

## RYZIKO CENOWE A ZMIENNOŚĆ CEN I RELACJI CENOWYCH W ROLNICTWIE

*Mariusz Hamulczuk*

Katedra Ekonomiki Rolnictwa i Międzynarodowych Stosunków Gospodarczych  
Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie  
Kierownik katedry: dr hab. Maria Parlińska prof. SGGW

Słowa kluczowe: zmienność cen, ryzyko cenowe, rolnictwo  
*Key words: price volatility, price risk, agriculture*

S y n o p s i s. Celem opracowania jest przedstawienie teoretycznych podstaw pomiaru zmienności i ryzyka cenowego w rolnictwie oraz empiryczny szacunek zmienności cen i relacji cenowych na wybranych rynkach. Punktem wyjścia do zdefiniowania ryzyka cenowego była możliwość realizacji funkcji celu podmiotu gospodarczego w krótkim okresie. Do oceny zmienności cen wykorzystano bezwarunkowe i warunkowe miary zmienności. Uzyskane wyniki wskazują, że ryzyko cenowe szacowane na podstawie szeregów czasowych cen rolnych może różnić się od ryzyka oszacowanego na podstawie relacji cenowych.

### WSTĘP

Wyniki ekonomiczne prowadzonej działalności gospodarczej uwarunkowane są wieloma czynnikami, które z punktu widzenia podmiotu gospodarczego można podzielić na wewnętrzne i zewnętrzne. Producenci rolni mają pewien wpływ na te pierwsze, natomiast przyjmuje się, że nie mają praktycznie żadnego wpływu na zewnętrzne czynniki warunkujące poziom osiąganych dochodów. Wśród czynników zewnętrznych głównymi parametrami są ceny uzyskiwane za sprzedawane produkty oraz ceny płacone za środki produkcji.

W ostatnich latach nastąpił znaczny wzrost poziomu cen surowców rolnych oraz środków produkcji nie tylko w Polsce, ale i w świecie. Przeważają również opinie, że równocześnie nastąpił wzrost ich zmienności, która jest przejawem ryzyka cenowego, a w szerszym ujęciu – ryzyka rynkowego. Negatywne konsekwencje wzrostu zmienności cen dotyczą nie tylko producentów rolnych, ale też przetwórców, handlowców czy też konsumentów. Dyskusja, która obecnie ma miejsce, toczy się wokół pomiaru zmienności, ustalenia przyczyn zwiększonej zmienności oraz wskazania instrumentów i działań łagodzących negatywne dochodowe skutki ryzyka cenowego [*Historical price...* 2009, Piot-Lepetit, M'Barek 2011, Prakash 2011, *Price volatility...* 2011]. O znaczeniu tej problematyki świadczy fakt, że Europejski Kongres Ekonomistów Rolnych (EAAE) w 2011 r., którego temat przewodni brzmiał *Change and Uncertainty – Challenges for Agriculture, Food and Natural Resources*, został poświęcony całkowicie tej problematyce.

W związku z powyższym celem opracowania jest próba zdefiniowania ryzyka cenowego w nawiązaniu do funkcji celu producenta rolnego, wskazanie metod pomiaru zmienności oraz oszacowanie zmienności cenowych na wybranych rynkach rolnych w Polsce. Równocześnie w formie dyskusji i w nawiązaniu do literatury przedmiotu wskazane zostaną wybrane czynniki wzrostu ryzyka cenowego. W opracowaniu podstawą szacowania ryzyka cenowego były: zmiany cen produktów sprzedawanych (standardowe podejście) oraz relacje cen produktów sprzedawanych do cen wybranych nakładów produkcyjnych. Szczegółowym celem opracowania jest odpowiedź na pytanie, na ile ulega zmianom szacunek ryzyka cenowego i jego charakter po uwzględnieniu strony kosztowej.

### RYZIKO CENOWE JAKO PRZEJAW RYZYKA DOCHODOWEGO

Gospodarka rynkowa oparta jest na mechanizmie rynkowym ustalania cen w wyniku gry popytu i podaży. Mechanizmami rynkowymi rządzą dwie ważne zasady, które decydują o alokacji czynników produkcji i regulują poziom produkcji: zasada równowagi rynkowej i zasada optymalizacji (proces alokacji i podziału) [Kowalski, Rembisz 2005, s. 42-50]. Zasada równowagi polega na ciągłym dostosowywaniu się cen żądanej ilości produktów i usług przez kupujących do ich ilości oferowanej przez sprzedających. Zachwiania tej równowagi uruchamiają reakcje nabywców i sprzedawców, które przywracają równowagę. Zasada optymalizacji związana jest z wyborem najlepszego z możliwych wariantów postępowania przez uczestników gry rynkowej podejmujących decyzje o sprzedaży lub zakupie towarów. Związane jest to z kwestią maksymalizacji funkcji użyteczności konsumenta i funkcji zysku producenta oraz ustalania równowagi ogólnej między dążeniem do ich maksymalizacji przez te podmioty. W tym kontekście cena reguluje cały proces dochodzenia do równowagi i określa stopień realizacji funkcji celu uczestników rynku. Zatem zmienność cen należy uznać za naturalną cechę gospodarki rynkowej [Hamulczuk, Rembisz 2008, s. 13-21].

Niemniej jednak zmienność cen powoduje niepewność co do realizacji funkcji celu uczestników rynku. Tym samym należy założyć, że ryzyko cenowe ma charakter mikro-ekonomiczny, bo w ostateczności objawia się brakiem realizacji indywidualnej funkcji celu podmiotu (np. dochodów). Należy zwrócić uwagę, że zmienność cen nie jest tożsama z ryzykiem cenowym. Na ryzyko cenowe składa się zarówno zmienność cen, jak i ekspozycja na ryzyko. Ekspozycja jest rozumiana jako wrażliwość (narażenie) na niepożądane konsekwencje niepewnych zdarzeń [Figiel i in. 2012, s. 8-13]. Zatem wysoka zmienność niekoniecznie musi przekładać się na istotne obniżenie prawdopodobieństwa realizacji funkcji ceny (ryzyko cenowe, dochodowe), jeżeli istnieją narzędzia mitygujące negatywne skutki (np. dopłaty, ubezpieczenia, programy państwowe).

Ryzyko cenowe występuje w każdej działalności gospodarczej, jednak w przypadku rolnictwa z uwagi na przesunięcia czasowe między podjęciem decyzji a uzyskiwanym efektem jest ono szczególnie duże. Ryzyko cenowe wiąże się ze zmianami zarówno cen otrzymywanych za swoje produkty, jak i cen płaconych za produkty zakupywane. Spadek cen otrzymywanych i wzrost cen płaconych oznacza, że w krótkim okresie obniża się opłacalność produkcji, co prowadzi do spadku zysku i dochodów, więc oznacza niezrealizowanie funkcji celu na planowanym poziomie. Pojęcie krótkiego okresu jest tu istotne, bowiem oznacza okres, w którym producenci nie są w stanie dostosować się do zmian cen. Cenami otrzymywanymi są ceny skupu, a ceny płacone na rynku rolnym odnoszą się najczęściej do zakupywanych środków produkcji i innych surowców rolniczych, będących

nakładami w procesie ich przetwarzania. Spadek cen produktów sprzedawanych oraz wzrost cen produktów nabywanych mają swoje odzwierciedlenie we wzroście udziału kosztów w przychodach. Oznacza to spadek opłacalności produkcji lub też obniżenie dochodów. Przy czym ma to głównie miejsce w krótkim okresie i przy założeniu, że dany podmiot jest cenobiorcą i nie ma możliwości przenoszenia skutków zmian cen rynkowych na nabywcę [Rembisz 2013, s. 39-49].

Zasadniczą ekonomiczną podstawą ekspozycji ryzyka cenowego jest to, że w krótkim czasie podmioty rynku rolnego nie są w stanie skompensować spadku opłacalności przez działania proefektywnościowe. Poprawa efektywności jest uwarunkowana endogennie i dokonuje się w dłuższych okresach. Natomiast zmiany opłacalności są uwarunkowane egzogennie i w tym sensie mają charakter krótkookresowy. Dla producenta rolnego wskaźnik opłacalności produkcji  $op$  można zapisać w postaci następującej formuły [Rembisz 2013, s. 47]:

$$\frac{Q^S \cdot C^O}{Q^Z \cdot C_N^P} = op \quad (1)$$

gdzie:  $Q^S, Q^Z$  to odpowiednio ilość produktu rolniczego sprzedawanego i ilość zakupowanych środków produkcji (nakładów);  $C^O, C_N^P$  to odpowiednio ceny otrzymywane za sprzedawane produkty (skupu) i płacone za środki produkcji (nakłady). Mianownik tego wyrażenia odnosi się do strony kosztowej, zaś licznik do przychodów.

W celu poprawnego oszacowania ryzyka rynkowego związanego ze zmianami cen należałoby uwzględnić ilości i ceny wszystkich produktów zakupywanych i sprzedawanych. Jest to praktyczne niemożliwe do przeprowadzenia z uwagi na brak takich informacji. Stąd w praktyce najczęściej analizuje się ceny produktów sprzedawanych, przyjmując, że ceny nakładów charakteryzują się niższą zmiennością. Jednak należy mieć na uwadze, że ryzyko cenowe oszacowane w oparciu o szeregi czasowe cen produktów sprzedawanych może różnić się od ryzyka cenowego oszacowanego na podstawie relacji cen produktów sprzedawanych do cen produktów zakupywanych. Szczególnie wówczas gdy ceny nakładów charakteryzują się wysoką zmiennością oraz brak jest dodatniej korelacji między zmianami cen produktów i cen nakładów (ewentualnie mają miejsce opóźnienia czasowe).

Należy podkreślić, że nie każdy przejaw zmienności cen (ang. *variability*) jest przejawem ryzyka cenowego. Większość uczestników rynku ma świadomość długookresowych tendencji czy wahań sezonowych cen surowców rolnych. Zatem takich zmienności nie należy traktować jako przejawu ryzykownej sytuacji. Jeżeli uczestnicy rynku nie są w stanie do nich dostosować się poprzez zmiany technologii i zmiany kierunku (struktury) produkcji, prowadzi to w dłuższym okresie do eliminacji z rynku słabszych podmiotów, niemogących sprostać konkurencji rynkowej. Stanowi to istotę rynku, umożliwia koncentrację produkcji, zwiększając możliwości poprawy wydajności pracy [Hamulczuk, Rembisz 2008, s. 13-21].

Stąd tylko zmiany krótkookresowe (wahania losowe, katastroficzne) można traktować jako przejaw ryzyka cenowego. Ważne są także wahania koniunkturalne o charakterze średnio-okresowym, występujące w postaci tzw. cykli towarowych specyficznych dla sektora rolnego. W takich zmianach kumuluje się wiele czynników często pozornie niezależnych od siebie, a które łącznie wraz z czynnikiem psychologicznym powodują nawet kilkudziesięcioprocentowe zmiany cen. Chodzi szczególnie o zmiany nieoczekiwane i trudne do objaśnienia, do których trudno się w danym okresie zaadaptować poprzez poprawę efektywności. Uwarunkowania i przyczyny tych odchyłeń i wahań mogą być bardzo różne, poczynając od przyrodniczych, zawsze jednak się kończą na zmianie ceny [Hamulczuk, Rembisz 2008, s. 18-20].

## METODYKA OCENY ZMIENNOŚCI CEN I RYZYKA CENOWEGO

Do oszacowania ryzyka cenowego można wykorzystać szerokie spektrum metod [Alexander 1996, Doman, Doman 2009, Jajuga 2009]. W niniejszym opracowaniu założono, że przejawem ryzyka cenowego jest obserwowana zmienność cen, z jaką mają do czynienia uczestnicy rynku. Jej wzrost bowiem jest objawem obiektywnie wyrażonej niepewności co do uzyskanego wyniku. Skoncentrowano się na tzw. zmienności historycznej (ang. *historical volatility*)<sup>1</sup>.

Estymacja parametru zmienności historycznej, która nie jest bezpośrednio obserwowalna, wymaga przyjęcia pewnych założeń metodycznych. Z reguły dokonuje się rozdzielenia nieprzewidywalnej części zmienności od części przewidywanej wynikającej z trendu czy też sezonowości. Eliminacja trendu dokonywana jest najczęściej poprzez różnicowanie logarytmów szeregów czasowych (tzw. logarytmiczne stopy zwrotu), nawiązując tym samym do analiz stosowanych w ocenie instrumentów finansowych. Eliminacja trendu możliwa jest również z wykorzystaniem funkcji trendu. Pozostałe prawidłowości (o charakterze liniowym) eliminujemy z wykorzystaniem modeli szeregów czasowych, np. ARIMA [Moledina i in. 2004, s. 1-25], czy modeli zgodnych [Borkowski, Krawiec 2009, s. 47-82]. Zastosowanie tych modeli uzasadnia się tym, że uczestnicy rynku potrafią przewidywać, dlatego tylko i wyłącznie nieprzewidywalna część wahań cen świadczy o ryzyku cenowym. W niniejszym opracowaniu przyjęto, że podstawą szacowania zmienności jako wyrazu ryzyka cenowego jest nieprzewidywalny (stochastyczny) komponent logarytmów szeregu czasowego  $Y_t$ .

Należy zauważyć, że wyjściowy szereg czasowy może być stacjonarny lub nie. Zatem etapem wstępnym badań jest ocena stacjonarności, której wyniki decydują, czy wartości przewidywalne będą szacowane na poziomach, czy też na przyrostach logarytmów [Moledina i in. 2004, s. 1-25]. Z uwagi na to, że wszystkie szeregi czasowe były niestacjonarne, model opisujący liniowe zależności można zapisać następująco:

$$\Delta Y_t = \mu_t + u_t \quad (2)$$

gdzie:  $\mu_t$  – wartość oczekiwana w czasie  $t$ , przedstawiająca zależności liniowe, przewidywalny komponent,  $u_t$  – składnik losowy, komponent nieprzewidywalny.

W opracowaniu do wychwycenia zależności liniowych (wartości oczekiwanych) w szeregu czasowym zastosowano model ARMAX. Tym samym równanie dane wzorem (2) można rozwinąć do postaci:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{s-1} \delta_i D_{i,t} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i u_{t-i} + u_t \quad (3)$$

gdzie:  $\beta_0, \delta_i, \phi_i, \theta_i$  – parametry strukturalne,  $D_{i,t}$  – zmienne sezonowe (dychotomiczne) dla  $s$  sezonów,  $p, q$  – opóźnienia odpowiednio autoregresyjne i średniej ruchomej, pozostałe oznaczenia jak wyżej.

<sup>1</sup> Inny rodzaj zmienności to tzw. zmienność implikowana (ang. *implied volatility*), która jest odzwierciedleniem opinii rynkowych dotyczących zmienności cen aktywów w przyszłości. Reprezentuje ona oczekiwania rynkowe dotyczące tego, na ile np. cena towaru będzie się prawdopodobnie zmieniać oraz wykazywać wrażliwość na kształtowanie się bieżących warunków rynkowych. Podstawę jej oceny stanowi kształtowanie się cen notowanych na rynkach instrumentów pochodnych.

W kolejnych etapach punktem wyjściowym<sup>2</sup> do szacowania zmienności cen (ang. *price volatility*) był składnik  $u_t$ . Jest to konsekwencja założeń, że prawidłowości, które mogą być antycypowane przez uczestników rynku, nie stanowią o ryzyku cenowym<sup>3</sup>. W niniejszym opracowaniu założono, że zarówno nieoczekiwane dodatnie, jak i ujemne zmiany cen (i relacji) stanowią o ryzyku cenowym<sup>4</sup>.

Zmienność cenowa może być postrzegana jako stała lub też warunkowa. Do jej oszacowania można wykorzystać zarówno metody parametryczne, jak i nieparametryczne. W najprostszym ujęciu bezwarunkową miarą zmienności jest wariancja reszt  $u_t$  (lub jej pierwiastek, tzw. odchylenie standardowe):

$$\sigma^2 = \left(\frac{1}{n-1}\right) \sum_{t=1}^n (u_t - \bar{u})^2, \quad (4)$$

gdzie:  $\bar{u}$  stanowi średnią wartość w okresie od 1 do  $n$ .

Oparcie równania (3) na danych logarytmicznych (co jest regułą) ułatwia merytoryczną interpretację oszacowanej zmienności. Wówczas odchylenie standardowe {pierwiastek z wyrażenia danego równaniem (4)} pomnożone przez 100 interpretuje się jako procentową zmienność cen, jaka ma miejsce z okresu na okres<sup>5</sup>.

Jeżeli istnieją przesłanki do uznania, że zmienność ma charakter warunkowy (jest zmienna w czasie), wówczas można zastosować tzw. ruchomą wariancję (lub odchylenie standardowe). Najczęściej długość okna, w którym te miary są szacowane, wynosi jeden rok. Ze względu na to, że w tym modelu wagi nadawane poszczególnym informacjom są takie same, w praktyce częściej wykorzystuje się model wyrównywania wykładniczego EWMA (ang. *exponentaly weighted moving average*). Wzór na wariancję w czasie  $t$  według modelu EWMA jest następujący [Figiel i in. 2012, s. 34]:

$$\sigma_t^2 = \lambda \sigma_{t-1}^2 + (1 - \lambda) u_{t-1}^2 \quad (5)$$

gdzie:  $\lambda$  – stała wygładzania (0,1),  $\sigma_t^2$  – bieżąca wartość wariancji,  $\sigma_{t-1}^2$  – wariancja w poprzednim okresie,  $u_{t-1}^2$  – poprzednia wartość kwadratu komponentu stochastycznego.

Stosując to podejście, należy określić wartość stałej  $\lambda$  oraz wartość początkową  $\sigma_1^2$  (w pracy przyjęto średnią wartość z pierwszych 12 miesięcy). W literaturze przedmiotu można znaleźć różne sugestie na temat stałej  $\lambda$ : przyjęcie stałej z przedziału 0,5-0,97 [za: Borkowski in. 2009, s. 63] lub też poprzez jej oszacowanie (np. podejście Risk Metrics).

<sup>2</sup> W niniejszym opracowaniu zastosowano procedurę dwustopniowego modelowania: najpierw oszacowano zależność liniową, a później szacowano parametry zmienności. W przypadku modeli parametrycznych klasy GARCH można również jednocześnie szacować obydwa parametry.

<sup>3</sup> Należy mieć na uwadze, że w bardziej dogłębnym ujęciu ryzyko ma charakter indywidualny i wiąże się również z ekspozycją uczestników rynku na jego działanie.

<sup>4</sup> Szacując zmienność przypisywaną konkretnym uczestnikom rynku, można ryzyko wiązać tylko z takimi zmianami cen (ich kierunkiem), które powodują utrudnienia w realizacji funkcji celu. Można założyć, że w przypadku np. producenta rolnego wzrost ryzyka wiąże się jedynie ze spadkiem cen otrzymywanych (lub relacji warunkujących opłacalność). Jednak tym samym nie bierze się pod uwagę potencjalnych strat związanych z wyborem nieoptymalnego momentu sprzedaży czy zakupu (np. sprzedaż po niskich cenach, a gdyby zdecydowano się przechować produkt przez kilka miesięcy uzyskano by cenę o 50% wyższą).

<sup>5</sup> W praktyce jako miary zmienności często stosuje się tzw. annualizowane (urocznione) odchylenie standardowe  $\sigma_T$  według wzoru  $\sigma_T = \sqrt{T} \sigma$ , gdzie:  $\sigma$  – odchylenie standardowe (pierwiastek z wyrażenia (4)),  $T$  – liczba okresów w roku, np. 12 w przypadku danych miesięcznych. W przypadku modeli zmienności warunkowej praktyce dosyć często również używają tego wzoru. Jednak badania pokazują [np. Diebold i in. 1997], że uzyskiwane w ten sposób wartości są zawyżane i należy wykorzystywać innych estymatorów wartości annualizowanej.

Bardziej sformalizowany sposób oszacowania zmienności warunkowej wiąże się z zastosowaniem parametrycznych modeli klasy GARCH (p, q). GARCH (ang. *generalized autoregressive conditional heteroscedasticity*) jest uogólnionym modelem heteroskedastyczności warunkowej zaproponowanym przez Tima Bollersleva [1986, s. 307-327]. Model GARCH w podstawowej formie dla reszt z równania (3) można zapisać w postaci dwóch dodatkowych równań:

$$u_t = z_t \sigma_t, \quad (6)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2, \quad (7)$$

gdzie:  $\omega, \alpha, \beta$  – parametry modelu spełniające warunki:  $\omega > 0, \alpha_i > 0, \beta_j > 0; p, q$  – rząd procesu GARCH(p, q),  $u_t$  – składnik resztowy modelu opisującego wartość oczekiwaną charakteryzujący się warunkowym rozkładem normalnym  $N(0, s_t^2)$  o średniej zero i wariancji uzależnionej od poprzednich obserwacji;  $z_t$  – szum mający rozkład normalny  $N(0, 1), z_t = e_t/s_t$ .

W modelu GARCH, obok równania wartości oczekiwanej (według wzoru (3)), mamy dodatkowo równania opisujące wariancję  $s_t^2$  składnika losowego. Równania te (6 i 7) pozwalają opisywać niejednorodność składnika resztowego  $u_t$  w czasie lub inaczej określać niejednorodność warunkowej wariancji (i warunkowego odchylenia standardowego jako miary ryzyka) w czasie.

Dalsze rozszerzenia modelu GARCH wiążą się z włączaniem dodatkowych parametrów, transformacją równania czy włączaniem dodatkowych zmiennych objaśniających. Ich celem jest wychwycenie efektów asymetrii czy powiązanie zmienności ze zdarzeniami zachodzącymi w otoczeniu. Więcej na temat różnych modeli tej klasy piszą m.in.: Małgorzata Doman i Roman Doman [2009] oraz T. Bollerslev [2010, s. 137-163].

Jedynym modelem tej klasy, który udało się oszacować z istotnymi parametrami dla szeregów czasowych w niniejszej pracy, był model TS-GARCH (Taylor/Schwert GARCH). Model ten szacowany jest nie dla wariancji, ale dla odchylenia standardowego [Taylor 1986, Schwert 1989, s. 1115-1153]. Dodatkowo do modelu tego włączono sezonowe zmienne zero-jedynkowe  $D_{k,t}$  dla uchwycenia zmieniającej się sezonowo zmienności<sup>6</sup>. W tym ujęciu zamiast równania (7) mamy równanie o postaci:

$$\sigma_t = \omega + \sum_{k=1}^{s-1} \omega_k D_{k,t} + \sum_{i=1}^q \alpha_i |u_{t-i}| + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j} \quad (8)$$

Warunkiem zastosowania modeli GARCH (p, q) jest występowanie tzw. efektu ARCH (ang. *autoregressive conditional heteroscedasticity effect*) polegającego na grupowaniu zmienności (ang. *volatility clustering*) [Engle 1982, s. 987-1008]. Ma ono miejsce wówczas, gdy wariancja błędu  $u_t$  w danym okresie jest funkcją wartości błędów losowych w okresach poprzednich. O istotności tego efektu można wnioskować na podstawie formalnych testów statystycznych, np. testu McLeoda i Li czy testu LM Engle'a. W niniejszym opracowaniu zastosowano pierwszy z nich, który w rzeczywistości jest adaptacją statystyki  $Q(k)$  testu Ljung-Boxa do oceny występowania autokorelacji między kwadratami reszt. Hipoteza zerowa w teście Ljung-Boxa zakłada, że wszystkie współczynniki korelacji

<sup>6</sup> Zmienność o charakterze sezonowym można również ująć inaczej, w stosunku do deterministycznego podejścia ze zmiennymi zero-jedynkowymi – za pomocą modelu P-GARCH (periodical-GARCH). Więcej na temat aplikacji tego modelu dla cen rolnych w [Bester 1999, s. 65-102].



$\rho$  między  $k$  sąsiednimi obserwacjami są równe zero –  $H_0: \rho_i = 0$ , przy hipotezie alternatywnej zakładającej brak takiej równości –  $H_1: \rho_i \neq 0$  dla  $i \in \{1, 2, 3, \dots, k\}$ . Statystyka testowa dla autokorelacji  $k$ -tego rzędu jest następująca [Doman, Doman 2009, s. 46]:

$$Q(k) = n(n+2) \sum_{i=1}^k \frac{\hat{\rho}_i^2}{n-i} \quad (9)$$

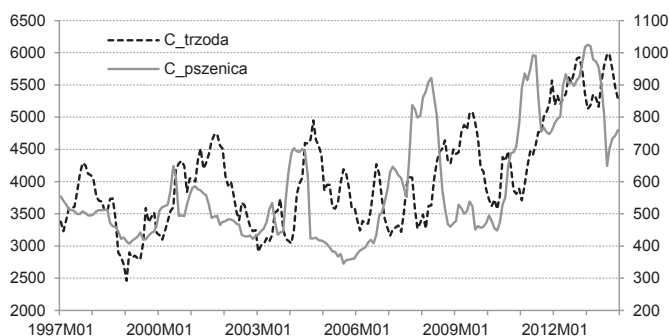
gdzie:  $\hat{\rho}_i^2$  – współczynniki autokorelacji między kolejnymi obserwacjami (np. między kwadratami reszt  $u_t^2$  a  $u_{t-i}^2$ ),  $n$  – liczba obserwacji szeregu czasowego.

## DANE I WSTĘPNA ANALIZA

Badania empiryczne przeprowadzono dla rynku żywca wieprzowego (wieprzowiny) oraz dla rynku pszenicy. Podstawę dla nich stanowiły miesięczne dane o cenach z GUS z lat 1997-2013. Analizę zmienności przeprowadzono zarówno dla nominalnych cen sprzedawanych produktów (rys. 1.) jak i relacji cenowych sprzedawanych produktów do produktów zakupywanych (rys. 2.).

Zawarte na rysunku 1. szeregi czasowe cen skupu żywca wieprzowego ( $C_{\text{trzoda}}$ ) i cen pszenicy ( $C_{\text{pszenica}}$ ) wyrażone w zł/t charakteryzują się rosnącą tendencją, fluktuacjami cyklicznymi i sezonowymi (głównie wieprzowina). W przypadku cen pszenicy widoczny jest również wzrost zmienności cen w drugiej połowie analizowanego okresu.

Oszacowanie rzeczywistych relacji cen produktów sprzedawanych do cen produktów zakupywanych według wzoru (1) dla danych miesięcznych jest praktycznie niemożliwe. Wynika to z braku informacji o ilości produktów zakupywanych w poszczególnych okresach oraz o ich rynkowych cenach. Z tego powodu, szacując relacje dla wartości kosztów, ograniczono się do dwóch najważniejszych produktów stanowiących nakłady wykorzystywane w produkcji żywca wieprzowego i w produkcji pszenicy, a jednocześnie z dostępnymi danymi statystycznymi o częstotliwości miesięcznej<sup>7</sup>.



Rysunek 1. Ceny skupu żywca wieprzowego (lewa oś) i ceny skupu pszenicy (prawa oś) w Polsce [zł/t]

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

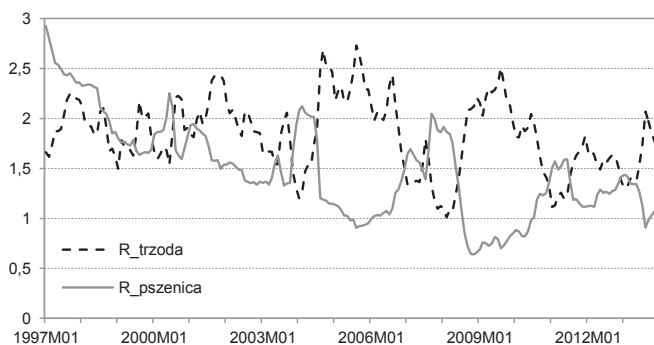
<sup>7</sup> Relacje szacowano dla cen sprzedaży i cen zakupu w tym samym czasie, mimo że moment sprzedaży produktów i zakupu nakładów był różny. Jednak brakuje poważniejszych przesłanek, które wskazywałyby na założenie konkretnych opóźnień.

W przypadku relacji na rynku żywca wieprzowego  $R_{trzoda}$  założono, że główne nakłady wiążą się z paszami. Stąd też na podstawie szacunków Aldony Skarżyńskiej [2011, s. 96-97] przyjęto, że na 1 kg przyrostu żywca zużywa się 3,5 kg pasz, z czego 20% stanowią pasze przemysłowe. Pasze przemysłowe analizowano na podstawie mieszanki pełnoporcjowej T2, zaś pozostałe pasze na podstawie pszenicy. Stąd relacje obliczono następująco:  $R_{trzoda} = C_{trzoda} / ((0,2 \times C_{T2} + 0,8 \times C_{pszenica}) \times 3,5)$ .

W przypadku produkcji pszenicy najważniejsze koszty wiążą się z zakupem nawozów sztucznych (analiza na podstawie nawozu wieloskładnikowego – polifoska po cenach detalicznych według GUS), środków ochrony roślin i paliwa (cena detaliczna ropy). Spośród tych zmiennych pominięto pestycydy z uwagi na trudność wyboru ich reprezentanta (zdecydowały o tym dynamiczne zmiany w ofercie rynkowej w wyniku postępu technologicznego i wprowadzania kolejnych ograniczeń środowiskowych). Założenia przyjęte do oszacowania nakładów były następujące: przyjęto, że średni plon pszenicy z 1 ha wynosi 3,5 t, zużycie ropy na 1 ha to 127 litrów [Pawlak 2012, s. 61], a koszty paliwa (w latach 2006-2013, według danych IERGŻ-PIB [Augustyńska-Grzymek 2014 i wcześniejsze]) stanowią około 40% wydatków na nawozy. Relacje cen rynkowych pszenicy do cen nakładów obliczono ze wzoru:  $R_{pszenica} = C_{pszenica} / ((0,127 \times C_{ropy} + 0,8 \times C_{polifoska}) / 3,5)$ .

Wyniki obydwu szacunków przedstawiono na rysunku 2. Zauważyć można, że zmienne te charakteryzują się dużą zmiennością, wahaniami cyklicznymi, trendem ( $R_{pszenica}$ ) czy sezonowością ( $R_{wieprzowina}$ ). Występowanie niektórych rodzajów zmienności może też być wynikiem pominięcia niektórych nakładów, niewłaściwych wag czy też istnienia pewnych trendów w zakresie produktywności<sup>8</sup>.

Etapem wstępnym badań było określenie właściwości szeregów czasowych. W tabeli 1. zawarto wyniki testowania stacjonarności zmiennych na podstawie rozszerzonego modelu Dickey-Fullera (ADF)<sup>9</sup>. W modelu opóźnienia określono na podstawie kryterium informacyjnego Akaike'a oraz włączono zmienne zero-jedynkowe dla uchwycenia wahań sezonowych. Szeregi czasowe logarytmów cen i relacji cenowych (rys. 1. i 2.) w każdym przypadku są niestacjonarne. Hipotezę zerową o niestacjonarności zmiennych odrzucono



Rysunek 2. Oszacowane relacje cen produktów sprzedawanych do cen produktów zakupywanych na rynku wieprzowiny i pszenicy w Polsce  
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

<sup>8</sup> Należy mieć na uwadze, że przedstawiony sposób obliczania relacji jest uproszczony, a zastosowane szacunki są jednymi z możliwych. Starano się brać pod uwagę wśród nakładów takie, które potencjalnie charakteryzują się dużą zmiennością.

<sup>9</sup> Więcej na temat testu ADF w [Maddala 2006, s. 614].



Tabela 1. Wyniki testu ADF dla badanych zmiennych i ich przyrostów (model ze zmiennymi sezonowymi)

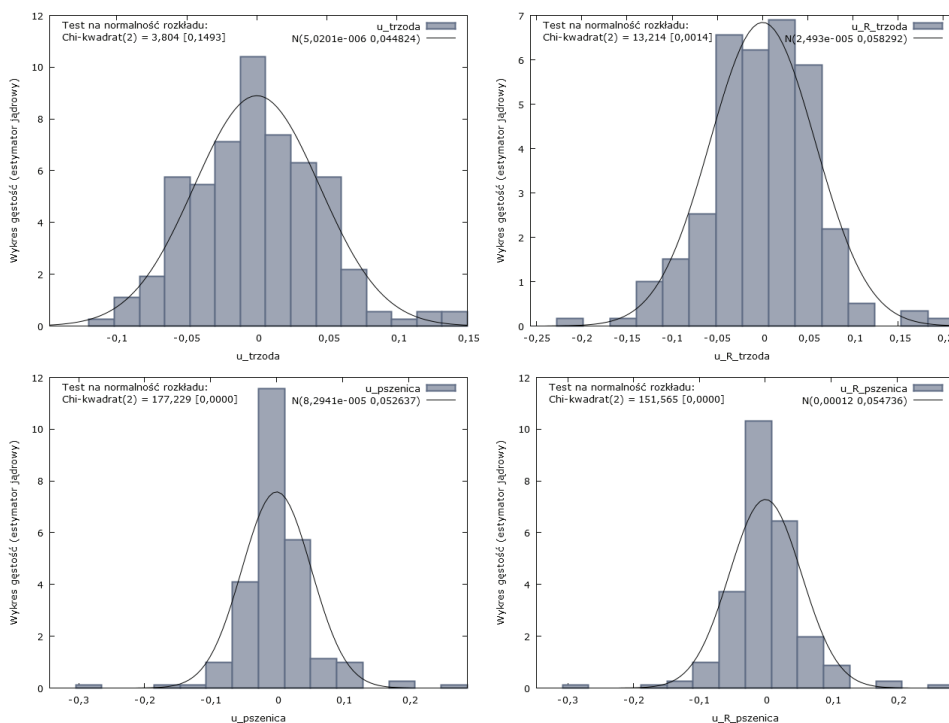
Zmienna	tau		Zmienna	tau	
	ze stałą	ze stałą i trendem		bez stałej	ze stałą
l_C_pszenica	-2,01	-2,82	d l_C_pszenica	-6,21***	-4,26***
l_C_wieprzowina	-1,57	-2,41	d l_C_wieprzowina	-7,06***	-3,69***
l_R_pszenica	-2,46	-2,93	d l_R_pszenica	-5,96***	-4,16***
l_R_wieprzowina	-2,83	-3,08	d l_R_wieprzowina	-7,28***	-4,51***

\*\*\* istotność na poziomie 0,01

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

dopiero dla ich pierwszych przyrostów. Wyniki te wskazują, że właściwym modelem szacowania wartości oczekiwanych poszczególnych zmiennych jest model ARMAX dla pierwszych przyrostów zmiennych dany równaniem (3).

Z uwagi na brak miejsca szczegółowe wyniki estymacji modeli dla analizowanych zmiennych nie zostały przedstawione. Można jedynie napisać, że poszczególne modele zawierały od 1 do 4 opóźnień części autoregresyjnej oraz zmienne sezonowe. Test autokorelacji Ljung-Boxa wykazał brak istotności autokorelacji w składnikach resztowych poszczególnych modeli w przedziale od 1 do 12 miesięcy, co wskazuje na prawidłową specyfikację modeli ARMAX.



Rysunek 3. Rozkłady reszt modeli ARMAX

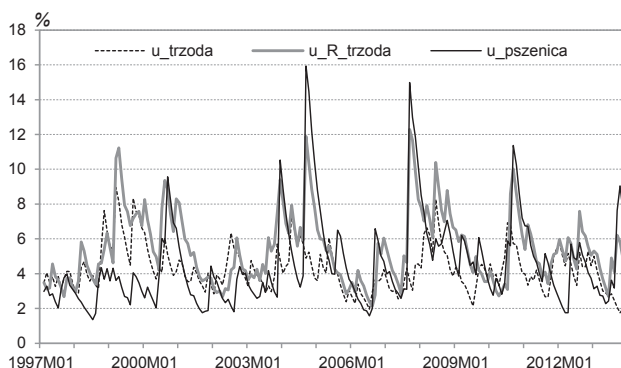
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Na rysunku 3. zawarto histogramy reszt  $u_t$  poszczególnych modeli. Jedynie w przypadku modelu cen żywca wieprzowego reszty charakteryzują się rozkładem normalnym. W pozostałych przypadkach hipoteza zerowa o normalności rozkładu w teście Doornika-Hansena została odrzucona<sup>10</sup>. Przyjęcie relacji cenowych jako podstaw analiz (uwzględnienie strony kosztowej) częściowo wpłynęło na rozkład składnika resztowego, głównie na rynku wieprzowiny. Brak normalności jest spowodowany głównie leptokurtycznym charakterem rozkładu (tzw. grubymi ogonami), szczególnie w przypadku cen i relacji cenowych na rynku pszenicy. Taki rozkład wskazuje na większe niż w rozkładzie normalnym prawdopodobieństwo występowania bardzo dużych zmian cen. Jest to również jedna z oznak potencjalnych zmienności warunkowych.

### SZACOWANIE ZMIENNOŚCI

W pierwszym kroku oszacowano zmienność bezwarunkową, wykorzystując jako jej miarę odchylenie standardowe (pierwiastek z wyrażenia danego wzorem (4) pomnożony przez 100 dla lepszej interpretacji). Analizowane wielkości odchylenia standardowego dla poszczególnych szeregów czasowych wynosiły: żywiec wieprzowy – 4,48%, relacje cen na rynku żywca wieprzowego – 5,83%, ceny pszenicy – 5,26%, relacje cen na rynku pszenicy – 5,47%. W ujęciu rocznym (annualizowanym) wielkości te wynoszą kolejno: 15,53%, 20,19%, 18,23% i 18,96%. Zmienność cen skupu żywca wieprzowego jest niższa od zmienności skupu cen pszenicy. Jeżeli jednak na rynku wieprzowiny uwzględnimy niepewność związaną ze zmianami cen nakładów do produkcji (pasz), to okaże się, że ryzyko cenowe na rynku żywca wieprzowego jest wyższe niż na rynku pszenicy. Ryzyko w produkcji zwierzęcej może też maleć wraz ze wzrostem integracji pionowej. Uwzględnienie kosztów produkcji pszenicy (w postaci nakładów na paliwo i nawozy) praktycznie nie zmienia szacunku ryzyka cenowego (a dokładniej zmienności cenowej).

W kolejnym kroku dokonano oszacowania zmienności warunkowej, wykorzystując nieparametryczny model wyrównywania wykładniczego EWMA o stałej lambda równej 0,7.



Rysunek 4. Zmienność historyczna w postaci odchylenia standardowego  $\sigma$  [%] oszacowana przy pomocy modelu EWMA (lambda = 0,7)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

<sup>10</sup> Więcej na temat tego testu można znaleźć w [Doornik, Hansen 2008, s. 927-939].

Wyniki oszacowań zawarto na rysunku 4. (w formie odchylenia standardowego, pomnożonego przez 100). Z uwagi na to, że przebieg zmienności oszacowanej dla cen pszenicy i relacji cen pszenicy do cen nakładów na tym rynku jest praktycznie taki sam, na rysunku przedstawiono jedynie przebieg zmienności dla pierwszej z nich. Zauważyć można, że istniały okresy, w których zmienność cen była znacząco wyższa niż w innych. Dotyczyło to szczególnie cen pszenicy i relacji cenowych na rynku trzody. Charakter zmienności również wskazuje, że wzrost zmienności następował skokowo – po okresie względnie niskiej zmienności nagle następowała kilkunasto- lub kilkudziesięcioprocentowa zmiana cen w ciągu jednego lub dwóch miesięcy (por. rys. 1., 2. i 4.). Analiza rysunku 4. wskazuje, że mamy do czynienia z niewielkim wzrostem zmienności w czasie: cen pszenicy, relacji na rynku pszenicy i relacji cenowych na rynku trzody. Nie można zauważyć wzrostu zmienności cen żywca wieprzowego.

Przytoczenie o warunkowej zmienności cen próbowano potwierdzić, wykorzystując podejście parametryczne. Do oceny występowania efektu ARCH zastosowano test Ljung-Boxa dla kwadratów reszt  $u_t^2$ . Wyniki zawarte w tabeli 2. wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, mówiącej o braku istotności efektu ARCH. To sugeruje, że nie powinno się stosować modeli GARCH opartych na wariancji do opisu zmienności analizowanych cen.

Jednak niektóre modyfikacje modeli GARCH mogą opierać się nie na modelowaniu wariancji jak we wzorze (7), ale na modelowaniu odchylenia standardowego. Stąd dodatkowo przeprowadzono test Ljung-Boxa dla wartości bezwzględnych z  $u_t$ . W tym przypadku okazało się, że ceny pszenicy i relacje cen pszenicy do cen nakładów charakteryzują się istotnymi zależnościami w każdym z zakładanych przedziałów. Dlatego do modelowania zmienności warunkowej tych dwóch zmiennych wykorzystano model Taylora-Schwerta TS-GARCH – równanie (8). Analiza również pokazuje, że niezależnie od tego, czy analizujemy tylko ceny surowców rolnych, czy też relacje cenowe – wnioski na temat skupiania zmienności nie ulegają zmianom.

Tabela 2. Wyniki testu Ljung-Boxa dla kwadratów i wartości bezwzględnych reszt  $u_t$

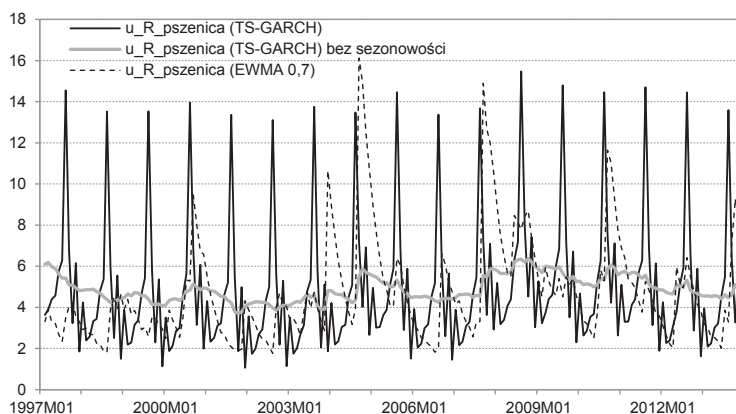
Nazwa	Stopień k	u_trzoda	u_R_trzoda	u_pszenica	u_R_pszenica
Dla kwadratów $u_t^2$					
$Q(k)$	1	0,614	2,030	0,793	1,140
<i>p-value</i>		0,433	0,154	0,373	0,286
$Q(k)$	1-5	4,305	3,334	2,217	3,041
<i>p-value</i>		0,405	0,649	0,818	0,694
$Q(k)$	1-12	11,764	14,390	11,147	14,820
<i>p-value</i>		0,465	0,276	0,516	0,251
Dla wartości bezwzględnych $u_t$					
$Q(k)$	1	1,087	2,356	7,531	6,250
<i>p-value</i>		0,297	0,125	0,006	0,012
$Q(k)$	1-5	2,976	4,103	12,287	13,126
<i>p-value</i>		0,704	0,535	0,031	0,022
$Q(k)$	1-12	9,256	15,796	31,290	32,594
<i>p-value</i>		0,681	0,201	0,002	0,001

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Modele TS-GARCH szacowano według procedury dwustopniowej, tzn. zapisano reszty równań i dla nich oddzielnie szacowano modele zmienności warunkowej. Zmienność na rynku pszenicy ma charakter sezonowy, dlatego model podstawowy rozszerzono o deterministyczny komponent sezonowej zmienności. Najlepsze modele (według właściwości i dopasowania) uzyskano po przyjęciu skośnego rozkładu t-Studenta. W przypadku cen pszenicy oszacowany model zawiera jedynie parametr  $\alpha = 0,374$  ( $p = 0,08$ ) z kolei w przypadku relacji cenowych w modelu istotne są obydwa parametry:  $\alpha = 0,059$  ( $p = 0,07$ ) i  $\beta = 0,916$  ( $p < 0,01$ ). Zauważyć można, że efekt skupiania się wariacji nie jest silny i dopiero istotny przy poziomie  $p < 0,1$ . Brak efektu ARCH lub jego niska siła może wynikać z wpływu agregacji czasowej szeregów czasowych. Bolesław Borkowski i Monika Krawiec [2009 s. 47-82] również nie dowiedli występowania efektu ARCH w miesięcznych nominalnych i realnych cenach pszenicy. Jednak bazując na cenach tygodniowych autor wykazał [Hamulczuk 2011, s. 188-189] istnienie takich prawidłowości, co wskazuje na duży wpływ częstotliwości wykorzystywanych danych na uzyskiwane wyniki.

Wyniki modelowania zmienności (odchylenie standardowe w %) dla relacji cen na rynku pszenicy zawarto na rysunku 5. (w przypadku cen pszenicy wizualny efekt jest zbliżony). Widoczny jest przede wszystkim składnik sezonowy – zmienność relacji cen (podobnie jak w przypadku cen pszenicy) w sierpniu wynosi około 14% i jest kilkukrotnie wyższa niż w pozostałych miesiącach (z reguły poziom 2-5%). Nadmierna zmienność cen w okresie zbiorów w znacznej mierze wyjaśnia również pojawiające się okresowo stany podwyższonej zmienności. Widoczne jest to przy porównaniu z szacunkiem zmienności dokonany za pomocą modelu EWMA 0,7 (rys. 5.). To również sugeruje, że lepszym rozwiązaniem byłoby zastosowanie modelu EWMA po wcześniejszym wyeliminowaniu (lub przy jednoczesnym uwzględnieniu) efektu sezonowego.

Po wyeliminowaniu sezonowości (rys. 5.) możemy zauważyć okresy podwyższonej zmienności oraz niewielką tendencję do jej wzrostu. Jest to zgodne z tendencjami obserwowanymi również na rynkach światowych. Za jedną z najważniejszych przyczyn wzrostu zmienności uważa się wzrost wykorzystania zbóż do produkcji biopaliw, który doprowadził do obniżenia stanu zapasów oraz usztywnienia popytu na zboża [Prakash 2011, *Price volatility...* 2011].



Rysunek 5. Zmienność historyczna w postaci odchylenia standardowego  $\sigma$  [%] oszacowana za pomocą modelu TS-GARCH ze zmiennymi sezonowymi i modelu EWMA (0,7)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

## PODSUMOWANIE

Zmienność cen surowców rolnych i cen środków produkcji można oszacować, stosując wiele metod parametrycznych i nieparametrycznych. Punktem wyjścia dla wnioskowania o ryzyku cenowym powinny być szeregi czasowe oczyszczone z prawidłowości, takich jak trend czy sezonowość. Kompleksowe ujęcie ryzyka cenowego wymaga, oprócz analizy cen sprzedawanych produktów, uwzględnienia zmienności cen środków produkcji. Niemniej jednak szacunki takie nigdy nie będą pełne z uwagi na brak danych o ilości zużywanych nakładów oraz ich cen rynkowych. Przeprowadzone badania wskazują, że uwzględnienie strony kosztowej może, ale nie musi, zmieniać wielkości szacowanego ryzyka cenowego. W przypadku produkcji zwierzęcej uwzględnienie kosztów pasz zwiększa szacunki zmienności i ryzyka, w przypadku zaś produkcji roślinnej nie zauważono ich wzrostu po uwzględnieniu kosztów nawozów i paliwa.

Przeprowadzone badania wskazują, że zmienność ceny pszenicy (i relacji cenowych na tym rynku) charakteryzuje się wyraźną sezonowością. Zmienność cen w sierpniu jest kilkakrotnie wyższa niż zmienność cen w pozostałych miesiącach. Jednocześnie zaobserwowano efekty skupiania się zmienności w grupy na rynku pszenicy oraz wzrost zmienności w czasie. Brak efektu ARCH w szeregach czasowych cen miesięcznych lub jego niska siła wynikać może głównie ze zjawiska tzw. agregacji danych.

## LITERATURA

- Alexander Carol, 1996: *Risk Management and Analysis*, John Wiley&Sons, London.
- Augustyńska-Grzymek Irena, red. 2014: *Produkcja, koszty i dochody z wybranych produktów rolniczych w latach 2012-2013 (wyniki rachunku symulacyjnego)*, IERIGŻ-PIB Warszawa.
- Bester Alan, 1999: *Seasonal Patterns In Futures Market Volatility: A P-GARCH Approach*, „Duke Journal of Economics”, 11, s. 65-102.
- Bollerslev Tim, 1986: *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*, „Journal of Econometrics”, 31, s. 307-327.
- Bollerslev Tim, 2010: *Glossary to ARCH (GARCH)*, [w] *Volatility and Time Series Econometrics: Essays in Honor of Robert F. Engle*, Tim Bollerslev, Jeffrey R. Russell, Mark Watson (red.), Oxford University Press, s. 137-163.
- Borkowski Bolesław, Krawiec Monika, 2009: *Ryzyko cenowe na rynku surowców rolnych*, [w] *Zarządzanie ryzykiem cenowym a możliwości stabilizowania dochodów producentów rolnych – aspekty poznawcze i aplikacyjne*, Mariusz Hamulczuk, Stanisław Stańko (red.), IERiGŻ-PIB, Warszawa, s. 47-82.
- Diebold Francis X., Hickman Andrew, Inoue Atsushi, Schuermann Til, 1997: *Converting 1-Day Volatility to h-Day Volatility: Scaling by Root-h is Worse than You Think*, Wharton Financial Institutions Center, Working Paper, s. 97-34.
- Doman Małgorzata, Doman Ryszard, 2009: *Modelowanie zmienności i ryzyka*, Wolters Kluwer, Kraków.
- Doornik Jurgen A., Hansen Henrik, 2008: *An Omnibus test for univariate and multivariate normality*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics”, 70, s. 927-939.
- Engle Robert, 1982: *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation*, „Econometrica”, 50, s. 987-1008.
- Figiel Szczeban, Hamulczuk Mariusz, Klimkowski Cezary, 2012: *Metodyczne aspekty analizy zmienności cen oraz pomiaru ryzyka cenowego na towarowych rynkach rolnych*, „Komunikaty, Raporty, Ekspertyzy”, 559, IERiGŻ-PIB, Warszawa.
- Hamulczuk Mariusz, 2011: *Stopień agregacji przestrzennej a zmienność szeregów czasowych cen surowców rolnych*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych”, t. XII/2, SGGW Warszawa, s. 180-190.

- Hamulczuk Mariusz, Rembisz Włodzimierz, 2008: *Rynkowe uwarunkowania ryzyka cenowego i dochodowego*, [w] *Zarządzanie ryzykiem cenowym a możliwości stabilizowania dochodów producentów rolnych – aspekty poznawcze i aplikacyjne*, Mariusz Hamulczuk, Stanisław Stańko (red.), IERiGŻ-PIB, Warszawa, s. 13-27.
- Historical price volatility*, 2009: European Commission, Directorate-General for Agriculture and Rural Development, Directorate L. Economic analysis, perspectives and evaluations, L. 5, Agricultural trade policy analysis.
- Jajuga Krzysztof, 2009: *Zarządzanie ryzykiem*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Kowalski Andrzej, Rembisz Włodzimierz, 2005: *Rynek rolny i interwencjonizm a efektywność i sprawiedliwość społeczna*, IERiGŻ-PIB, Warszawa.
- Maddala Gangadharrao S. 2006: *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Moledina Amyaz A., Roe Terry L., Shane Mathew, 2004: *Measurement of commodity price volatility and the welfare consequences of eliminating volatility*, Paper Presented at the AAEA Annual meeting on August 1-4, 2004, Denver, s. 1-25.
- Pawlak Jan, 2012: *Zużycie oleju napędowego w rolnictwie polskim*, „Problemy Inżynierii Rolniczej”, 2012 (VII–IX), z. 3(77), s. 57-64.
- Piot-Lepetit Isabelle, M'Barek Robert, red. 2011: *Methods to Analyse Agricultural Commodity Price Volatility*, Springer.
- Prakash Adam, red. 2011: *Safeguarding food security in volatile global markets*, Food and Agriculture Organization of the United Nations, Rome, s. 1-619.
- Price volatility in food and agricultural markets: Policy responses*, 2011, FAO, IFAD, IMF, OECD, UNCTAD, WFP, the World Bank, the WTO, IFPRI and the UN HLTF, s. 1-68.
- Rembisz Włodzimierz, 2013: *Kwestie ryzyka, cen, rynku, interwencji i stabilności dochodów w rolnictwie*, Wizja Press&IT, Warszawa.
- Schwert William, 1989: *Why Does Stock Market Volatility Change over Time?*, „Journal of Finance”, 44, s. 1115-1153.
- Skarżyńska Aldona, red. 2011: *Wyniki ekonomiczne wybranych produktów rolniczych w 2011 roku*, IERiGŻ-PIB, Warszawa.
- Taylor Stephen, 1986: *Modeling Financial Time Series*, New York, NY: Wiley.

Mariusz Hamulczuk

## PRICE RISK AND VOLATILITY OF PRICES AND PRICE RATIOS IN AGRICULTURE

### Summary

*The aim of this paper is to present the theoretical basis of measurement volatility and price risk in agriculture and an empirical estimate of volatility of prices and price relationships in selected agricultural markets. The starting point for the definition of the price risk was the ability to realize the goal function of the economic entity in the short term. To assess the price volatility an unconditional and conditional measures of volatility were used. The results indicate that price risk estimated on the basis of time series of agricultural prices may differ from the risk estimated on the basis of price relationships.*

Adres do korespondencji:

Dr Mariusz Hamulczuk

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

Katedra Ekonomiki Rolnictwa i Międzynarodowych Stosunków Gospodarczych

ul. Nowoursynowska 166, 02-787 Warszawa

e-mail: mariusz\_hamulczuk@sggw.pl