

STOPIEŃ AGREGACJI PRZESTRZENNEJ A ZMIENNOŚĆ SZEREGÓW CZASOWYCH CEN SUROWCÓW ROLNYCH

Mariusz Hamulczuk

Katedra Ekonomiki Rolnictwa i Międzynarodowych Stosunków Gospodarczych,
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
e-mail: mariusz_hamulczuk@sggw.pl

Streszczenie: Ryzyko cenowe, na jakie narażeni są uczestnicy rynku wiąże się z niepewnością, co do poziomu i kierunku zmian otrzymywanych i płaconych. W celu empirycznego oszacowania ryzyka cenowego wykorzystuje się między innymi miary zmienności historycznej. Różnego rodzaju ograniczenia powodują, że w praktyce informacja rynkowa stanowiąca odniesienie dla zachowań uczestników rynku ograniczana jest do cen przeciętnych w kraju. Ceny takie nie zawsze odzwierciedlają lokalne uwarunkowania i poprzez sam proces agregacji mogą zaniżać szacowane ryzyko zmian cen. Celem niniejszego opracowania była odpowiedź na pytanie na ile agregacja przestrzenna danych zmienia charakterystyki szeregów czasowych, a tym samym wpływa na skalę i charakter obserwowanej zmienności. Interesujące było również zbadanie faktu występowania zmienności warunkowej w zależności od stopnia agregacji cen. Materiał badawczy stanowiły tygodniowe ceny pszenicy na poziomie kraju, województwa i rynku lokalnego (targowisko).

Słowa kluczowe: agregacja danych, zmienność cen, ceny surowców rolnych

WSTĘP

Zmienność cen surowców rolnych, obok zmienności cen nakładów, jest podstawowym źródłem ryzyka, z którym mają do czynienia uczestnicy rynku. Skutkiem niepewności co do przyszłego poziomu cen jest niepewność realizacji funkcją celu uczestników rynku. W przypadku producentów rolnych jest nią poziom osiągniętych przez nich dochodów [Rembisz 2007]. Funkcją celu inwestorów (w tym spekulantów) operujących na rynku pochodnych rolnych jest osiągnięcie jak największej stopy zwrotu przy najmniejszym poziomie ryzyka.

Przyjmuje się, że indywidualni uczestnicy rynku dokonujący fizycznej wymiany, jak i gracze giełdowi nie mają wpływu na ceny. O ich poziomie decyduje szeroko rozumiany rynek. Ryzyko wiąże się z faktem, że w krótkim okresie podmioty dokonujące fizycznej wymiany nie są w stanie skompensować spadku opłacalności poprzez działania proefektywnościowe. Wszelkiego rodzaju działania proefektywnościowe związane np. ze zmianami technologii zmniejszającymi koszty produkcji czy zmianami sposobu dystrybucji dają bowiem efekty po kilku latach od ich wprowadzenia. Uczestnicy rynku mogą natomiast dokonywać prób neutralizacji tego ryzyka (które ma charakter krótkookresowy) m.in. za pomocą towarowych instrumentów pochodnych [Rembisz 2007].

Niezależnie jaki rynek rozpatrujemy, ryzyko niezrealizowania funkcji celu indywidualnego uczestnika rynku jest pochodną niepewności co do kształtowania się przyszłych cen. Aby zarządzać skutecznie ryzykiem cenowym istnieje potrzeba badania zachowań cen. Jednym ze sposobów kwantyfikacji tej niepewności jest jej ocena na podstawie historycznej zmienności cen lub instrumentów. Sama zmienność ma charakter nieobserwowalny [Doman, Doman 2009, s 139] co wymusza poszukiwanie różnych koncepcji jej pomiaru. Istnieje wiele sposobów mierzenia zmienności cen: począwszy od najprostszych mierników zmienności bezwarunkowej zakończywszy na zastosowaniu bardziej wyrafinowanych metod analizy szeregów czasowych takich jak ARCH czy GARCH [Alexander 1996, Andersen i in. 2005, Bollerslev 1986, Moledina i in. 2003].

Celem opracowania jest odpowiedź na pytanie na ile agregacja przestrzenna danych zmienia charakterystyki szeregów czasowych, a tym samym wpływa na skalę i charakter obserwowanej zmienności. Ceny średnie w kraju, przyjmowane często jako podstawa szacowania zmienności, nie zawsze odzwierciedlają lokalne uwarunkowania a co za tym idzie poprzez sam proces agregacji mogą wpływać na szacunki ryzyka cenowego dokonywane na ich podstawie. Wyniki badań mają również pewne znaczenie praktyczne ponieważ mogą służyć implementacji różnych instrumentów polityki państwa, w tym wspierania tworzenia rynków instrumentów pochodnych, w odpowiedzi na występujące na rynku ryzyko cenowe.

DANE I ICH WŁAŚCIWOŚCI

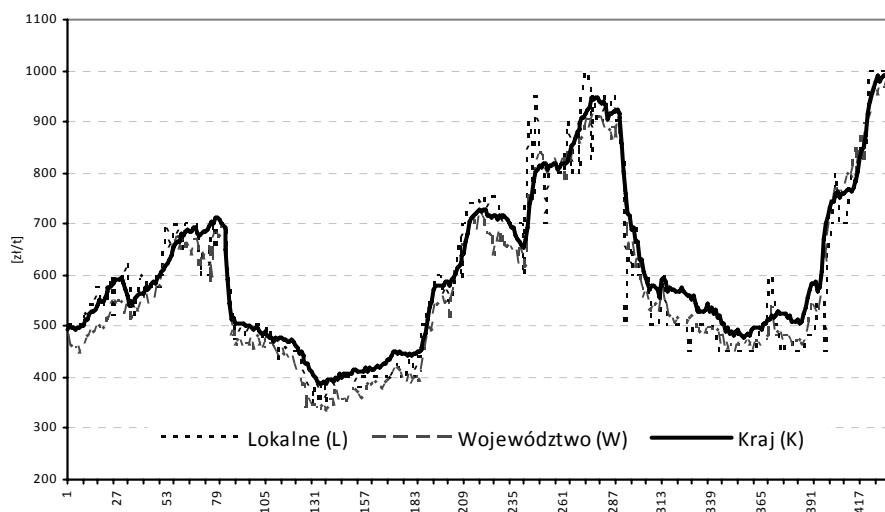
Materiał badawczy stanowią tygodniowe notowania targowiskowych cen pszenicy w Polsce z okresu od stycznia 2003 roku do kwietnia 2011 roku. Mimo, że obrót targowiskowy odgrywają coraz mniejszą rolę w obrocie towarami rolnymi to stanowią praktycznie jedyne źródło informacji o cenach lokalnych. Dzięki czemu możliwa jest realizacja postawionego celu badawczego.

Źródłem danych jest Zintegrowany System Rolniczej Informacji Rynkowej Ministerstwa Rolnictwa i Rozwoju Wsi. W związku z postawionym problemem badawczych analizowano ceny na trzech poziomach agregacji: ceny lokalne (targowisko Ryki, woj. Lubelskie – oznaczenie L), przeciętne ceny na poziomie

województwa (województwo Lubelskie – oznaczenie W) oraz przeciętne ceny w kraju (oznaczenie K). Powyższe szeregi czasowe liczyły po 435 obserwacji. W przypadku cen pochodzących z targowiska w Rykach występowały brakujące informacje, które uzupełniono za pomocą metody interpolacji liniowej

Szeregi czasowe ceny pszenicy przedstawiono na rysunku 1. Ogólnie obserwuje się niewielką wzrostową tendencję rozwojową, wokół której widoczne są średniokresowe zmiany o charakterze cyklicznych. Cykle towarowe typowe dla kształtowania się cen surowców rolnych zarówno w kraju jak i świecie stanowią główne źródło zmienności cenowej. Zauważyć można znaczną zgodność długookresowych zmian cen na tych rynkach. Potwierdzają ją wysokie wartości współczynników korelacji wzajemnej pomiędzy szeregami czasowymi analizowanych cen (0,97–0,99), które to współczynniki przyjmują najwyższe wartości dla opóźnienia zerowego.

Rysunek 1. Tygodniowe notowania cen targowiskowych pszenicy [zł/t] w okresie od stycznia 2003 do kwietnia 2011 roku



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych MRIRW

Analiza graficzna szeregów czasowych wskazuje, że mamy do czynienia z podobnymi charakterystykami cen. Średnie wartości szeregów czasowych zawierają się w przedziale od 580 (targowisko) do 611 zł/t (kraj). Zmienność cen ulega niewielkiemu zmniejszeniu wraz ze wzrostem stopnia agregacji danych. Potwierdzają to wartości odchylenia standardowego (ceny targowiskowe – 165 a ceny krajowe – 156) oraz współczynnika zmienności losowej (odpowiednio: 0,28 i 0,25).

W celu wstępnej analizy szeregów czasowych przeprowadzono ich dekompozycję na długookresowy trend (TC), wahania sezonowe i wahania

przypadkowe. Do oszacowania wskaźników wahań sezonowych wykorzystano klasyczną dekompozycję sezonową. Ogólnie wzorce wahań sezonowych szacowane na podstawie analizowanych szeregów czasowych cen są podobne do siebie. Zauważyć można natomiast, że wraz ze wzrostem agregacji danych mamy od czynienia z coraz większym wygładzeniem tego wzorca. Udział wariancji wynikającej z wahań sezonowych w całkowitej wariancji poszczególnych szeregów czasowych wynosi od 1,08% (woj. Lubelskie) do 1,57% (targowisko Ryki).

Następnie wykorzystując filtr Hodricka-Prescotta (dla lambda równej 435) oszacowano składnik długookresowy (TC) oraz wahania przypadkowe (I) jako wartość rezydualną. Udział wariancji wynikającej z wahań przypadkowych w całkowitej wariancji wyniósł odpowiednio: 3,93% (ceny targowiskowe), 1,47% (ceny na poziomie województw) i 0,96% (średnie ceny krajowe). Zatem wraz ze wzrostem stopnia agregacji szeregów obserwuje się wzrost znaczenia (udziału) zmienności średnio i długookresowej przy jednoczesnym spadku zmienności o charakterze krótkookresowym (sezonowości i wahań przypadkowe).

Tabela 1. Wyniki testu ADF dla badanych szeregów czasowych cen oraz ich pierwszych różnic (d₁)

Zmienna	Statystyka testu tau	Asymptotyczna wartość p	Decyzja
L	-1,5784	0,4937	
d ₁ L	-5,5665	0,0000	I(1)
W	-1,7647	0,3986	
d ₁ W	-4,2193	0,0006	I(1)
K	-0,8669	0,7992	
d ₁ K	-7,3395	0,0000	I(1)

Źródło: obliczenia własne

Analiza graficzna szeregów czasowych wskazuje na duże prawdopodobieństwo ich niestacjonarności. Wyniki zastosowania rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (ADF) z wyrazem wolnym [Charemza, Deadman 1997] postaci $\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$ dla szeregów czasowych cen i ich pierwszych różnic (d₁) przedstawiono w tabeli 1. Weryfikowano hipotezę zerową postaci $H_0: \alpha_1 = 0$ zakładającą istnienie pierwiastka jednostkowego. Dla poziomów cen hipoteza ta nie została odrzucona. Odrzucenie hipotezy zerowej dla pierwszych różnic pozwala uznać wszystkie szeregi czasowe cen targowiskowych za zintegrowane w stopniu pierwszym.

STOPY ZWROTU

Analizę zmienności cen surowców rolnych można przeprowadzić w sposób zbliżony do analiz instrumentów finansowych takich jak akcje czy obligacje mimo, że nie zawsze mamy do czynienia z ich wyceną w ramach rynków

zorganizowanych. Przyjęcie takiego podejścia implikuje sposoby oceny niepewności i ryzyka na tych rynkach. Ogólnie przyjętą podstawą oceny zmienności historycznej, a co za tym idzie ryzyka cenowego, są logarytmiczne stopy zwrotu r_t definiowane jako [Doman, Doman 2009]:

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

gdzie:

r_t – logarytmiczne stopy zwrotu w czasie t ,

Y_t, Y_{t-1} – cena instrumentu bazowego.

Na podstawie szeregów czasowych logarytmicznych stóp zwrotu targowiskowych cen pszenicy obliczono statystyki opisowe. Zawarto je w tabeli 2. Zasadnicze różnice między statystykami dla różnych stopni agregacji dotyczą charakterystyk opisujących dyspersję stóp zwrotu r_t . Wraz ze wzrostem agregacji szeregów czasowych (od cen lokalnych (L) do cen średnich krajowych (K)) zmniejszeniu ulega stopień ich zmienności. Rozstęp pomiędzy wartością maksymalną a minimalną w przypadku cen krajowych jest czterokrotnie mniejszy niż w przypadku cen lokalnych. Odchylenie standardowe stóp zwrotu cen lokalnych (targowisko w Rykach) jest ponad trzykrotnie wyższe od odchylenia standardowego stóp zwrotu średnich cen w kraju.

Tabela 2. Statystyki opisowe logarytmicznych stóp zwrotu (r_t) szeregów czasowych cen pszenicy

Statystyka \ Zmienna	Ceny lokalne (L)	Ceny wojewódzkie (W)	Ceny krajowe (K)
Średnia	0,0014	0,0016	0,0017
Mediana	0,0000	0,0026	0,0023
Odchylenie standardowe	0,0597	0,0346	0,0181
Minimum	-0,4700	-0,1276	-0,0943
Maksimum	0,3677	0,1607	0,1014
Rozstęp	0,8377	0,2884	0,1958
Kurtoza	13,4354	3,4865	5,9890
Skośność	-0,5366	0,1523	-0,5126
Statystyka testu χ^2	5543,99 (p<0,01)	75,8571 (p<0,01)	100,42 (p<0,01)
Statystyka W Shapiro-Wilka	0,8081 (p<0,01)	0,9516 (p<0,01)	0,9361 (p<0,01)

Źródło: obliczenia własne

Odchylenie standardowe logarytmicznych stóp zwrotu obliczone w tabeli 2 stanowić może podstawę oszacowania zmienności cen w dłuższym okresie. Odchylenie standardowe stóp zwrotu w horyzoncie inwestowania T jest liczone wg wzoru [Tarczyński 2003]:

$$\sigma_T = \sqrt{\frac{1}{n-1} \cdot \sum_{t=1}^n (r_t - \bar{r})^2} \cdot \sqrt{T} \quad (2)$$

gdzie:

σ_T – odchylenie standardowe w horyzoncie inwestowania,

- n – liczba obserwacji,
 \bar{r} – średnia arytmetyczna stóp zwrotu r_t ,
 T – horyzont inwestowania.

Jeżeli przyjmiemy roczny horyzont prognozowania ($T=52$), co ma charakter typowy dla produkcji rolnej, uzyskuje się dosyć zróżnicowane wielkości ryzyka związanego z potencjalnym zakresem zmienności cen w tym okresie. Oczywiście jest ono pochodną zmienności obserwowanej w skali tygodniowej. W przypadku cen lokalnych wartość σ_T wynosi 0,43 co wskazuje, że oczekuje się 43% zmian cen w ciągu jednego roku. Oczekiwane zmiany cen wojewódzkich i cen krajowych w ciągu 52 tygodni wynoszą odpowiednio: 25 i 13%.

W świetle przedstawionych wyżej obliczeń można postawić zasadnicze pytanie, zmienność których cen w lepszym stopniu odzwierciedla niepewność związaną z poziomem przyszłych cen. Zapewne jest to charakterystyka bliższa rynkowi lokalnemu na którym przychodzi dokonywać wymiany indywidualnemu uczestnikowi rynku. Za takim stwierdzeniem obok merytorycznych względów przemawia porównanie obliczonych odchyłeń standardowych z wartością przeciętnej zmiany cen pszenicy (poziomów) jaka miała miejsce w ciągu jednego roku (bez względu na znak). Średnia zmiana cen zbóż w horyzoncie 52 tygodni w analizowanym okresie wynosiła od 32% (ceny krajowe) do 37% (ceny wojewódzkie). Z drugiej jednak strony rynki lokalne (targowiska) są mało płynne co przyczynia się do podwyższenia zmienności cen tam notowanych.

Normalność rozkładu szeregów czasowych stóp zwrotu należy do najczęściej badanych własności stóp zwrotu. Jest to istotne z formalnego punktu widzenia ponieważ przyjmując określone modele wyceny czy szacowania ryzyka opieramy się na pewnych założeniach co do rozkładu analizowanej zmiennej. Bardzo często jest to założenie o normalnym rozkładzie. Niespełnienie tego założenia podważa wnioski wyciągane na podstawie stosowanego modelu. W niniejszym opracowaniu wykorzystano testy chi-kwadrat (statystyka χ^2) oraz Shapiro-Wilka (statystyka W). Statystyki testowe zawarto w tabeli 2.

Wyniki badania normalności nie potwierdzają tej własności logarytmicznych stóp zwrotu. Przyjmując poziom istotności $\alpha=0,01$ odrzucamy hipotezę zerową o normalności rozkładu stóp zwrotu wszystkich szeregów czasowych. Wysokie wartości współczynnika kurtozy oznaczają wysokie prawdopodobieństwo występowania obserwacji ekstremalnych. Jest to również właściwość obserwowana w finansowych szeregach czasowych. Tym samym oznaczać to, że zmienność cen szacowana wg formuły 2 może być zawyżona.

ZMIENNOŚĆ WARUNKOWA

Leptokurtyczny charakter rozkładów stóp zwrotu analizowanych cen surowców rolnych oznacza większe niż w rozkładzie normalnym prawdopodobieństwo występowania obserwacji odstających. Brak normalności

rozkładów stóp zwrotu sugeruje również możliwość wystąpienia nieliniowych zależności w szeregach czasowych. Wynika z tego podstawa testowania modeli opisujących grube ogony, np. modeli ARCH. Modele takie stosowane są do badania zmienności warunkowej wariancji stóp zwrotu instrumentów finansowych, tzn. takich w których wariancje mają tendencję do skupiania się w grupy.

W celu weryfikacji tego przypuszczenia zastosowano dwustopniową procedurę modelowania. W pierwszym kroku oszacowano modele typu ARMAX dla logarytmicznych stóp zwrotu. Dodatkowymi zmiennymi (X) były zmienne zerojedynkowe dla efektów sezonowych. Zatem postać modelu była następująca [Doman, 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 – stopy zwrotu,

$\phi_0, \delta_i, \phi_i, \theta_i$ – parametry strukturalne

$x_{i,t}$ – dodatkowe zmienne objaśniające, w naszym przypadku dychotomiczne zmienne sezonowe,

e_t – składnik resztowy.

Wybierając modele posiłkowano się wykresami ACF i PACF oraz wartościami kryteriów informacyjnych Akaike'a i Hannana-Quinna. Przedstawione w tabeli 3 oszacowania parametrów są statystycznie istotne. W tabeli pominięto parametry składnika deterministycznego.

Z ekonomicznego punktu widzenia szacowanie zmienności bezpośrednio w oparciu o szeregi czasowe poziomów cen lub też stóp zwrotu budzi pewne zastrzeżenia. Szacunki zmienności, a co za tym idzie ryzyko cenowe mogą być zawyżone. Jak wskazują różni autorzy, racjonalnym jest rozumowanie, że uczestnicy rynku potrafią rozróżnić regularny charakter zmian związany z elementami deterministycznymi takimi jak trend i wahania cykliczne czy sezonowość. Na tej podstawie generują oni probabilistyczną ocenę kształtowania się cen w przyszłości. W podejściu tym rozróżnia się przewidywalny i nieprzewidywalny (stochastyczny) komponent zmienności szeregów czasowych. W związku z czym ten pierwszy składnik zmienności cen nie powinien być brany pod uwagę w ocenie stopnia ryzyka, a uwzględniany powinien być jedynie jej stochastyczny komponent.

Zmienność stochastyczna może być traktowana jako odzwierciedlenie ryzyka cenowego, z którym mają do czynienia uczestnicy rynku. Stochastycznym komponentem są wówczas reszty modeli ARMAX (wg wzoru 3) wyjaśniających zależności liniowe. Porównując zamieszczone w tabeli 2 i 3 wielkości odchyłeń standardowych zauważyć możemy, że modele liniowe w niewielkim stopniu wyjaśniają zachowanie stóp zwrotu cen.

Tabela 3. Oszacowania liniowych modeli ARMAX dla logarytmicznych stóp zwrotu (r_t) szeregów czasowych cen pszenicy oraz ich statystyki

Statystyka \ Zmienna	Ceny lokalne (L)	Ceny wojewódzkie (W)	Ceny krajowe (K)
const	0,0511	0,0047	0,0114
phi_1	-0,2600	-0,1427	0,3112
phi_2	-0,1637	0,1085	0,3386
phi_3	-	0,1556	-
phi_4	-	0,2149	-
Odch.stand. reszt	0,0541	0,0310	0,0143
Kryterium Akaike'a	-1189,45	-1669,73	-2347,70
Kryterium Hannana-Quinna	-1101,03	-1578,09	-2259,27
Statystyka testu χ^2 reszt	472,68 (p<0,01)	142,97 (p<0,01)	102,31 (p<0,01)

* uwaga: w tabeli pominięto oszacowania parametrów sezonowych, wszystkie parametry phi są statystycznie istotne

Źródło: obliczenia własne

Wykorzystując statystykę daną wzorem 2 możemy oszacować odchylenie standardowe logarytmicznych zmian cen w rocznym horyzoncie na podstawie reszt modeli ARMAX (tabela 3). Uzyskane wielkości (w przeliczeniu na procenty wynoszą) w przypadku cen lokalnych 39,0%, cen wojewódzkich 22,3% a cen krajowych 10,3%. Są to wielkości niższe o 3-4pp. od tych dla których podstawą są stopy zwrotu.

Reszty wszystkich modeli ARMAX odbiegają od rozkładu normalnego. Świadczą o tym wielkości statystyk testu χ^2 zamieszczone w tabeli 3. Hipotezy zerowe o normalnym rozkładzie reszt zostały odrzucone na poziomie istotności $p=0,01$ w przypadku wszystkich modeli.

Kolejnym etapem było testowanie występowania efektu ARCH na podstawie reszt modeli ARMAX. Wykorzystano w tym celu test ARCH-LM Engle'a. Oparto się na regresji postaci [Engel 1982, Doman, Doman 2009]:

$$e_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i e_{t-i}^2 + u_t \quad (4)$$

gdzie:

α_0, α_i – parametry modelu,

e_t^2 – reszty modelu danego wzorem 3,

u_t – składnik losowy.

Współczynnik determinacji oszacowany na podstawie powyższego równania stanowił podstawę statystyki testowej ARCH-LM Engle'a:

$$LM = nR^2, \quad (5)$$

gdzie: n – liczba obserwacji, R^2 – współczynnik determinacji modelu opisanego wzorem 4.

Wyniki testu Engle'a dla reszt logarytmicznych stóp zwrotu (tab. 4) wskazują, że mamy do czynienia z występowaniem efektu ARCH w przypadku wszystkich szeregów czasowych. Oznacza to, że zmienność w jednym okresie zależy od zmienności w okresach poprzednich. Zauważyć można, że wraz ze wzrostem agregacji szeregów czasowych efekt grupowania zmienności jest coraz silniejszy. Hipoteza zerowa zakładająca brak heteroskedastycznej autoregresji warunkowej (dla $p=0,05$) została odrzucona tylko dla pierwszego opóźnienia szeregów czasowych reszt modeli logarytmicznych stóp zwrotu cen lokalnych. W przypadku analogicznych modeli cen wojewódzkich i przeciętnych cen krajowych efekt ARCH był również widoczny dla wyższych opóźnień.

Tabela 4. Wyniki testu Engle'a dla szeregów czasowych reszt modeli logarytmicznych stóp zwrotu (r_t) cen pszenicy (por. tab. 3)

Nazwa	Stopień q	Ceny lokalne (L)	Ceny wojewódzkie (W)	Ceny krajowe (K)
LM_{ARCH}	1	5,42	21,20	73,53
P - value		0,02	0,00	0,00
LM_{ARCH}	1-3	5,51	21,80	75,75
P - value		0,14	0,00	0,00
LM_{ARCH}	1-5	6,42	22,80	79,70
P - value		0,27	0,00	0,00
LM_{ARCH}	1-10	7,82	23,78	81,65
P - value		0,65	0,01	0,00
LM_{ARCH}	1-20	12,73	25,94	83,31
P - value		0,89	0,17	0,00

Źródło: obliczenia własne

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 badania wskazują, że w przypadku analizowanych tutaj szeregów czasowych cen pszenicy nie będzie to prosty model GARCH(1,1) opierający się na normalnym rozkładzie. Należy przeanalizować inne modele i inne rozkłady w celu poprawnego opisu zachowań zmienności cen.

PODSUMOWANIE

Przeprowadzone badania wskazują, że parametry zmienności targowiskowych cen pszenicy w Polsce zależą od stopnia agregacji przestrzennej analizowanych szeregów czasowych. Wraz ze wzrostem agregacji (przechodzenie od cen lokalnych do cen średnich krajowych) znacznie maleje zmienność bezwarunkowa. Oznacza to, że przyjmowanie przeciętnych cen krajowych i na ich podstawie formułowanie wniosków na temat ryzyka cenowego może prowadzić do jego zaniżenia. Najbliższe rzeczywistym zmianom cen w zakładanym horyzoncie czasowym są oszacowania zmienności dokonywane na podstawie logarytmicznych stóp zwrotu cen lokalnych. Co ciekawe, bardzo proste mierniki zmienności cen w postaci średniej zmiany poziomu cen w danym horyzoncie prognozowania (inwestowania) nie reagują w znaczący sposób na fakt agregacji przestrzennej.

Szeregi czasowe targowiskowych cen pszenicy na wszystkich analizowanych poziomach agregacji (od cen lokalnych do cen średnich krajowych) charakteryzują się zmiennością warunkową. Niemożność wykrycia tego efektu w niektórych badaniach wynika faktu, że były one oparte na danych miesięcznych, a więc bardziej zagregowanych temporalnie. Zatem podmioty, których sytuacja finansowa uzależniona jest od poziomu cen surowców sprzedawanych (producenci rolni) czy kupowanych (przetwórcy), narażone są ryzyko, którego wielkość zmienia się w czasie. Stąd miary przeciętne oparte np. na odchyleniu standardowym nie oddają w pełni faktu zmieniającego się w czasie stopnia niepewności.

Efekt grupowania zmienności w przypadku cen lokalnych jest niewielki (na granicy istotności statystycznej) ale uwidacznia się coraz wyraźniej wraz ze wzrostem agregacji szeregów czasowych. Wskazywać to może, że agregacja przestrzenna danych wpływać może na takie właściwości szeregów czasowych. Jest to odwrotny kierunek wpływu niż agregacji temporalnej. W tym drugim przypadku wraz ze wzrostem agregacji obserwuje się zanikanie efektu ARCH.

BIBLIOGRAFIA

- Alexander C. (1996) Risk Management and Analysis, John Wiley&Sons, London.
- Andersen T.G., Bollerslev T., and Diebold F.X. (2005) Parametric and Nonparametric Volatility Measurement, W: L.P. Hansen and Y. Ait-Sahalia (eds.), Handbook of Financial Econometrics, Vol 1, Amsterdam, North-Holland.
- Bollerslev T. (1986) Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, Journal of Econometrics nr 31, str. 307-327.
- Borkowski B., Krawiec M. (2009) Ryzyko cenowe na rynku surowców rolnych, W: Hamulczuk M., Stańko S. (eds.), Zarządzanie ryzykiem cenowym a możliwości stabilizowania dochodów producentów rolnych – aspekty poznawcze i aplikacyjne. IERiGŻ-PIB, Warszawa, str. 47-81.
- Charemza W.W., Deadman D.F (1997) Nowa Ekonometria. PWE. Warszawa.

- 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, str. 987-1007.
- Figiel S., Hamulczuk M. (2010) Measuring Price Risk in Commodity Markets, *Olsztyn Economic Journal*, 2010, 5(2), UWM Olsztyn, str. 380-394.
- 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: Gardner B. and Rausser G. (eds.) *Handbook of Agricultural Economics*, Volume 1, Elsevier Science B.V., str. 87-153.
- Rembisz W. (2007) Mikroekonomiczne podstawy wzrostu dochodów producentów rolnych, VIZJA PRESS & IT, Warszawa.
- Tarczyński W. (2003) Instrumenty pochodne na rynku kapitałowym, PWE, Warszawa.

SPACE AGREGATION AND VOLATILITY OF AGRICULTURAL COMMODITY TIME SERIES PRICES

Abstract: Price risk on the spot market is directly connected with uncertainty about change of prices paid and received by market participants. It means that the risk level is a function of the volatility of the level and relation of those prices. To assess price risk a historical price volatility measures are used among the others. Thus is needed to take into account that the risk level is associated with the local conditions. This implies an analysis of the local prices volatility. Series of average country prices which very often constitute a reference for market agents not always reveal a local circumstances. Therefore spatial aggregation of data can lead to underestimation of the risk level. The aim of the paper was to estimate the effect of spatial aggregation of agricultural prices series on their volatility. It was reasonable also to investigate an existence of conditional volatility in the series for different aggregation levels. Weakly market prices of wheat for country, voivodeship and local market level were used as an empirical material.

Key words: data aggregation, price volatility, agricultural commodity prices