

Mariusz Hamulecuk¹

Katedra Ekonomiki Rolnictwa i Międzynarodowych Stosunków Gospodarczych
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego
Warszawa

Cezary Klimkowski²

Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej Państwowy Instytut Badawczy
Warszawa

Zmienność cen pszenicy w Unii Europejskiej

Wheat prices volatility in the European Union

Synopsis. Obserwowany wzrost zmienności cen na światowych rynkach rolnych powoduje coraz większą ekspozycję na ryzyko cenowe wpływając na możliwość niezrealizowania pożądanego poziomu wartości funkcji celu podmiotów rynkowych. Celem opracowania była ocena zmienności cen pszenicy w wybranych krajach UE jako podstawy szacowania ryzyka cenowego. Przeprowadzone badania wskazują na występowanie różnic w zmienności, przy czym w znacznej części są one pochodną agregacji danych. Brak normalności rozkładów zmian stóp zwrotu cen wskazuje na duże prawdopodobieństwo pojawiania się obserwacji odstających. Zmienność cen pszenicy ma charakter warunkowy, co implikuje konieczność stosowania odpowiednich miar szacunków zmienności.

Słowa kluczowe: ceny pszenicy, zmienność, ryzyko cenowe.

Abstract. Observed increased volatility of world commodity prices causes an increase of risk exposure. Thus market participants can not achieve the desired value of their goal function. The aim of this research was an assessment of wheat prices volatility in selected EU member states. Results of the analysis indicate a dispersion of volatility among the analyzed countries which is to some extent caused by the data aggregation effect. Lack of normality of log returns of the price series indicates a high possibility of outliers' existence. Volatility of wheat prices is conditional which implies a need of using special risk measures.

Key words: wheat prices, volatility, price risk.

Wstęp

Procesy rynkowe są uwarunkowane wieloma przyczynami o charakterze ekonomicznym, politycznym, prawno-regulacyjnym, społecznym, psychologicznym, przyrodniczym itp. Przyczyny te wywołują fluktuacje relacji popytowo-podażowych, których efektem są wahania cen. Wahania te wraz z brakiem pełnej możliwości ich objaśnienia oraz prognozowania rodzą niepewność. To z kolei niesie ze sobą ryzyko nieosiągnięcia zakładanego poziomu funkcji celu (dochodu, zysku) przez podmioty rynkowe.

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 surowców rolnych. Analiza cen

¹ Dr inż., e-mail: mariusz_hamulecuk@sggw.pl.

² Mgr, e-mail: klimkowski@ierigz.waw.pl.

w ujęciu historycznym pozwala również na oszacowanie stopnia niepewności co do ich przyszłego poziomu. Tym samym stanowić może sposób oszacowania ryzyka cenowego.

Zmienność cen ma charakter naturalny związany z działaniem mechanizmu rynkowego. Żywiolowe reakcje dużej liczby producentów rolnych, wytwarzających artykuły rolne na własny rachunek i własne ryzyko, muszą powodować występowanie częstych anomalii. Reakcje na ceny z minionego okresu doprowadzają za każdym razem do wytworzenia się innej sytuacji rynkowej, przy czym charakterystyczną cechą każdej z tych sytuacji są ciągłe odchylenia od równowagi [Hamulczuk i Rembisz 2008].

Nie każda zmiana cen świadczy o wystąpieniu ryzykownej sytuacji, co podważa sens oceny niepewności bezpośrednio na podstawie surowych szeregów czasowych. Większość uczestników rynku ma świadomość występowania sezonowych fluktuacji i dlatego ten typ zmienności nie powinien być brany pod uwagę podczas oceny ryzyka cenowego. Długookresowych zmian cen związanych z trendami wieloletnimi również nie należy traktować jako objawu sytuacji kryzysowej lub ryzykownej. Wynika to stąd, że uczestnicy rynku mają czas na dostosowanie się do takich zmian określanych jako trendy technologiczne. Zatem tylko część zmienności cen można uznać za źródło ryzyka cenowego.

Można przyjąć, że podmioty w toku podejmowania decyzji gospodarczych przewidują poziom kształtowania się różnych wielkości ekonomicznych w przyszłości. Producent gromadzi i przetwarza informacje dotyczące przyszłości w sposób racjonalny, tj. zapewniający maksymalną użyteczność tych informacji z punktu widzenia własnej funkcji celu [Moschini i Hennessy 2000; Moledina i inni 2003]. Powyższy model rozumowania oparty jest na pewnych założeniach, zgodnie z którymi agenci (podmioty rynkowe) wykorzystują w odpowiedni sposób całą informację rynkową oraz znają mechanizm generujący zmiany. Należy jednak pamiętać, że założenia przyjmowane w takim modelu nie zawsze są realistyczne. Informacja nie zawsze jest w pełni dostępna, a pozyskany zasób informacji nie zawsze wykorzystywany jest w odpowiedni sposób. Występuje ponadto wspomniana wyżej niepewność co do kształtowania się wszelkich parametrów rynkowych w przyszłości.

W świetle powyższych rozważań nie dziwi fakt, że istnieje wiele sposobów oceny zmienności cen poczynając od określenia zmienności poziomów cen, analizy kształtowania się przyrostów cen, a kończąc na zastosowaniu relatywnie bardziej wyrafinowanych metod analizy szeregów czasowych, takich jak ARCH czy GARCH [Alexander 1996; Andersen i in. 2005; Bollerslev 1986]. Niewłaściwy pomiar zmienności, a co za tym idzie stopnia ryzyka cenowego, skutkować może nieadekwatnymi i nieefektywnymi sposobami stabilizacji cen, a w konsekwencji dochodów. Również wpływać może na ustalenia parametrów wyceny instrumentów rynku pochodnego, służących zabezpieczeniu przed ryzykiem cenowym.

Celem opracowania była ocena zmienności i ryzyka cenowego na jednym z najważniejszych rynków w Polsce i UE, tzn. rynku pszenicy. Przeprowadzone badania pozwoliły na uzyskanie odpowiedzi na pytania dotyczące charakteru występującej zmienności cen pszenicy w poszczególnych krajach, charakteru oraz skali niepewności cenowej oraz wpływu agregacji danych na oszacowane parametry zmienności.

Materiał badawczy i metody badawcze

Materiał badawczy stanowią szeregi czasowe tygodniowych cen pszenicy konsumpcyjnej na wybranych rynkach państw członkowskich Unii Europejskiej. Dane pochodzą ze Zintegrowanego Systemu Rolniczej Informacji Rynkowej (ZSRIR) prowadzonego przez Departament Rynków Rolnych Ministerstwa Rolnictwa i Rozwoju Wsi. Wybór rynku pszenicy podyktowany był dostępnością odpowiednio długich szeregów czasowych danych tygodniowych ze stosunkowo dużej liczby państw UE oraz istotnością procesów cenowych zachodzących na tym rynku dla sytuacji polskiego producenta rolnego.

Dane pochodzą z okresu od pierwszego tygodnia lipca 2004 roku do ostatniego tygodnia kwietnia roku 2011 i obejmują 356 obserwacji. Dotyczą rynków krajowych 11 państw Unii, w tym pięciu przyjętych w 2004 roku (Czechy, Litwa, Polska, Słowacja, Węgry). Dla wszystkich krajów ceny odnoszą się do rynkowej wartości pszenicy wyrażonej w euro za tonę. Dodatkowym dwunastym szeregiem są wartości średnie cen pszenicy dla całej Unii.

Do analizy wybrano te spośród państw, dla których liczba obserwacji w badanym okresie była odpowiednio wysoka. Najmniejsza liczba luk w zgromadzonych obserwacjach wyniosła 5 i dotyczyła danych odnoszących się do rynku Polski i Unii jako całości. Jako dopuszczalną maksymalną liczbę opuszczeń danych przyjęto próg 20% całego szeregu. Sytuacja taka odnosi się do danych z rynku czeskiego. Brakujące dane uzupełniono metodą interpolacji sąsiednich punktów lub, w przypadku dłuższego ciągu braku danych, wykorzystując zbudowane dla trzymiesięcznego okresu równanie regresji cen krajowych względem cen unijnych.

Dla realizacji celów badawczych wykorzystano szereg metod pozwalających dokonać empirycznej analizy szeregów czasowych cen pszenicy. Analizy przeprowadzono na poziomach cen oraz logarytmicznych stopach zwrotu. W pierwszym kroku analizując ceny surowców rolnych (Y_t) wykorzystano analizę graficzną oraz statystyki opisowe [Sobczyk 2007]. Oceniając niepewność co do przyszłych cen, szacowaną na podstawie poziomu cen, obok odchylenia standardowego i współczynnika zmienności obliczono średnie procentowe zmiany cen w okresie jednego roku.

Dokonano również dekompozycji szeregów czasowych na długookresowy trend (TC), sezonowość (S) i wahania przypadkowe (I). W procesie dekompozycji zastosowano model multiplikatywny zakładający względny charakter powiązań między poszczególnymi składnikami szeregu czasowego ($Y_t = TC_t * S_t * I_t$). Efekt sezonowy uzyskano stosując klasyczną dekompozycję neonową (52 sezony). Składnik długookresowy uzyskano przez wygładzanie za pomocą 13-wyrazowej ważonej średniej ruchomej Hendersona [Findley i inni 1998]. Na podstawie powyższej analizy oceniono udział wahań sezonowych i przypadkowych w całkowitej wariancji szeregów czasowych cen.

W następnym kroku przeprowadzono analizę kształtowania się przyrostów cen. Przyrosty te zdefiniowano w postaci logarytmicznych stóp zwrotu³ [Doman, Doman 2009]:

$$r_t = \ln(Y_t / Y_{t-1}), \quad (1)$$

³ Pojęcie stopa zwrotu jest powszechnie stosowane w inżynierii finansowej (mimo, że nie zawsze wiąże się oceną rzeczywistych zwrotu) stąd w niniejszym opracowaniu będzie się nim posługiwali. Innymi określeniami stosowanymi zamiennie są *logarytmy względnych relacji* (cen) oraz *różnice logarytmów* (cen).

gdzie: r_t oznacza stopę zwrotu, Y_t wartość szeregu czasowego cen w czasie t .

Syntetyczną miarą ryzyka dla okresu rocznego może być w takim przypadku odchylenie standardowe w horyzoncie prognozowania σ_T postaci [Tarczyński 2003]:

$$\sigma_T = [T * (\frac{1}{n-2}) \sum_{t=2}^n (r_t - \bar{r})^2]^{0.5}, \quad (2)$$

gdzie: \bar{r} stanowi przeciętną stopę zwrotu w okresie od 1 do n (liczba obserwacji $n=356$) zaś T jest liczbą okresów w roku (52).

W kolejnym kroku dokonano rozróżnienia pomiędzy przewidywalnym i nieprzewidywalnym składnikiem zmienności szeregów czasowych. W tym ujęciu przewidywalny składnik zmienności cen nie jest brany pod uwagę w ocenie stopnia ryzyka, a uwzględniany jest jedynie jej stochastyczny komponent. Do oszacowania kształtowania się przewidywalnego komponentu wykorzystano model ARMAX następującej postaci [Doman i Doman 2009]:

$$r_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^k \delta_i x_{i,t} + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + e_t - \sum_{i=1}^q \theta_i e_{t-i}, \quad (3)$$

gdzie: r_t to stopy zwrotu, ϕ_0 , δ_i , ϕ_i , θ_i parametry strukturalne, x_{it} dychotomiczne (zerojedynkowe) zmienne sezonowe, e_t składnik resztowy.

Reszty (e_t) z modelu danego wzorem 3, stanowiące komponent stochastyczny, były analizowane pod kątem ich zmienności oraz rozkładu. Były również podstawą oceny występowania tzw. efektu ARCH. W celu weryfikacji hipotezy zerowej, mówiącej o braku efektu heteroskedastycznej autoregresji warunkowej, wykorzystano test ARCH Engle'a opierający się na statystyce testowej LM postaci [Engel 1982; Doman, Doman 2009]:

$$LM = nR^2, \quad (4)$$

gdzie: n to liczba obserwacji, R^2 współczynnik determinacji równania w postaci:

$$e_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i e_{t-i}^2 + u_t, \quad (5)$$

gdzie: α_0 , α_i to parametry modelu, e_t^2 reszty modelu danego wzorem 3, u_t składnik losowy.

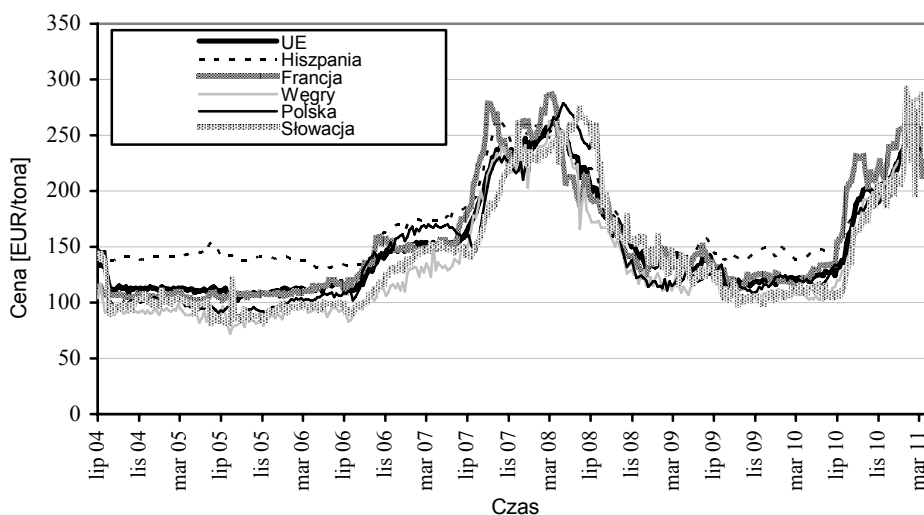
Analiza poziomów cen

Szeregi czasowe ceny pszenicy, podobnie jak cen innych surowców rolnych, charakteryzują się złożoną strukturą. Występowanie trendu, wahań cyklicznych, sezonowych i losowych jest wynikiem oddziaływania szeregu czynników. Szczególnie

istotne znaczenie w przypadku cen pszenicy mają zmiany o charakterze cyklicznym, mające dominujący udział w wariancji szeregu czasowego. Znaczenie sezonowości, która jest najbardziej utożsamiana z produkcją rolniczą, jest kilkukrotnie mniejsze [Idzik 2009].

W badanym okresie wyróżnić można 4 fazy kształtowania się cen pszenicy, w sumie dwa pełne cykle towarowe (rys. 1). W pierwszym, trwającym od połowy roku 2004 do września roku 2006, ceny pszenicy oscylowały wokół poziomu 120 euro za tonę. Druga faza to nagły wzrost cen do poziomu maksymalnego sięgającego ponad 250 euro we wrześniu 2007 roku i ponownie pod koniec marca 2008 roku, a później spadek do poziomu poniżej 150 euro za tonę po wrześniu 2008 roku. W trzeciej fazie trwającej do sierpnia 2010 roku obserwuje się ponowną stabilizację cen. W końcu od sierpnia 2010 roku następuje ponowny szybki wzrost cen do poziomu blisko 300 euro za tonę.

Ceny pszenicy we wszystkich analizowanych państwach zmieniały się podobnie jak unijna cena średnia. Wartości współczynnika korelacji pomiędzy ceną unijną a cenami na rynkach poszczególnych krajów oscylowały w granicach od 0,95 dla Słowacji do 0,99 dla Włoch (dla Polski 0,97). Niemniej różnice pomiędzy najniższą a najwyższą ceną w danym okresie bywały, szczególnie w pierwszym okresie, dosyć znaczące.



Rys. 1. Ceny pszenicy konsumpcyjnej w wybranych państwach UE w latach 2004-2011, euro/tona

Fig. 1. Milling wheat prices in the selected EU member states in 2004-2011, euro/tonne

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Komisji Europejskiej.

W tabeli 1 zaprezentowano wybrane ważniejsze statystyki opisowe szeregów czasowych opisujących ceny pszenicy konsumpcyjnej w analizowanym krajach. W badanym okresie ceny pszenicy były średnio najwyższe w państwach południowej Europy, zaś najniższe w państwach przyjętych do UE w 2004 roku. Wyższa cena pszenicy w Hiszpanii i Włoszech spowodowana jest z jednej strony niedoborem produkcji na tamtych rynkach, co jest konsekwencją niekorzystnych warunków klimatycznych (częste w ostatnich latach susze i niedobory opadów), a z drugiej prawdopodobnym zawyżaniem

poziomu cen przez uśrednianie cen pszenicy miękkiej z ceną wartościowszej pszenicy durum, mającej duży udział w produkcji na tamtych rynkach.

Zaprezentowane w tabeli 1 statystyki wskazują kraje, w których producenci rolni narażeni są na najwyższy poziom ryzyka cenowego. Zaliczyć do nich należy Węgry, Słowację, Czechy, Niemcy, Francję, Litwę, czy Polskę. Sygnalizuje to wartość współczynnika zmienności, czy szczególnie istotna z punktu widzenia producenta rolnego wartość średniej zmiany ceny pszenicy w okresie 1 roku. Ta druga miara niepewności obrazuje wartość zmian w czasie pełnego cyklu produkcyjnego w produkcji roślinnej.

Tabela 1. Statystyki opisowe szeregów czasowych tygodniowych cen pszenicy w wybranych państwach UE

Table 1. Main characteristics of weekly wheat price series in selected EU member states

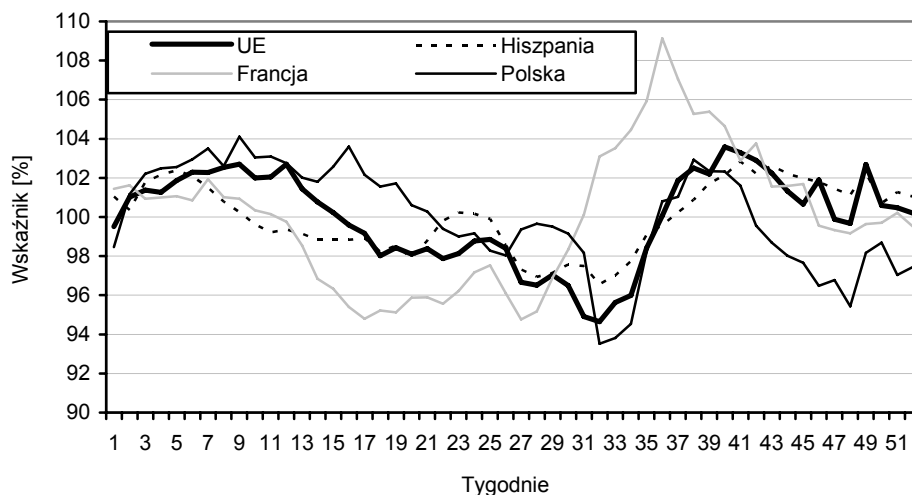
Kraj	Zmienna /statystyka						
	średnia	mediana	średnia zmian cen w okresie 1 roku	odchylenie standardowe	Współczynnik zmienności	udział wahań sezonowych	udział wahań przypadkowych
	euro/tona	euro/tona	%	euro/tona	%	%	%
UE	152,67	132,91	35,90	47,65	0,312	0,58	0,27
Belgia	158,80	138,16	37,07	51,63	0,325	0,74	0,30
Czechy	141,25	117,81	39,99	50,00	0,354	0,62	0,62
Niemcy	153,45	133,37	40,31	52,53	0,342	0,62	0,25
Grecja	154,31	130,72	37,71	48,03	0,311	1,13	0,66
Hiszpania	169,79	147,90	26,42	39,46	0,232	0,58	0,16
Francja	155,65	134,80	38,91	52,97	0,340	1,10	0,46
Włochy	168,12	144,72	32,18	48,97	0,291	1,11	0,30
Litwa	139,49	124,32	39,82	48,16	0,345	1,17	1,10
Węgry	137,11	113,01	45,80	55,33	0,403	0,68	0,69
Polska	147,73	124,15	39,82	52,20	0,353	0,62	0,20
Słowacja	142,60	124,39	44,86	54,29	0,381	1,01	1,97

Źródło: opracowanie własne.

Jak już wspomniano, kształtowanie się cen rynkowych niezależnie od rodzaju towaru uzależnione jest od wielu czynników. Na podstawowym poziomie analizy warto dokonać dekompozycji poziomu cen pszenicy na długookresowy trend, uzależniony od cyklu produkcyjnego w rolnictwie, wahania sezonowe oraz wahania przypadkowe. Należy podkreślić niski udział wariacji wynikającej z wahań przypadkowych i wahań sezonowych w całkowitej wariacji szeregów czasowych cen pszenicy (tab. 1). Potwierdza to, że dominujące znaczenie mając zmiany długookresowe, głównie o charakterze cyklicznym.

Obliczone wartości wskaźników wahań sezonowych dla UE, Hiszpanii, Francji oraz Polski przedstawiono na rysunku 2. Podobny do zaprezentowanego na rysunku kształt sezonowości obserwuje się też w innych krajach. Analizując wartości wskaźników tych wahań można zauważyć znaczący stopień korelacji pomiędzy wskaźnikiem sezonowości dla średniej ceny unijnej i wskaźnikami sezonowości cen na poszczególnych rynkach krajowych. Zaledwie w czterech krajach współczynnik korelacji jest mniejszy niż 0,65 (najniższy dla Francji 0,36). Kolejną cechą sezonowości cen pszenicy jest wyraźnie

mocniejsze skorelowanie tych zmian dla państw położonych blisko siebie. Przykładem wyróżnionych grup mogą być państwa południowej Europy, państwa wschodniej Europy, bądź grupa złożona z Francji, Niemiec i Belgii.



Rys. 2. Wskaźniki wahań sezonowych szeregów czasowych średnich tygodniowych cen pszenicy konsumpcyjnej w wybranych krajach UE w latach 2004-2011, %

Fig. 2. Seasonal indices of milling wheat weekly mean price series in selected EU member states in years 2004-2011 [%]

Źródło: opracowanie własne.

Udział wahań przypadkowych w całkowitej zmienności szeregów czasowych (tab. 1) stanowi alternatywny sposób pozwalający na wskazanie krajów o największym ryzyku cenowym. Daje on tylko częściowo zgodne wyniki z tymi zaprezentowanymi wyżej i opartymi na porównaniu współczynników zmienności sezonowej i średnich zmian w roku. Podobnie jak w przypadku zmienności na tych poziomach zauważono wyższą zmienność przypadkową dla krajów mniejszych (Litwa, Słowacja) w porównaniu do jednostek większych (Hiszpania, Polska, UE). Pozwala to przypuszczać, że zgodnie z logiką wraz ze wzrostem stopnia agregacji na danym rynku krajowym, maleje poziom zmienności obserwowanych cen na tym rynku.

Zmienność stóp zwrotu

W kolejnym etapie przeprowadzono analizę cen przy na podstawie logarytmicznych stóp zwrotu cen pszenicy. Jest to podejście typowe dla analiz finansowych szeregów czasowych i posiadające pewną przewagę w stosunku do analiz prowadzonych na poziomach cen. Wartości statystyk opisowych dla szeregów czasowych pierwszych różnic logarytmów cen przedstawiono w tabeli 2.

Podobnie jak w przypadku składnika przypadkowego uzyskanego w wyniku dekompozycji szeregu czasowego, mamy do czynienia z brakiem rozkładów normalnych szeregów czasowych logarytmicznych stóp zwrotu. Wykorzystując testy Jarque-Bera oraz

Shapiro-Wilka odrzucono hipotezę, by którykolwiek z szeregów miał właściwości rozkładu normalnego. Rozkłady stóp zwrotu mają charakter leptokurtyczny, co wskazuje na większe niż w rozkładzie normalnym prawdopodobieństwo występowania dużych zmian cen, a tym samym ryzyko dużych strat związanych z nieoczekiwana zmianą cen.

Tabela 2. Statystyki opisowe szeregów czasowych logarytmicznych stóp zwrotu tygodniowych cen pszenicy w wybranych państwach UE

Table 2. Main characteristics of weekly logarithmic rates of return on weekly wheat price series in selected EU member states

Kraj	Statystyka						
	średnia	minimum	maksimum	odchylenie standardowe	odchylenie standardowe w okresie 52 tygodni	skośność	kurtoza
UE	0,0017	-0,124	0,117	0,028	20,31%	-0,086	3,334
Belgia	0,0017	-0,140	0,111	0,030	21,33%	-0,549	4,758
Czechy	0,0021	-0,183	0,197	0,046	33,09%	0,067	2,867
Niemcy	0,0018	-0,151	0,178	0,033	23,58%	0,051	5,306
Grecja	0,0017	-0,196	0,302	0,043	31,31%	0,638	10,281
Hiszpania	0,0016	-0,083	0,080	0,019	13,44%	0,303	4,172
Francja	0,0024	-0,148	0,144	0,034	24,49%	0,279	3,137
Włochy	0,0021	-0,198	0,211	0,029	21,20%	0,388	13,408
Litwa	0,0019	-0,321	0,378	0,061	44,20%	-0,012	6,699
Węgry	0,0025	-0,297	0,215	0,054	38,60%	-0,385	3,660
Polska	0,0015	-0,197	0,124	0,032	23,33%	-1,542	8,579
Słowacja	0,0009	-0,359	0,395	0,073	52,63%	-0,263	8,532

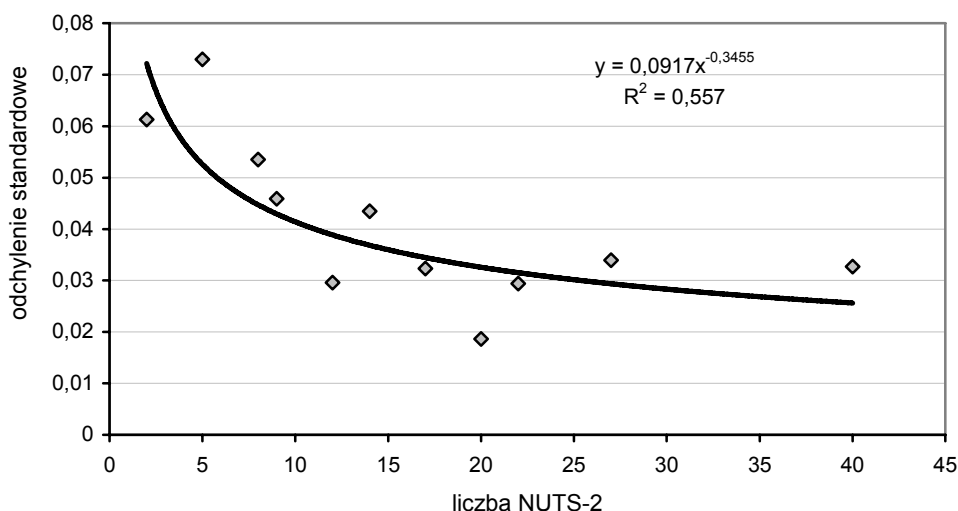
Źródło: opracowanie własne.

W przypadku tygodniowych różnic logarytmów cen widać już wyraźniej niż w przypadku danych dotyczących poziomów cen, że zmienność może być uzależniona od stopnia agregacji danych na poziomie krajowym. Najwyższa zmienność, mierzona odchyleniem standardowym, cechuje bowiem kraje stosunkowo niewielkie: Słowację, Litwę, Węgry, Czechy czy Grecję. W przypadku Słowacji oszacowana prawdopodobna zmiana cen w ciągu roku wynosi 52,63%, co jest ponad dwukrotnie wyższą wielkością niż w przypadku Polski czy średniej ceny UE.

W celu zweryfikowania zależności wysokości zmienności danych tygodniowych ceny pszenicy konsumpcyjnej od stopnia agregacji danych na poziomie regionalnym w danym kraju przeprowadzono prostą analizę regresji obu tych czynników. Jako przybliżoną miarę stopnia agregacji danych statystycznych wykorzystano liczbę regionów NUTS-2 w danym kraju. Uwzględnianie liczby tychże regionów w przypadku analizy agregacji danych statystycznych posiada mocniejsze wytłumaczenie logiczne niż ujmowanie stopnia agregacji terytorialnej na bazie powierzchni kraju, czy powierzchni zasiewów pszenicy.

Występuje widoczna zależność pomiędzy poziomem zmienności, szacowanym na podstawie stóp zwrotu czy na podstawie składnika przypadkowego (dekompozycja), a liczbą regionów NUTS-2 w danym kraju. Na rysunku 3 zaprezentowano zależność między odchyleniem standardowym logarytmicznych stóp zwrotu cen pszenicy a liczbą regionów NUTS-2 w danym kraju. Identyczne zmniejszanie zmienności (odchylenia standardowego)

w tempie funkcji potęgowej wraz ze wzrostem liczny regionów NUTS-2 zanotowano dla wahań przypadkowych uzyskanych w wyniku dekompozycji szeregu czasowego. Warto przy tym dodać, że część małych krajów wykazujących w dotychczasowej analizie znaczną zmienność cen, takich jak Grecja i Czechy, w istocie charakteryzuje się nawet większą zmiennością, gdyż w ich przypadku liczba obserwacji interpolowanych, automatycznie zmniejszających obserwowaną zmienność, była najwyższa. Możliwość analizy danych faktycznych mogłaby zwiększyć poziom dopasowania powyższych regresji.



Rys. 3. Zależność odchylenia standardowego logarytmicznych stóp zwrotu tygodniowych cen pszenicy od liczby regionów NUTS-2 w analizowanych krajach UE

Fig. 3. Relation between standard deviation of weekly logarithmic rates of return on wheat price series and number of NUTS-2 regions in the analyzed EU member states

Źródło: opracowanie własne.

Efekt ARCH

Jak wskazują niektórzy badacze [np. Dehn 2000; Moledina i in. 2003] racjonalnym jest przyjęcie, że producenci potrafią rozróżnić między regularnymi zmianami związanymi z elementami deterministycznymi, takimi jak trend czy sezonowość, a zmianami przypadkowymi. W związku z powyższym dwie pierwsze części zmienności nie powinny być rozpatrywane jako przejaw ryzyka. Do oszacowania tej części zmienności cen, jaką producenci rolni są w stanie przewidzieć, dla poszczególnych szeregów czasowych pszenicy wykorzystano model ARMAX dany wzorem 3.

Model taki wyjaśnia liniowe zależności występujące w szeregach czasowych stóp zwrotu. Nosi on nazwę modelu średniej (wartości oczekiwanej) warunkowej. Okazuje się, że model średnich warunkowych w niewielkim stopniu wyjaśnia zachowanie się stóp zwrotu. Tym samym oznacza to, że producenci w niewielkim stopniu są w stanie zmniejszyć ryzyko cenowe dzięki prognozom formułowanym na podstawie zależności liniowych. Uwzględnienie faktu przewidywania cen przez producentów rolnych

zmniejszyło szacunki niepewności (odchylnie standardowe w horyzoncie 1 roku, tab. 2) od 1,5 pp. (Hiszpania) do 6 pp. (Litwa). Ten fakt oraz brak normalności rozkładu reszt modeli wskazują na prawdopodobieństwo występowania zależności nieliniowych w szeregach czasowych cen pszenicy, które również mogą być modelowane.

Konsekwencją tego faktu jest uznanie, że zmienność cen jako miara niepewności nie jest wielkością stałą, lecz ewoluuje w czasie. Stąd występowanie okresów charakteryzujących się wyższym ryzykiem i okresów, w których to ryzyko jest relatywnie niższe. Przejawia się to przez istnienie skupisk zmienności w szeregach czasowych, co określa się mianem heteroskedastyczności warunkowej (efektem ARCH).

Fakt występowania efektu ARCH oceniono wykorzystując test Engle'a ze statystyką daną wzorem 4. W tabeli 3 zawarto uzyskane wyniki. W przypadku większości krajów efekt ARCH został potwierdzony już dla opóźnienia pierwszego. Hipoteza zerowa (mówiąca o braku tego efektu) przy przyjęciu poziomu istotności $p=0,01$ nie została odrzucona jedynie w przypadku cen pszenicy na Węgrzech i Grecji. Przy czym tylko w przypadku cen węgierskich efekt ten otrzymuje się dla wszystkich analizowanych opóźnień. W przypadku Polski, Francji i Belgii efekt ten zanika przy większej liczbie opóźnień.

Tabela 3. Wyniki testu Engle'a dla szeregów czasowych cen pszenicy (reszt równania 3)

Table 3. Results of Engle test application for wheat prices series (residuals from equation 3)

Kraj	Zmienna / Statystyka							
	opóźnienie 1		opóźnienie 1-5		opóźnienie 1-10		Opóźnienie 1-25	
	LM _{ARCH}	wartość p	LM _{ARCH}	wartość p	LM _{ARCH}	wartość p	LM _{ARCH}	wartość p
UE	11,3535	0,0008	25,7988	0,0001	29,6922	0,0010	41,1172	0,0223
Belgia	8,8666	0,0029	16,1574	0,0064	21,4881	0,0179	27,6979	0,3219
Czechy	16,8214	0,0000	32,1189	0,0000	37,3223	0,0000	44,5049	0,0095
Niemcy	55,0177	0,0000	57,0154	0,0000	59,0285	0,0000	59,5878	0,0001
Grecja	3,1810	0,0745	37,6583	0,0000	41,1259	0,0000	42,8639	0,0145
Hiszpania	35,9102	0,0000	41,1290	0,0000	43,2610	0,0000	63,0816	0,0000
Francja	7,4077	0,0065	12,2832	0,0311	12,1687	0,2739	30,2646	0,2145
Włochy	68,0981	0,0000	76,7772	0,0000	77,1939	0,0000	75,4601	0,0000
Litwa	43,7875	0,0000	42,7032	0,0000	46,7000	0,0000	47,2464	0,0046
Węgry	2,3724	0,1235	4,2514	0,5138	5,0817	0,8857	16,3907	0,9027
Polska	29,4408	0,0000	15,4931	0,0085	19,6782	0,0324	25,4744	0,4361
Słowacja	10,1338	0,0015	19,5213	0,0015	39,9352	0,0000	48,5205	0,0032

Źródło: opracowanie własne.

Powyższe rozważania wskazują, że prawdopodobieństwo wystąpienia po dużej zmianie ceny pszenicy w UE kolejnych dużych zmian jest większe niż prawdopodobieństwo mniejszych zmian. Przy czym nie jest powiedziane, czy zmiany te będą odbywały się w tym samym kierunku. Wytypowanie tego efektu utwierdza nas w przekonaniu, że ceny pszenicy zmieniają się w sposób podobny jak ma to miejsce w przypadku typowych instrumentów finansowych.

Należy podkreślić, że badania prowadzone przez Borkowskiego i Krawiec [2009] oraz Figiela i Hamulczuka [2010] nie potwierdziły tego efektu w przypadku cen skupu pszenicy w Polsce. Przyczyną może być fakt, że ww. autorzy opierali się na danych miesięcznych, które poprzez fakt temporalnej agregacji „wygładzały” efekt ARCH.

Kolejnym krokiem w badaniach powinien być wybór modelu, który opisuje zachowania zmienności cen. Wstępnie przeprowadzone analizy wskazują, że w przypadku większości szeregów czasowych nie będzie to prosty model GARCH(1,1).

Podsumowanie

Zawarte w pracy wyniki obliczeń należy uznać za interesujące z kilku powodów. Przede wszystkim analizę przeprowadzono na danych tygodniowych. Zdecydowana większość analiz podobnego typu, wyniki których publikuje się w Polsce, przeprowadzana jest przy użyciu danych o miesięcznych poziomach cen. Istnieje duże prawdopodobieństwo, że dane miesięczne wskutek zwiększonej agregacji czasowej nie pozwalają wychwycić wielu istotnych mechanizmów kształtowania się cen rolnych.

Badania wskazują na występowanie różnic w charakterze zmienności średnich tygodniowych cen pszenicy w poszczególnych krajach UE. Przy czym istnieją grupy krajów (głównie sąsiadujących), w których wzorce zachowań cenowych są bardzo zbliżone. Miary zmienności cen wskazują na zróżnicowane ryzyko cenowe, na jakie narażeni są uczestnicy rynku w poszczególnych krajach. Wykazano jednocześnie istnienie ujemnej korelacji pomiędzy wielkością kraju (skalą uśredniania cen regionalnych) a obserwowaną zmiennością cen. Potwierdza to przypuszczenie o znaczącym wpływie agregacji przestrzennej danych na obserwowany poziom zmienności cen. Zjawisko to sprawia, że ryzyko cenowe odczuwane przez producentów działających na lokalnych rynkach pozostaje znacząco wyższe niż to jest oceniane na podstawie danych średnich dla kraju.

Za równie ważne uznać też należy wykazanie istnienia fluktuacji poziomu zmienności cen pszenicy na poszczególnych rynkach oraz związane z tym występowanie zjawiska heteroskedastyczności warunkowej. Oznacza to, że podmioty, których sytuacja finansowa uzależniona jest od poziomu cen pszenicy konsumpcyjnej, narażone są na ryzyko, którego wielkość zmienia się w czasie. Zatem miary przeciętne, oparte np. na odchyleniu standardowym, nie oddają w pełni faktu zmieniającego się w czasie stopnia niepewności, a także mogą zawyżać szacowane ryzyko cenowe.

Literatura

- Alexander C. [1996]: Risk Management and Analysis. John Wiley&Sons, Londyn.
- Andersen T.G., Bollerslev T., Diebold F.X. [2005]: Parametric and Nonparametric Volatility Measurement. [W:] Handbook of Financial Econometrics. L.P. Hansen i Y. Ait-Sahalia (red.). North-Holland, Amsterdam.
- Bollerslev T. [1986]: Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. Journal of Econometrics nr 31.
- Borkowski B., Krawiec M. [2009]: Ryzyko cenowe na rynku surowców rolnych. [W:] Zarządzanie ryzykiem cenowym a możliwości stabilizowania dochodów producentów rolnych – aspekty poznawcze i aplikacyjne. M. Hamulczuk i S. Stańko (red.). IERiGŻ-PIB, Warszawa.
- Dehn J. [2000]: Commodity price uncertainty in developing countries. Working Paper WPS/2000-10. Centre for the Study of African Economies.
- Doman M., Doman R. [2009]: Modelowanie zmienności i ryzyka. Wolters Kluwer, Kraków

- Engle R. [1982]: Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation. *Econometrica* nr 50.
- Figiel S., Hamulczuk M. [2010]: Measuring Price Risk in Commodity Markets. *Olsztyn Economic Journal* nr 5(2).
- Findley D.F., Monsell B.C., Bell W.R., Otto M.C., Chen B.C. [1998]: New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal Adjustment Program, U.S. Bureau of the Census.
- Hamulczuk M., Rembisz W. [2008]: Rynkowe uwarunkowania ryzyka cenowego i dochodowego. [W:] Zarządzanie ryzykiem cenowym a możliwości stabilizowania dochodów producentów rolnych – aspekty poznawcze i aplikacyjne. M. Hamulczuk i S. Stańko (red.). IERiGŻ-PIB, Warszawa.
- Idzik M. [2009]: Analiza struktury szeregów czasowych cen produktów rolnych,. [W:] Zarządzanie ryzykiem cenowym a możliwości stabilizowania dochodów producentów rolnych – aspekty poznawcze i aplikacyjne. M. Hamulczuk i S. Stańko (red.). IERiGŻ-PIB, Warszawa.
- Moledina A.A., Roe T.L., Shane M. [2003]: Measurement of commodity price volatility and the welfare consequences of eliminating volatility. Working Paper at the Economic Development Centre. University of Minnesota.
- Moschini G., Hennessy D.A. [2001]: Uncertainty, Risk Aversion, and Risk Management for Agricultural Producers. [W:] Handbook of Agricultural Economics. B. Gardner i G. Rausser (red.), t. 1. Elsevier Science B.V.
- Sobczyk M. [2007]: Statystyka. PWN, Warszawa.
- Tarczyński W. [2003]: Instrumenty pochodne na rynku kapitałowym. PWE, Warszawa.