykorzystuje się następujący wzór:

$$\sigma_r = \sigma \sqrt{N}$$

gdzie: σ – odchylenie standardowe stopy zwrotu cen towaru w wybranym okresie, N – liczba rozpatrywanych okresów w roku.

Odchylenie standardowe określa przeciętne odchylenie stóp zwrotu od średniej stopy zwrotu. W związku z tym jest wykorzystywane w koncepcji neutralnej ryzyka [Jajuga 2007]. Bardzo ważny jest dobór długości przedziału czasowego, który należy uwzględnić wyznaczając odchylenie standardowe. Precyzja pomiaru zmienności jest tym dokładniejsza, im więcej informacji zostanie uwzględnionych w szacunku. Jednak zbyt długi okres, na

podstawie którego oblicza się odchylenie standardowe, może spowodować niewłaściwe oszacowanie zmienności, wynikające z uwzględniania odległych obserwacji. Wydaje się, że zasadne jest przyjęcie takiej długości okresu, dla którego oszacowana na jego podstawie zmienność zaczyna być stabilna. Stosując odchylenie standardowe zakłada się, że rozkład stóp zwrotu jest rozkładem normalnym, a poszczególne stopy zwrotu pochodzą z jednakowych, niezależnych rozkładów [Doman i Doman 2004; Wielowymiarowe... 2010]. Wynika stąd, że użycie odchylenia standardowego jest właściwe w przypadku normalnego rozkładu stóp zwrotu, natomiast jest ono wrażliwe na wszelkie odchylenia od założeń normalności i występowanie obserwacji odstających.

W odróżnieniu od koncepcji neutralnej ryzyka, koncepcja negatywna bierze pod uwagę tylko niekorzystne zmiany cen, a w konsekwencji też stóp zwrotu cen. Ze względu na zajmowaną pozycję na rynku towarów rolnych, jako kupującego lub sprzedającego, niekorzystne dla uczestnika rynku są odpowiednio wzrost lub spadek ceny towaru. Miara ryzyka pozwalająca zmierzyć przeciętne odchylenie stóp zwrotu tylko powyżej lub tylko poniżej średniego poziomu jest odpowiednio semiodchylenie standardowe ujemne i semiodchylenie standardowe dodatnie. Można je wyznaczyć ze wzorów:

$$s\sigma^- = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (d_t^-)^2}, \quad s\sigma^+ = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (d_t^+)^2},$$

gdzie: $d_t^- = \begin{cases} 0, & r_t \geq \bar{r} \\ r_t - \bar{r}, & r_t < \bar{r} \end{cases}$, $d_t^+ = \begin{cases} 0, & r_t \leq \bar{r} \\ r_t - \bar{r}, & r_t > \bar{r} \end{cases}$, r_t – stopa zwrotu cen w okresie t , \bar{r} –

średnia stopa zwrotu ze sprzedaży towaru, n – liczba obserwacji.

Odchylenie standardowe i semiodchylenie standardowe należą do grupy klasycznych miar zmienności. Oprócz wymienionych miar można szacować zmienność stóp zwrotu także za pomocą innych klasycznych miar zmienności: współczynnika zmienności (iloraz odchylenia standardowego i średniej arytmetycznej), odchylenia przeciętnego (średnia arytmetyczna z bezwzględnych odchyleń stopy zwrotu od jej średniej arytmetycznej), semiodchylenia przeciętnego dodatniego lub ujemnego. Pomiar zmienności stóp zwrotu można dodatkowo uzupełnić wyznaczając pozycyjne miary zmienności: rozstęp (różnica między największą i najmniejszą wartością), odchylenie ćwiartkowe (połowa różnicy między trzecim i pierwszym kwartyłem), pozycyjny współczynnik zmienności (iloraz odchylenia ćwiartkowego i mediany) [Jajuga 2007; Sobczyk 2006]. Jeżeli rozkład znacznie różni się od rozkładu normalnego i występują obserwacje odstające, nie powinno się stosować klasycznych miar zmienności. W tym przypadku można zastosować wymienione miary pozycyjne lub inne odporne estymatory zmienności [Wielowymiarowe... 2010].

Założenie o niezależności stóp zwrotu jest krytykowane, ponieważ często obserwuje się istotną autokorelację, czyli zależność stopy zwrotu od jej poprzednich wartości. Na stopę zwrotu w okresie t składają się komponenty deterministyczny oraz stochastyczny. Komponent deterministyczny można prognozować za pomocą liniowych modeli, natomiast komponent stochastyczny stanowią losowe zaburzenia.

Modelem pozwalającym uwzględnić relacje liniowe w szeregu stóp zwrotu cen towarów rolnych jest model autoregresji i średniej ruchomej ARMA(p,q) (Autoregressive Moving Average) rozszerzony o regresję dodatkowych zmiennych objaśniających, czyli model ARMAX. Model ten można zapisać w następującej postaci [Doman i Doman 2009]:

$$r_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^{N-1} d_i x_{i,t} + \sum_{i=1}^p \varphi_i r_{t-i} + e_t + \sum_{i=1}^q \theta_i e_{t-i},$$

gdzie: r_t – stopa zwrotu w okresie t , e_t – składnik resztowy (stochastyczny komponent stopy zwrotu), ciąg niezależnych zmiennych losowych o jednakowym standaryzowanym rozkładzie, N – liczba podokresów w roku (faz w cyklu), $x_{i,t}$ – zerojedynkowe zmienne sezonowe, p – rząd autokorelacji oznaczający maksymalne opóźnienie stopy zwrotu, q – rząd średniej ruchomej oznaczający maksymalne jej opóźnienie, d_i , φ_i , θ_i – parametry modelu. Model ARMAX uwzględnia wahania sezonowe, może także zawierać trend obok stałej φ_0 . Model ten pozwala, zatem oszacować przewidywalny (deterministyczny) komponent stopy zwrotu.

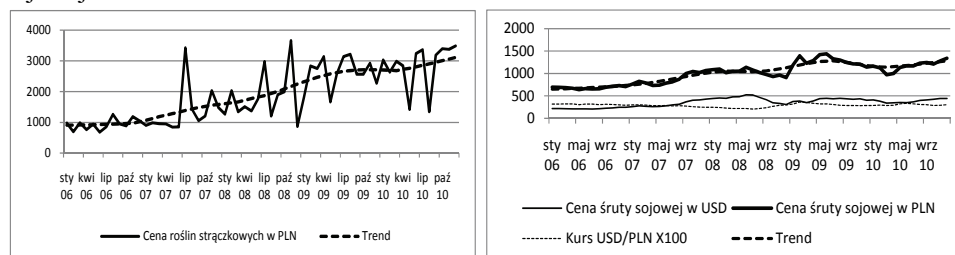
W modelu ARMAX warunkowa wartość oczekiwana stopy zwrotu zależy od poprzednich wartości szeregu stóp zwrotu, a warunkowa wariancja jest stała. Reszty z tego modelu stanowią stochastyczny składnik stóp zwrotu. Należy je analizować ze względu na rozkład i niezależność. Do oceny zmienności nieprzewidywalnej składowej szeregu stóp zwrotu, tzn. jej składnika stochastycznego, można zastosować opisane powyżej miary zmienności.

Szeregi danych kwartalnych i miesięcznych zwykle zawierają deterministyczne wahania sezonowe, które szacuje się za pomocą modelu ekonometrycznego ze zmiennymi zerojedynkowymi. Jeśli w szeregach danych występuje zmienna amplituda wahań sezonowych, to może to oznaczać zmienność wariancji o charakterze periodycznym [Kufel 2010]. Wyniki badań wskazują, że metody szacowania zmienności na podstawie danych historycznych, zakładające niestałość wariancji, dają większą precyzję niż zmienność wyznaczana na podstawie klasycznego podejścia [Kroner, Kneafsey i Claessens 1995]. Jeśli odpowiednie testy potwierdzą występowanie zmiennej w czasie wariancji (heteroskedastyczności) stóp zwrotu lub ich nieprzewidywalnego składnika, zasadne staje się szacowanie zmienności na podstawie modeli klasy ARCH [Engle 1982] lub GARCH [Bollerslev 1986].

Badaniu poddano niepublikowane miesięczne ceny skupu ziarna roślin strączkowych, udostępnione przez Główny Urząd Statystyczny, oraz miesięczne ceny śrutu sojowej (w USD/t), publikowane w analizach rynkowych robionych przez IERiGŻ [Rynek... 2007, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012] w okresie od stycznia 2006 do grudnia 2010 roku. Jest to okres dużej zmienności cen na rynku towarów. Wybór okresu podyktowany był dostępnością danych. Do przeliczenia na złotówki cen śrutu sojowej wykorzystano średnioważony kurs dolara w złotych w poszczególnych miesiącach analizowanego okresu, publikowany na stronie Narodowego Banku Polskiego [Średnioważone... 2007, 2008, 2009, 2010, 2011]. Zmienność oszacowano dla szeregów miesięcznych logarytmicznych stóp zwrotu cen i ich stochastycznych składników, za które przyjęto składniki resztowe modeli ARMAX wyznaczonych dla stóp zwrotu. Do oszacowania zmienności zwrotu cen towarów rolnych wykorzystano klasyczne i pozycyjne miary zmienności. Obliczenia wykonano w programie R. Dodatkowo dokonano dekompozycji cen skupu ziarna roślin strączkowych i śrutu sojowej za pomocą funkcji `stl` z pakietu `stats` programu R, której działanie oparte jest na metodzie wygładzania wykładniczego LOESS [Cleveland i in. 1990] oraz oszacowano klasyczne i pozycyjne miary zmienności cen.

Wyniki badań

Ceny skupu ziarna roślin strączkowych w PLN za tonę i śruty sojowej w PLN i USD za tonę wraz z kursem pary walutowej USD/PLN w badanym okresie przedstawiono na rysunku 1, natomiast statystyki opisowe cen skupu ziarna roślin strączkowych i śruty sojowej w zł/t zamieszczono w tabeli 1.

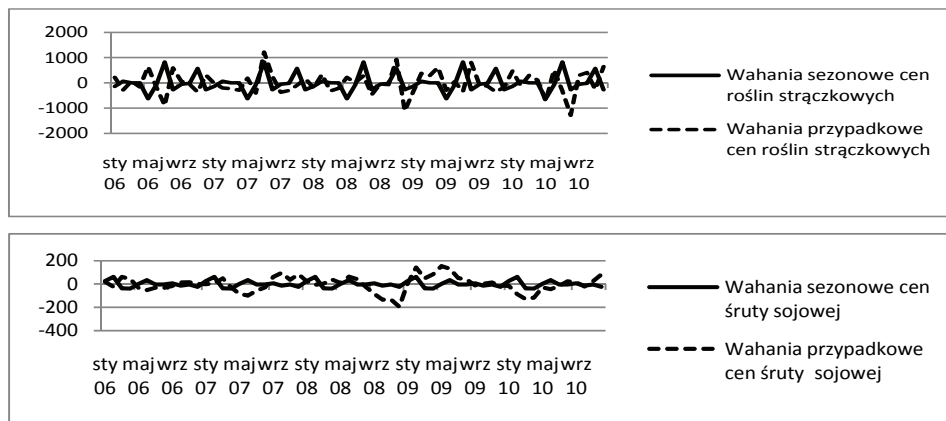


Rys. 1. Ceny skupu ziarna roślin strączkowych (zł/t) i śruty sojowej (zł/t, USD/t) oraz kurs USD/PLN w okresie 01.2006-12.2010

Fig. 1. Grain of leguminous plants prices (PLN/t), soy cake prices (PLN/t, USD/t) and the exchange rate USD/PLN in the period 01.2006-12-2010

Źródło: opracowanie własne.

Kształtowanie się sezonowych i przypadkowych wahań cen skupu ziarna roślin strączkowych i śruty sojowej w PLN za tonę w analizowanym okresie przedstawiono na rysunku 2.



Rys. 2. Sezonowe i przypadkowe wahania cen skupu ziarna roślin strączkowych i śruty sojowej w okresie 01.2006-12.2010, zł/t

Fig. 2. Seasonal and random fluctuation of legumes grain and soy cake prices in the period 01.2006-12-2010, PLN/t

Źródło: opracowanie własne.

Biorąc pod uwagę tendencje długookresowe trendu i wahań o charakterze cyklicznym w analizowanym okresie można zauważyć podobieństwa w kształtowanie się cen skupu

ziarna roślin strączkowych i śruty sojowej. Natomiast analizując ceny skupu tych towarów ze względu na występujące wzorce wahań o charakterze sezonowym zaobserwowano istotne różnice. Znacznie większe amplitudy wahań zaobserwowano w przypadku cen skupu ziarna roślin strączkowych. Wynika stąd, że wpływ wahań sezonowych na zmienność cen ziarna roślin strączkowych był znacznie większy niż na zmienność cen śruty sojowej. Należy zaznaczyć, że wzorce te ulegały zmianie, w szczególności mniejsze wahania zaobserwowano w 2006 i I półroczu 2007 roku.

Tabela 1. Statystyki opisowe szeregów cen skupu ziarna roślin strączkowych i śruty sojowej w okresie 01.2006-12.2010

Table 1. Main characteristics of time series of prices for grain legumes and soya cake in the period 01.2006-12.2010

Statystyka	Rośliny strączkowe	Śruta sojowa
Średnia	1916,08	1006,08
Mediana	1586,30	1030,62
Maksimum	3660,80	1436,93
Minimum	678,30	640,31
Odchylenie standardowe	958,23	231,82
Współczynnik zmienności, %	50,01	23,04
Semiodchylenie standardowe ujemne	625,72	168,25
Semiodchylenie standardowe dodatnie	725,73	159,47
Odchylenie ćwiartkowe	939,85	207,19
Pozycyjny współczynnik zmienności, %	59,25	20,10
Skośność	0,3623	-0,0798
Kurtoza	-1,4430	-1,1684

Źródło: opracowanie własne.

Analizując statystyki opisowe cen badanych towarów można stwierdzić, że średnia cena skupu ziarna roślin strączkowych w badanym okresie wynosiła 1916 zł za tonę, natomiast śruty sojowej 1006 zł za tonę. Zróżnicowanie cen było ponad 2-krotnie większe na rynku ziarna roślin strączkowych, współczynnik zmienności cen skupu ziarna roślin strączkowych osiągnął poziom 50%, natomiast śruty sojowej 23%. Na wynik ten wpływ miały wahania sezonowe oraz tendencje długookresowe. Na rynku ziarna roślin strączkowych występowały przeciętnie większe dodatnie niż ujemne odchylenia cen od średniego poziomu cen, na rynku śruty sojowej odwrotnie. Analogiczne wnioski można było sformułować na podstawie współczynnika skośności. Rozkład cen skupu ziarna roślin strączkowych cechował się słabą dodatnią skośnością, natomiast cen śruty sojowej bardzo słabą ujemną. Rozkłady cen skupu badanych towarów miały charakter platokurtyczny. Dodatkowo porównano zróżnicowanie cen analizowanych towarów po pominięciu 50% skrajnych cen, wykorzystując pozycyjny współczynnik zmienności. Zmienność cen skupu ziarna roślin strączkowych wyznaczona przez pozycyjny współczynnik zmienności okazała się prawie 3-krotnie większa niż cen śruty sojowej.

Ze względu na występowanie wyraźnego trendu w szeregach cen skupu analizowanych towarów, aby właściwie oszacować ryzyko cenowe wykorzystano stopy

zwrotu cen. Statystyki opisowe stóp zwrotu cen skupu ziarna roślin strączkowych i śruty sojowej w badanym okresie zamieszczono w tabeli 2.

Tabela 2. Statystyki opisowe szeregów stóp zwrotu i ich stochastycznych składników oraz wartość testu Jarque'a-Bery (JB) dla cen ziarna roślin strączkowych i śruty sojowej w okresie 02.2006-12.2010

Table 2. Main characteristics of price returns time series and the value of Jarque-Bera (JB) test for legumes grain and soya cake in the period 02.2006-12.2010

Statystyka	Stopy zwrotu cen ziarna roślin strączkowych	Stopy zwrotu cen śruty sojowej	Stochastyczny składnik stóp zwrotu cen ziarna roślin strączkowych	Stochastyczny składnik stóp zwrotu cen ziarna śruty sojowej
Średnia	0,0215	0,0112	0,1672	-0,0316
Mediana	0,0227	0,0121	0,1238	-0,0394
Maksimum	1,3896	0,2685	1,3833	0,1671
Minimum	-1,4407	-0,1440	-0,6995	-0,1492
Odchylenie standardowe	0,4678	0,0680	0,3880	0,0637
Współczynnik zmienności, %	2173,97	608,97	232,07	-201,23*
Semi odchYLENIE standardowe ujemne	0,3411	0,0440	0,2582	0,0428
Semi odchYLENIE standardowe dodatnie	0,3201	0,0519	0,2896	0,0471
Odchylenie ćwiartkowe	0,2302	0,0402	0,2224	0,0481
Pozycyjny współczynnik zmienności, %	1014,25	331,02	179,66	-121,99*
Skośność	-0,2591	0,8547	0,4118	0,3755
Kurtoza	1,7889	2,7817	1,1013	0,2896
Test JB	6,4630	21,5936	3,6198	1,3840

*Współczynnik zmienności wyznacza się odpowiednio dla dodatniej średniej i mediany, w analizie uwzględniono wartość bezwzględną współczynnika.

Źródło: opracowanie własne.

Miesięczne stopy zwrotu cen skupu ziarna roślin strączkowych różniły się od średniej stopy zwrotu przeciętnie o 46,78%, natomiast cen śruty sojowej o 6,8%. Jednak, biorąc pod uwagę przeciętny poziom stóp zwrotu cen, stwierdzono bardzo dużą zmienność stóp zwrotu cen obu analizowanych towarów, przy czym zmienność była ponad 3-krotnie większa w przypadku roślin strączkowych (współczynnik zmienności stóp zwrotu cen skupu ziarna roślin strączkowych wynosił 2174%, a śruty sojowej 609%). Na zmienność stóp zwrotu cen śruty sojowej wpłynęły wahania kursu USD/PLN. Współczynnik zmienności stopy zwrotu cen skupu tego towaru po uwzględnieniu kursu USD/PLN wzrósł o 46 pp. (z 563% do 609%). W związku z obserwowaną dużą zmiennością istotny jest wybór właściwej metody jej pomiaru. Dodatnie i ujemne zwroty cen towarów nie są symetryczne. W przypadku stóp zwrotu cen skupu ziarna roślin strączkowych występowały większe przeciętne ujemne niż dodatnie odchylenia zwrotów od średniego zwrotu cen, natomiast w przypadku śruty sojowej odwrotnie. Podobne wnioski można było sformułować na podstawie współczynnika skośności. Rozkład stóp zwrotu cen skupu ziarna roślin strączkowych charakteryzował się bardzo słabą ujemną skośnością, a śruty sojowej umiarkowaną dodatnią skośnością. Rozkłady stóp zwrotu cen badanych towarów miały charakter leptokurtyczny, szczególnie rozkład zwrotu cen śruty sojowej, co wynikało z podwyższonej

kurtozy w stosunku do rozkładu normalnego. Wyższa kurtoza jest konsekwencją częstych, niewielkich co do wartości bezwzględnej, zmian cen. Świadczy to także, że rozkład stóp zwrotu cen śrutu sojowej charakteryzował się grubymi ogonami. Obrazuje to względnie częste występowanie ekstremalnych wartości w szeregu zwrotów cen skupu śrutu sojowej. Oznacza to, że rozkład stóp zwrotu cen śrutu sojowej nie był rozkładem normalnym. Odrzucenie hipotezy o normalności rozkładu stóp zwrotu cen śrutu sojowej dokonano na podstawie testu Jarque'a-Bery. Wartość statystyki testowej dla śrutu sojowej wyraźnie przekroczyła wartości krytyczne, 5,99 dla poziomu istotności 0,05 i 9,21 dla poziomu istotności 0,01. W przypadku stóp zwrotu cen skupu ziarna roślin strączkowych odrzucono hipotezę o normalności rozkładu stóp zwrotu dla poziomu istotności 0,05, natomiast dla poziomu istotności 0,01 nie było podstaw do odrzucenia hipotezy o normalności rozkładu stóp zwrotu. Oznacza to, że klasyczne miary zmienności nie są najlepsze w przypadku śrutu sojowej i powinno się je uzupełnić o inne miary. W związku z tym wyznaczono również pozycyjne miary zmienności: odchylenie ćwiartkowe i pozycyjny współczynnik zmienności. Przeciętne odchylenie miesięcznych stóp zwrotu cen ziarna roślin strączkowych od mediany, po pominięciu 25% największych i 25% najmniejszych obserwacji, wynosiło 23,02%, natomiast śrutu sojowej 4,02%. Analizując pozycyjny współczynnik zmienności stwierdzono także bardzo dużą zmienność stóp zwrotu cen skupu obu badanych towarów. Należy zaznaczyć również, że zmienność stóp zwrotu cen skupu ziarna roślin strączkowych była znacznie większa niż cen śrutu sojowej.

Biorąc pod uwagę sezonowość cen towarów rolnych opisano szeregi czasowe logarytmicznych stóp zwrotu za pomocą modelu autoregresji i średniej ruchomej ze składnikami uwzględniającymi trend i wahania. Szeregi stóp zwrotu nie wykazały istotnego trendu, stąd uwzględniono tylko wpływ wahań sezonowych, a następnie oszacowano model ARMA(p,q) metodą największej wiarygodności. W doborze modelu kierowano się kryterium informacyjnym Akaike'a i Schwarz'a, uwzględniając tylko modele z istotnymi parametrami. Wyniki estymacji przedstawiono w tabeli 3.

Tabela 3. Wyniki estymacji modeli ARMA dla stóp zwrotu cen skupu ziarna roślin strączkowych i śrutu sojowej w okresie 02.2006-12.2010

Table 3. Estimation results of ARMA models for price returns of legumes grain and soy cake in the period of 02.2006-12.2010

Towar	Model	Parametr	Ocena parametru	Błąd standardowy	t wartość
Ziarno roślin strączkowych	ARMA(0,1)	d7	-0,6378	0,2890	-2,21
		d11	-0,6015	0,2899	-2,08
		ma1*	-0,2588	0,1167	-2,22
Śruta sojowa	ARMA(0,0)	stała**	0,1014	0,0410	2,47
		d2	-0,1771	0,0418	-4,23
		d3	-0,0954	0,0418	-2,28
		d6	-0,1197	0,0418	-2,87
		d7	-0,0862	0,0418	-2,06
		d9	-0,1040	0,0418	-2,49
		d11	-0,1091	0,0419	-2,61

* ma1 oznacza θ_1 , stała oznacza φ_0 .

Źródło: opracowanie własne.

Dla szeregów stóp zwrotu cen ziarna roślin strączkowych i śruty sojowej otrzymano odmienne modele. Różnią się one postacią analityczną i wartościami parametrów. Na podstawie testu Jarque'a-Bery stwierdzono brak podstaw do odrzucenia hipotezy o normalności rozkładu składników resztowych tych modeli. Natomiast na podstawie testu Ljunga-Boxa i funkcji autokorelacji [Tsay 2005] zauważono, że reszty wyznaczonych modeli charakteryzowały się brakiem autokorelacji. Badając kwadraty reszt za pomocą testu Engle'a LM ARCH test [Tsay 2005] nie stwierdzono także występowania efektu ARCH autokorelacji kwadratów stóp zwrotu.

Statystyki opisowe składników resztowych modeli ARMA (stochastycznych składników stóp zwrotu) zamieszczono w tabeli 3. Odchylenie standardowe składników resztowych uległo zmniejszeniu w stosunku do zmienności stóp zwrotu o około 17% w przypadku roślin strączkowych, tj. o 7,98 pp. (z 46,78% do 38,80%), i o 6,39% w przypadku śruty sojowej, tj. o 0,43 pp. (z 6,80% do 6,37%). Analizując współczynniki zmienności stochastycznych składników stóp zwrotu stwierdzono dużą zmienność, ale znacznie mniejszą niż stóp zwrotu. W przypadku obu analizowanych towarów występowały większe przeciętne dodatnie niż ujemne odchylenia stochastycznych składników stóp zwrotu od ich średniego poziomu, potwierdza to także słaba dodatnia skośność szeregów składników resztowych.

Biorąc pod uwagę otrzymane wyniki, zasadne wydaje się uwzględnienie deterministycznych zależności w szeregach stóp zwrotu za pomocą modeli ARMA, aby właściwie ocenić ekspozycję na ryzyko cenowe w przypadku roślin strączkowych i śruty sojowej.

Podsumowanie

Wyniki przeprowadzonych badań wskazują na dużą zmienność stóp zwrotu cen skupu ziarna roślin strączkowych i śruty sojowej (odchylenie standardowe stóp zwrotu cen było znacznie większe od średniej stopy zwrotu). Zmienność mierzona za pomocą współczynnika zmienności stóp zwrotu cen skupu ziarna roślin strączkowych była 3-krotnie większa niż śruty sojowej, było to konsekwencją znacznie większego wpływu wahań sezonowych na zmienność cen ziarna roślin strączkowych niż śruty sojowej. W przypadku roślin strączkowych występowało większe przeciętne ujemne niż dodatnie odchylenie zwrotów od średniego zwrotu, natomiast w przypadku śruty sojowej większe było odchylenie dodatnie. Rozkład stóp zwrotu cen śruty sojowej miał charakter leptokurtyczny i grube ogony, natomiast rozkład stóp zwrotu cen ziarna roślin strączkowych nie różnił się znacznie od rozkładu normalnego. Oznacza to, że klasyczne miary zmienności stóp zwrotu nie odzwierciedlają w pełni ryzyka cenowego w przypadku śruty sojowej i należy je uzupełnić np. o miary pozycyjne.

Zastosowanie modeli autoregresji i średniej ruchomej ze składnikami uwzględniającymi wahania sezonowe do opisu stóp zwrotu cen badanych towarów pozwoliło na wyeliminowanie deterministycznych składowych z szeregów stóp zwrotu i oszacowanie zmienności tylko ich stochastycznych składowych. Zmienność stóp zwrotu cen mierzona odchyleniem standardowym po wyeliminowaniu prognozowalnych zależności liniowych uległa zmniejszeniu, zwłaszcza w przypadku stóp zwrotu cen skupu ziarna roślin strączkowych. Reszty oszacowanych modeli miały rozkład normalny. Nie stwierdzono także występowania autokorelacji w szeregach reszt oraz efektu ARCH. Stąd

zasadne wydaje się rozróżnienie między przewidywalnymi i nieprzewidywalnymi składowymi stóp zwrotu cen, aby właściwie ocenić ekspozycję na ryzyko cenowe na rynku ziarna roślin strączkowych i śrutę sojowej. Podsumowując, zmienność nieprognozowalnych składowych stóp zwrotu cen skupu ziarna roślin strączkowych i śrutę sojowej była bardzo duża w latach 2006-2010, przy czym większą zmienność odnotowano na rynku ziarna roślin strączkowych. Oznacza to większą ekspozycję uczestników rynku rolnego na ryzyko cenowe na rynku ziarna roślin strączkowych niż na rynku śrutę sojowej. Pomiary i ocena ryzyka cenowego na rynku ziarna roślin strączkowych i rynku śrutę sojowej będzie przedmiotem dalszej analizy po wprowadzeniu zakazu stosowania pasz genetycznie zmodyfikowanych i wprowadzeniu ulepszeń roślin strączkowych w zakresie technologii uprawy i przerobu na pasze.

Literatura

- Bollerslev T. [1986]: Generalised autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics* nr 31, ss. 307-327.
- Cleveland R.B., Cleveland W.S., Mc Rae J.E., Terpenning I. [1990]: STL: A Seasonal-Trend Decomposition Procedure Based on Loess. *Journal of Official Statistics* nr 6, ss. 3-73.
- Doman M., Doman R. [2004]: Ekonometryczne modelowanie dynamiki polskiego rynku finansowego. AEP, Poznań, ss. 173.
- Doman M., Doman R. [2009]: Modelowanie zmienności i ryzyka. Oficyna, Kraków, ss. 66-70.
- Dzwonkowski W., Hryszko K. [2011]: Raport o sytuacji na światowym rynku pasz wysokobiałkowych ze szczególnym uwzględnieniem produkcji roślin GMO. IERiGŻ, Warszawa, s. 95.
- Engle R.F. [1982]: Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica* nr 50, ss. 987-1008.
- Figiel Sz., Hamulczuk M. [2010]: Measuring price in commodity markets. *Olsztyn Economic Journal* nr 5(2), ss. 380-394.
- Hamulczuk M., Klimkowski C. [2011]: Zmienność cen pszenicy w Unii Europejskiej. *Zeszyty Naukowe SGGW seria Problemy Rolnictwa Światowego* t. 11, z. 4, ss. 77-88.
- Jajuga K. [2007]: Zarządzanie ryzykiem. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, ss. 40-45.
- Kroner K., Kneafsey K.P., Claessens S. [1995]: Forecasting volatility in commodity markets. *Journal of Forecasting* nr 14, ss. 77-95.
- Kufel T. [2010]: Ekonometryczna analiza cykliczności procesów gospodarczych o wysokiej częstotliwości obserwowania. UMK, Toruń, ss. 170-171.
- Rynek pasz, stan i perspektywy nr 21/2007. [2007]. Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, Warszawa.
- Rynek pasz, stan i perspektywy nr 22/2007. [2007]. Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, Warszawa.
- Rynek pasz, stan i perspektywy nr 24/2008. [2008]. Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, Warszawa.
- Rynek pasz, stan i perspektywy nr 26/2009. [2009]. Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, Warszawa.
- Rynek pasz, stan i perspektywy nr 28/2010. [2010]. Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, Warszawa.
- Rynek pasz, stan i perspektywy nr 30/2011. [2011]. Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, Warszawa.
- Rynek pasz, stan i perspektywy nr 31/2011. [2011]. Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, Warszawa.
- Sobczyk M. [2006]: Statystyka aspekty praktyczne i teoretyczne. UMCS, Lublin, ss. 41-47.
- Śmiglak-Krajewska M. [2012]: Ekonomiczne uwarunkowania uprawy oraz wykorzystania na cele paszowe roślin strączkowych uprawianych w Polsce. *Roczniki Naukowe SERiA* t. XIV, z. 3, ss. 411-415.
- Średnioważone kursy walut obcych w złotych liczone za poszczególne miesiące 2006 roku. [2007]. NBP. [Tryb dostępu:] http://www.nbp.pl/kursy/archiwum/wagi_archiwum_2006.xls. [Data odczytu: 15.06.2012].

- Średnioważone kursy walut obcych w złotych liczone za poszczególne miesiące 2007 roku. [2008]. NBP. [Tryb dostępu:] http://www.nbp.pl/kursy/archiwum/wagi_archiwum_2007.xls. [Data odczytu: 15.06.2012].
- Średnioważone kursy walut obcych w złotych liczone za poszczególne miesiące 2008 roku. [2009]. NBP. [Tryb dostępu:] http://www.nbp.pl/kursy/archiwum/wagi_archiwum_2008.xls. [Data odczytu: 15.06.2012].
- Średnioważone kursy walut obcych w złotych liczone za poszczególne miesiące 2009 roku. [2010]. NBP. [Tryb dostępu:] http://www.nbp.pl/kursy/archiwum/wagi_archiwum_2009.xls. [Data odczytu: 15.06.2012].
- Średnioważone kursy walut obcych w złotych liczone za poszczególne miesiące 2010 roku. [2011]. NBP. [Tryb dostępu:] http://www.nbp.pl/kursy/archiwum/wagi_archiwum_2010.xls. [Data odczytu: 15.06.2012].
- Tomek W.G., Robinson K. [1990]: Agricultural product prices. Cornell University Press, Ithaca-London, s. 36.
- Tsay R. [2002]: Analysis of financial time series. Wiley Interscience, New Jersey, ss. 23-26, 86-87.
- Ustawa z dnia 22 lipca 2006 r. o paszach. [2006]. *Dziennik Ustaw R. P.* nr 144, poz. 1045, z późn. zm.
- Wielowymiarowe metody statystyczne w analizie ryzyka inwestycyjnego. [2010]. G. Trzpiot (red.). PWE, Warszawa, ss. 68, 70-73.
- Wpływ wdrożenia zakazu stosowania GMO w żywieniu zwierząt na sektor żywności w Polsce. [2012]. Bank Gospodarki Żywnościowej, Departament Analiz Makroekonomicznych i Sektorowych, Warszawa 9.03.2012. [Tryb dostępu:] <http://analizy.bgz.pl/files/analysis/3ff95842990fad4c4156f731af7699537.pdf>. [Data odczytu: wrzesień 2012].