

Gabriela Malik

Wyższa Szkoła Ekonomii i Informatyki w Krakowie

IDENTYFIKACJA SPEKULACJI NA RYNKACH TERMINOWYCH TOWARÓW ROLNYCH

Streszczenie: Celem artykułu jest zbadanie występowania i zidentyfikowanie rodzaju spekulacji na rynku produktów rolnych notowanych na giełdzie towarowej w Chicago. Cel ten został osiągnięty przez wyznaczenie jednokrokowych prognoz miesięcznych stóp zwrotu cen kontraktów futures, których termin wygaśnięcia był najkrótszy, a następnie zbadanie tendencji szeregu jednokrokowych błędów prognoz. Prognozy, o których mowa wyżej, zostały wyznaczone na podstawie modelu ARIMA, którego najlepszą parametryzację wybrano na podstawie wartości kryterium informacyjnego AIC. W celu zbadania tendencji jednokrokowych błędów prognoz wykorzystano model trendu liniowego estymowany w podokresach. Wyznaczono również prognozę kierunku spekulacji na rynku terminowym produktów rolnych na trzy kolejne lata, poza próbę badawczą, przy użyciu modelu ARIMA.

Słowa kluczowe: spekulacje na rynkach finansowych, rynek terminowy towarów rolnych, analiza szeregów czasowych, model ARIMA, jednokrokowe błędy prognoz.

1. Wstęp

Spekulacje na rynkach terminowych lub – ujmując sprawę szerzej – na rynkach finansowych w ogólności występują praktycznie od chwili wyłonienia się tychże rynków w gospodarce wolnorynkowej. Główną przyczyną spekulacji jest oczywiście przeświadczenie, że mogą one wygenerować znaczące zyski dla inwestora/spekulanta, który się ich dopuszcza. Pogłębiając rozziw pomiędzy cenami transakcyjnymi a rzeczywistą wartością przedmiotu transakcji, należy stwierdzić, że spekulacje są niebezpieczne dla każdego rynku. Jednak ich konsekwencje nie są naznaczone tak wyraźnym piętnem tragedii w kategoriach humanitarnych co w przypadku rynków produktów rolnych. Wystarczy uświadomić sobie, że przeciętnie wyższe na skutek spekulacji ceny, np. pszenicy, mogą przyczynić się do zaognienia problemu niedożywienia i głodu na świecie.

W ciągu dziesięcioleci funkcjonowania rynków finansowych na świecie problem spekulacji doczekał się licznych dywagacji w literaturze przedmiotu. Dość wcześnie, bo już w latach trzydziestych, J.E. Wilford [1934] poruszał zagadnienie

spekulacji w kontekście płynności aktywów bankowych. J.B. Williams [1936] z kolei omawiał spekulacje podaży i popytu, ze szczególnym uwzględnieniem wpływu spekulacji na konsumpcję.

Wraz ze wzrostem stopnia skomplikowania transakcji zawieranych na rynkach finansowych oraz rozwojem metodologii badawczej w literaturze przedmiotu pojawiły się próby uchwycenia problemu spekulacji za pomocą metod statystycznych i ekonometrycznych. Na szczególną uwagę zasługuje w tym kontekście praca J. Glaubera i in. [1987], którzy używając stochastycznej metody symulacyjnej, badali wpływ zapasów produktów rolnych na wielkość zbiorów i ceny. Z kolei obserwacja, że producenci nie są w stanie ponieść kosztów nietrafionych inwestycji w nieskończoność, pozwoliła Z. Zhou [1998] na sformułowanie modelu analizy rynku produktów uwzględniającego efekty zabezpieczenia pozycji przy ograniczeniach płynności, roli spekulacji w procesie alokacji ryzyka i wpływu subsydiów rządowych na zachowanie konsumentów i cen. Natomiast G. Hall i J. Rust [2001], których przedmiotem zainteresowania był rynek stali, sformułowali teoretyczny model oparty na dyskretnym procesie stochastycznym, zależny od prawdopodobieństwa wyniku oraz historii procesu. Przyjmując założenie, że handel na rynku stali jest przykładem realizacji optymalnej strategii inwestycyjnej, która maksymalizuje oczekiwany zysk z inwestycji, autorzy przedstawili metodę estymacji zaproponowanego modelu, parametryczną metodę największej wiarygodności przy niepełnej informacji. Interesująca jest również praca G. Hall i J. Rust [2007], w której autorzy zaproponowali model spekulacji na rynku produktów oraz dostarczyli argumentów potwierdzających istnienie optymalnej strategii inwestycyjnej w rozważanych warunkach.

Spekulacjami na rynkach ropy naftowej zajmowali się z kolei J.E. Parsons [2010] oraz B. Fattouh i in. [2012]. Głównym wnioskiem przebijającym z obu prac jest poparte dowodami empirycznymi stwierdzenie, że spekulacje nie mogą uchodzić za główną przyczynę zmian cen ropy naftowej w latach 2003-2008. Zauważalny jest wpływ czynników fundamentalnych na pary cen terminowych i spot. Natomiast zainteresowanie D.J. Hayesca i in. [2011], jakkolwiek również dotyczyło ropy naftowej, koncentrowało się na zależności pomiędzy zmiennością rynku a cenami. Autorzy, stosując stochastyczny model zmienności, wykorzystują jako metodę estymacji podejście bayesowskie i stwierdzają, że wybuchy zmienności na rynku ropy naftowej przenoszą się na rynki kukurydzy i pszenicy.

Rolą działań podejmowanych przez fundusze indeksowe na rynku produktów, szczególnie ich wpływem na tworzenie warunków sprzyjających spekulacjom, zajmowali się S.H. Irwin i in. [2009]. Nie znajdują oni jednak przekonujących dowodów empirycznych na poparcie tezy, że instytucje te przyczyniają się w znaczący sposób do zjawiska spekulacji na rynkach. Podobnie S.H. Irwin i D.R. Sanders [2010] znajdują jedynie znikome dowody wpływu funduszy indeksowych na stan rynków terminowych produktów, w tym powiązań między rynkami produktów rolnych w kontekście polityki regulowania działalności funduszy. Zjawisko spekulacji na rynkach produktów rolnych oraz metali badał również Ch.L. Gilbert [2009]. Zaprezentowane

wyniki empiryczne pozwalają stwierdzić jedynie bardzo umiarkowany wpływ działalności funduszy indeksowych na powstawanie bąbli spekulacyjnych.

Celem niniejszego artykułu jest zbadanie występowania spekulacji na rynku terminowym produktów rolnych notowanych na giełdzie towarowej w Chicago. Badaniu poddane zostały kukurydza, soja oraz pszenica, ze względu zarówno na ich wyjątkowe znaczenie dla obrotów na rynku terminowym, jak i fakt, że stanowią one podstawę diety w procesie chowu zwierząt gospodarskich w USA i na świecie. Szczególną uwagę poświęcono problemowi rozróżniania rodzaju spekulacji zaobserwowanej w przypadku każdego z analizowanych produktów, stosując zaproponowany w literaturze przedmiotu podział na spekulacje stabilizujące rynek i spekulacje destabilizujące. Cel artykułu został zrealizowany przez estymację modelu ARIMA, za którego pomocą prognozowano następnie szeregi cen analizowanych produktów oraz badano tendencje występujące w szeregach jednokrokowych błędów prognoz. Na koniec wyznaczono prognozę tendencji spekulacji analizowanych rynków dla trzech kolejnych lat poza próbę badawczą.

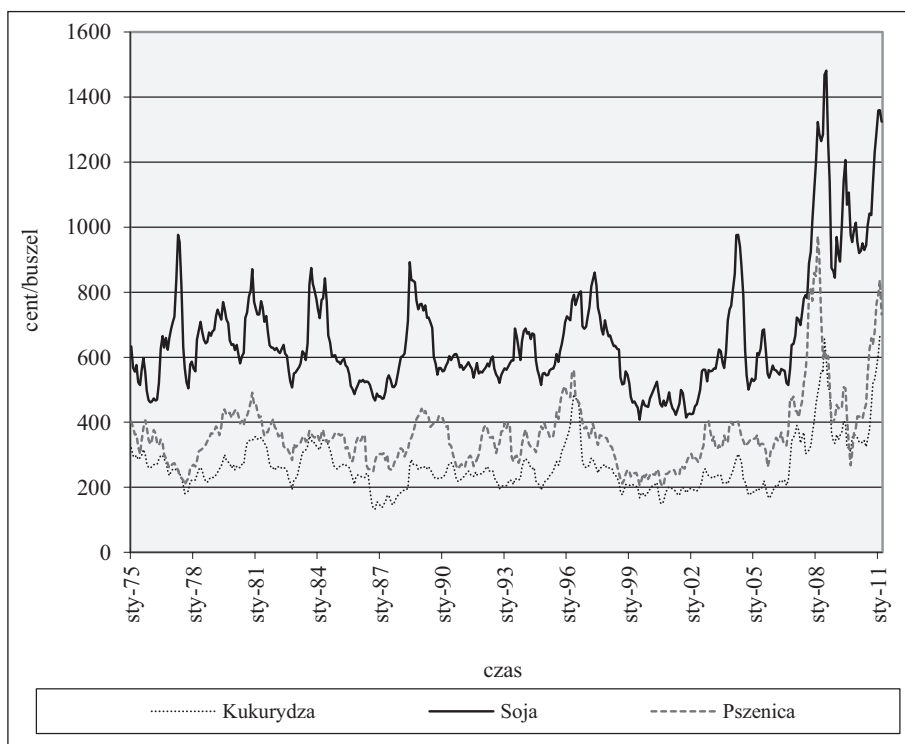
2. Opis próby badawczej

Próbie badawczą stanowiły miesięczne notowania nominalnych cen trzech produktów rolnych, mianowicie kukurydzy, soi oraz pszenicy, notowanych na giełdzie towarowej w Chicago. Dobór produktów uwzględniał znaczenie dla obrotów na rynku terminowym, jak również dostępność odpowiednio długich szeregów czasowych. Dane pochodziły z okresu od stycznia 1975 r. do marca roku 2011. Szeregi empiryczne zostały sprawdzone pod względem ewentualnych nieciągłości i błędów. Nie stosowano żadnych metod korygowania lub uzupełniania danych empirycznych, aby zminimalizować wpływ arbitralnych ingerencji na otrzymane wyniki. Po zregulowaniu z dziennych notowań do podokresów miesięcznych pojedynczy szereg liczył przeciętnie ponad 430 obserwacji.

Rysunek 1 prezentuje miesięczne przeciętne ceny badanych produktów rolnych w całym analizowanym okresie, wyrażone w centach za buszel. Można zauważyć, że w połowie 2008 r. nastąpił wyraźny wzrost cen, szczególnie soi, ale podobnie zachowywały się zarówno kukurydza, jak i pszenica. Szerzej zajmiemy się tym zjawiskiem w punkcie 4 poświęconym opracowaniu wyników empirycznych, ale wstępnie możemy zdiagnozować, że główną przyczyną wzrostu cen produktów rolnych w połowie 2008 r. był ujawniający się już kryzys finansowy w USA.

Aby dokładniej przyjrzeć się danym empirycznym w tab. 1, zaprezentowano podstawowe statystyki opisowe dla szeregów cen badanych produktów rolnych. Ostatnie dwa wiersze tabeli zawierają wyniki testowania normalności przy użyciu testów Shapiro-Wilka oraz Jarque'a-Bera.

Analizując wyniki zamieszczone w tab. 1, widzimy, że produktem rolnym, który osiąga najwyższe ceny mierzone w centach za buszel, jest soja. Jednocześnie obserwując wartości odchylenia standardowego, możemy dojść do wniosku, że ceny soi



Rys. 1. Miesięczne zmiany ceny produktów rolnych notowanych na giełdzie towarowej w Chicago w okresie styczeń 1975-marzec 2011 r.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1. Statystyki opisowe i wyniki testów normalności szeregów cen produktów rolnych

	Kukurydza	Soja	Pszenica
Minimum	133,000	407,800	203,900
Kwartyl 1	214,900	547,400	299,800
Mediana	252,300	608,700	350,100
Średnia	265,300	661,100	364,100
Kwartyl 3	290,500	726,000	397,700
Maksimum	665,400	1481,400	972,200
Odch. standardowe	82,470	185,710	110,380
Wsp. zmienności	31,1%	28,1%	30,3%
Test Shapiro-Wilka*	0,849 (0,000)	0,846 (0,000)	0,812 (0,000)
Test Jarque'a-Bera* ($\times 10^{-3}$)	0,755 (0,000)	0,451 (0,000)	1,328 (0,000)

* W nawiasach okrągłych podano wartości prawdopodobieństwa krytycznego (p -value).

Źródło: opracowanie własne.

najbardziej odchylają się od wartości średniej, co wskazuje na ich większe zróżnicowanie niż w przypadku cen pozostałych produktów rolnych. Z kolei wartość współczynnika zmienności pokazuje nam sytuację odwrotną, czyli że ceny soi charakteryzują się najmniejszą zmiennością. Jednak w porównaniu z pozostałymi badanymi produktami rolnymi różnica jest niewielka i sięga 2%, co pozwala nam stwierdzić, że odchylenie standardowe będzie dla autora lepszą miarą w toku dalszego badania. Wszystkie z badanych szeregów wykazywały cechy istotnie odbiegające od normalności, co znalazło odzwierciedlenie w odrzuceniu hipotez zerowych w wypadku obu wykorzystywanych testów normalności, przy bardzo rygorystycznym poziomie istotności.

3. Metodologia badań

Nie istnieją żadne wyraźne wytyczne dotyczące metodologii badania spekulacji. Według S. Kohlhagen [1979] spekulacja stabilizująca lub destabilizująca może być zidentyfikowana na podstawie porównania wariancji reszt wyestymowanej zmiennej endogenicznej i wariancji rzeczywistego szeregu danych. W przypadku, gdy wariancja reszt jest większa niż wariancja obserwowanego szeregu empirycznego, należy skonkludować, że mamy do czynienia ze spekulacją stabilizującą. W przeciwnym wypadku obserwujemy przypadek spekulacji destabilizującej.

Nie ma również żadnego bezpośredniego związku przyczynowego pomiędzy zmiennością a spekulacją. Jednak, jak wykazał Kohlhagen [1979] (zob. też [Beinsen, Gurgul 2002]), istnieją istotne korelacje. Mianowicie pozytywne lub negatywne informacje ekonomiczne są podstawowym źródłem zmienności i powodem aktywności spekulacyjnej na rynku terminowym. W przypadku dużej zmienności oczekiwane zyski są z reguły wyższe niż zwykle (gdy zmienność cen jest umiarkowana). Okoliczność ta może być bezpośrednim powodem spekulacji. Dobrze znanym zjawiskiem w literaturze (por. badania prowadzone przez B. Wei, Y. Hu i W. Fung [1998], C.A. Molina [2005], M.T. Billetta, D.T. King i D.C. Mauera [2007]) jest fakt, że negatywne wiadomości mają większy wpływ na wahania rynku niż wiadomości pozytywne, które stabilizują kursy (redukuja wariancję). Ponieważ ani aktywność spekulacyjna, ani zmienność rynku (pomimo że można ją mierzyć odpowiednimi metodami) nie mogą być obserwowane bezpośrednio, zakładamy, podobnie jak czyni to Kohlhagen [1979], że spekulacja destabilizująca prowadzi do wzrostu odchylenia standardowego jednokrokowych prognoz cen produktów rolnych. Z kolei spekulacja stabilizująca powoduje obniżenie odchylenia standardowego jednokrokowych prognoz.

Szeregi cen instrumentów finansowych należą najczęściej do grupy procesów niestacjonarnych, których stopień integracji nie przekracza jednak jedności. Zazwyczaj też występuje autokorelacja, choć szybko zanikająca dla wyższych opóźnień (zob. [Brzeszczyński, Kelm 2002; Weron 1999]). Aby uwzględnić zarówno niestacjonarność, jak i możliwą autokorelację badanych szeregów, wykorzystano model

ARIMA (zob. [Box, Jenkins 1983]), który jest odpowiedni dla szeregów o pewnym skończonym i całkowitym stopniu integracji d oraz strukturze zależności zawierającej, obok parametrów autoregresyjnych, również parametry średniej ruchomej błędów. Ogólnie postać modelu ARIMA wyraża się wzorem:

$$\left(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i L^i\right) (1-L)^d y_t = \left(1 - \sum_{i=0}^q \theta_i L^i\right) \varepsilon_t, \quad (1)$$

gdzie L oznacza operator opóźnienia.

Na podstawie modelu ARIMA można prognozować przyszłe wartości procesu na podstawie minionych, historycznych obserwacji. Estymację modelu ARIMA powinno poprzedzać wyznaczenie stopnia integracji szeregu d oraz identyfikacja właściwej postaci modelu, tzn. określenie liczby parametrów autoregresyjnych (p) i średniej ruchomej (q). Dla zbadania stopnia integracji szeregów cen rozważanych produktów rolnych wykorzystano uogólniony test DF (por. badania prowadzone przez W.W. Charemza i D.F. Deadmana [1997], D.A. Dickeya i W.A. Fullera [1979; 1981]). Liczba opóźnień w teście została dobrana w sposób empiryczny, tzn. testowanie rozpoczęto od maksymalnego opóźnienia, a następnie w kolejnej rundzie testu opóźnienie zmniejszano o jeden, aż do odrzucenia hipotezy zerowej o istnieniu pierwiastka jednostkowego. Z kolei wybór konkretnej parametryzacji modelu przebiegał dwuetapowo. Ogląd przebiegu funkcji autokorelacji i funkcji autokorelacji cząstkowej dostarczył ogólnych wskazówek co do liczby parametrów autoregresyjnych i średniej ruchomej (zob. [Gurgul, Majdosz 2003]). Ostatecznym sprawdzianem była wartość kryterium informacyjnego AIC.

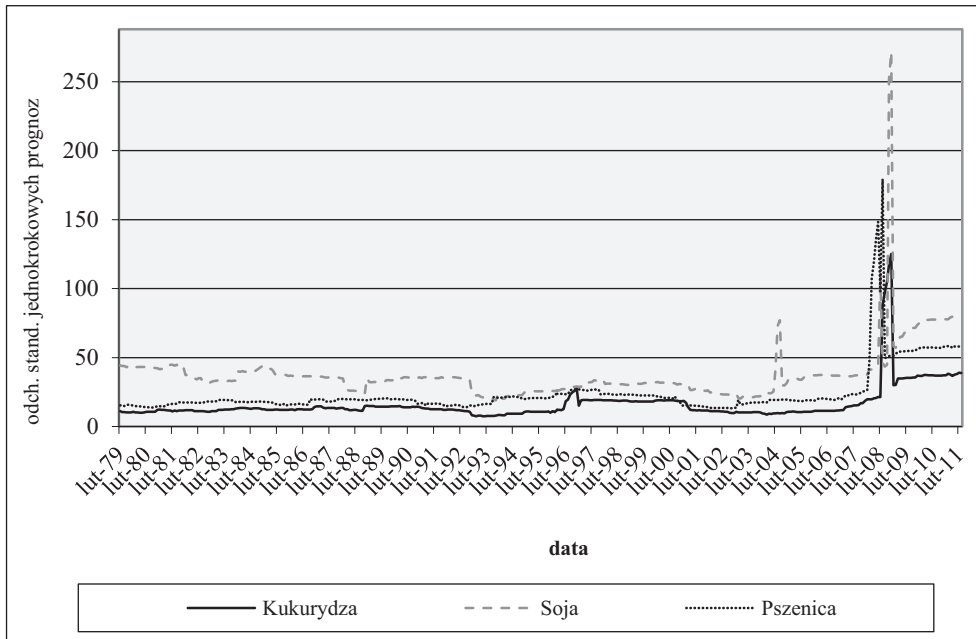
Procedurę wykonano kolejno dla każdego kroku prognozy. Stałe okno złożone z 50 obserwacji przeciętnych miesięcznych cen dla danego produktu, którego początek przypadał na styczeń 1975 r., było wykorzystywane do tworzenia jednomiesięcznej prognozy i jej odchylenia standardowego dla lutego 1979 r. za pomocą modelu (1). Następnie okno było przesuwane o jeden miesiąc, aby na podstawie kolejnych 50 obserwacji uzyskać prognozę dla marca 1979. Procedurę powtarzano aż do uzyskania ostatniej prognozy dla marca 2011 r.

4. Wyniki empiryczne

Rysunek 2 prezentuje wahania odchylenia standardowego jednokrokowych prognoz dla produktów rolnych notowanych na giełdzie towarowej w Chicago pomiędzy styczniem 1975 r. i marcem roku 2011.

Można zauważyć, że od marca 2008 r. nastąpił wyraźny wzrost wartości stosowanej miary w przypadku wszystkich produktów rolnych, co sugeruje dużą działalność spekulacyjną spowodowaną początkami kryzysu finansowego w USA. Obserwujemy również silny trend wzrostowy dla kukurydzy, który zbiega się w czasie

z uchwaleniem przez Kongres Energy Independence and Security Act of 2007 ustawy regulującej m.in. sektor biopaliw, szczególnie w drodze ustanowienia wymogu mieszania biopaliw z tradycyjnymi paliwami znajdującymi się w obrocie. Zmiany cen kukurydzy, będącej głównym surowcem do produkcji etanolu (dodatku do paliw), najprawdopodobniej były przyczyną wzmożonej aktywności spekulacyjnej na rynkach soi i pszenicy. Należy bowiem pamiętać o silnym powiązaniu kukurydzy i soi, u podstaw którego znajdują się wspólne cechy obu produktów czyniące z nich substytuty diety, aczkolwiek niedoskonałej, w procesie chowu zwierząt. Pszenica, której znaczenie dla diety zwierząt hodowlanych jest mniejsze, stanowi z kolei bliski substytut zarówno dla soi, jak i kukurydzy, jeśli za punkt odniesienia przyjmiemy dietę w ogólności (wyżywienie ludzi na całym świecie).



Rys. 2. Odchylenia standardowe jedнокrokových prognoz cen produktów rolnych w okresie styczeń 1975–marzec 2011

Źródło: opracowanie własne.

Na rysunku 2 zauważalny jest fakt formowania przez punkty empiryczne tendencji w podokresach próby badawczej. Kwantyfikacja owych tendencji wymaga zastosowania narzędzi pozwalających na wnioskowanie o statystycznej istotności kierunku i siły trendu. Jako pierwsze przybliżenie do odchylenia standardowego jedнокrokových prognoz dopasowany został trend liniowy w dwóch podokresach dla każdego badanego produktu. Zauważmy, że znak i wielkość współczynnika kie-

runkowego w równaniach trendu pozwalają na zidentyfikowanie istotnych spekulacji stabilizujących lub destabilizujących i porównanie ich siły. Wyniki prezentują tab. 2-4.

Tabela 2. Wyniki estymacji trendu liniowego dla kukurydzy

Parametry	Estymacja	Błąd standardowy	Statystyka <i>t</i>	<i>R-squared</i>
Okres od lutego 1979 r. do czerwca 2006 r.				
Wyraz wolny	12,199***	0,366	33,363	0,015
Współczynnik kierunkowy	0,004**	0,002	2,228	
Okres od lipca 2006 r. do marca 2011 r.				
Wyraz wolny	24,309***	6,395	3,801	0,070
Współczynnik kierunkowy	0,391**	0,192	2,039	

** – istotność na poziomie 5%, *** – istotność na poziomie 1%.

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki przedstawione w tab. 2 pokazują, że w podokresie od lutego 1979 r. do czerwca roku 2006 szereg odchylenia standardowego jednokrokowych prognoz cen kukurydzy nie wykazywał wyraźnej tendencji. Choć współczynnik kierunkowy jest statystycznie istotny na poziomie 5%, to jednak jego wartość z pierwszą cyfrą znaczącą na trzecim miejscu po przecinku trudno jest uznać za przekonywający dowód istnienia tendencji rosnącej w tym podokresie. Z kolei w podokresie od lipca 2006 r. do marca roku 2011 możemy zaobserwować wyraźny trend rosnący, co wskazuje na destabilizującą aktywność spekulacyjną. Nasila się ona wyraźnie na początku 2008 r., co może być efektem kryzysu w USA oraz uchwalenia wspomnianej wcześniej ustawy o biopaliwach.

Tabela 3. Wyniki estymacji trendu liniowego dla soi

Parametry	Estymacja	Błąd standardowy	Statystyka <i>t</i>	<i>R-squared</i>
Okres od lutego 1979 r. do grudnia roku 1995				
Wyraz wolny	43,139***	0,591	73,030	0,619
Współczynnik kierunkowy	-0,091***	0,005	-18,070	
Okres od września 2002 r. do marca roku 2011				
Wyraz wolny	16,071***	5,991	2,682	0,319
Współczynnik kierunkowy	0,689***	0,100	6,892	

** – istotność na poziomie 5%, *** – istotność na poziomie 1%.

Źródło: opracowanie własne.

Analizując wyniki zamieszczone w tab. 3, możemy zauważyć, że w podokresie od lutego 1979 r. do grudnia roku 1995 odchylenia standardowe jednokrokowych prognoz cen soi charakteryzują się bardzo umiarkowanym trendem malejącym. Natomiast w podokresie od września 2002 r. do marca roku 2011 obserwujemy wyraźny trend rosnący, co – po raz kolejny – sugeruje destabilizującą aktywność spekulacyjną na rynku produktów rolnych. Na podstawie rys. 2 możemy zaobserwować, że nie ma wyraźnej tendencji rosnącej czy malejącej dla podokresu od stycznia 1996 r. do sierpnia roku 2002. Analiza wyników modelu trendu liniowego dopasowanego do danych pochodzących z tego podokresu zasadniczo potwierdziła wcześniejszą konkluzję.

Tabela 4. Wyniki estymacji trendu liniowego dla pszenicy

Parametry	Estymacja	Błąd standardowy	Statystyka <i>t</i>	<i>R-squared</i>
Okres od lutego 1979 r. do sierpnia roku 2000				
Wyraz wolny	15,398***	0,295	52,080	0,451
Współczynnik kierunkowy	0,029***	0,002	14,520	
Okres od września 2000 r. do marca roku 2011				
Wyraz wolny	2,227	3,828	0,582	0,429
Współczynnik kierunkowy	0,503***	0,052	9,695	

** – istotność na poziomie 5%, *** – istotność na poziomie 1%.

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki przedstawione w tab. 4 pokazują, że w podokresie od lutego 1979 r. do sierpnia roku 2000 obserwujemy bardzo umiarkowany trend wzrostowy odchyłeń standardowych jednokrokowych prognoz cen pszenicy. Z kolei od września 2000 r. do końca badanego okresu zauważamy wyraźny trend rosnący, którego przeciętne tempo (kąąt nachylenia) jest relatywnie wysokie. Nasuwa się zatem wniosek, że rynek pszenicy w drugim z badanych podokresów charakteryzował się wyraźnie destabilizującą spekulacją.

Obserwując odchylenia standardowe jednokrokowych prognoz produktów rolnych, możemy zauważyć, że tylko pszenica charakteryzuje się globalnym trendem rosnącym o różnym nasileniu w zależności od podokresu. Natomiast dla kukurydzy i soi nie istnieje globalny trend w całym analizowanym okresie.

Model trendu liniowego jest zadowalającym narzędziem badania kierunku i siły tendencji szeregu odchyłeń standardowych jednokrokowych prognoz. Ze względu na brak jednoznacznej tendencji w badanym okresie nie jest on jednak najlepszym wyborem, gdy celem jest wyznaczenie prognozy poza próbę. Aby wyznaczyć prognozę kierunku spekulacji na rynku produktów rolnych, wykorzystano model ARIMA. Estymację modelu ARIMA dla odchyłeń standardowych jednokrokowych

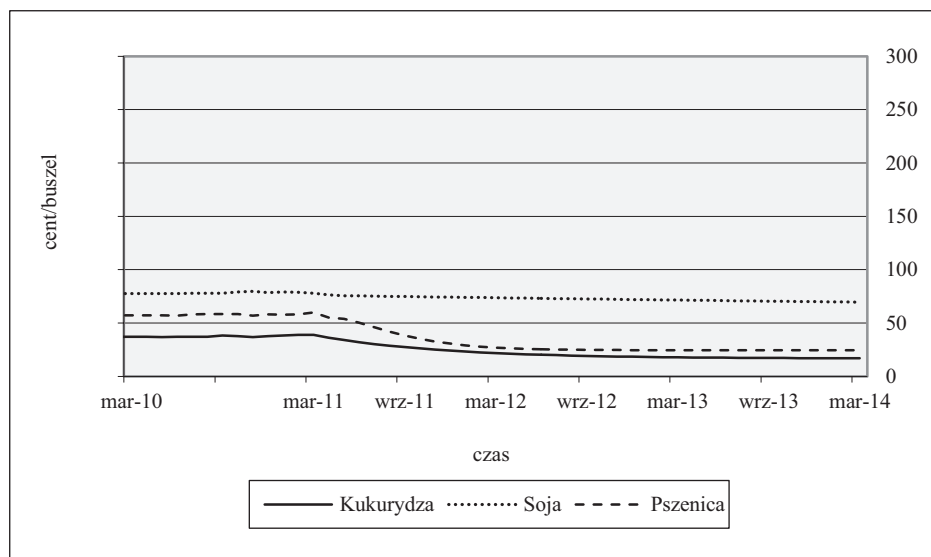
prognoz przeprowadzono metodą największej wiarygodności zgodnie ze wzorem (1) i na podstawie reguł identyfikacji postaci modelu przedstawionych w punkcie 3. Okazało się, że badane szeregi są stacjonarne. Estymację parametrów autoregresyjnych i średniej ruchomej konkretnych modeli przedstawiono w tab. 5.

Tabela 5. Wyniki estymacji odchylen standardowych jednokrokowych prognoz produktów rolnych dla modelu ARIMA

	ϕ_1	ϕ_2	θ_1	θ_2	Błąd średni estymacji	AIC
Kukurydza	0,887 (0,023)	–	–	–	34,89	2474,07
Soja	0,992 (0,009)	–	–0,236 (0,046)	–0,585 (0,046)	181,80	3115,88
Pszenica	1,371 (0,067)	–0,470 (0,069)	–0,874 (0,069)	0,668 (0,077)	57,99	2677,38

W nawiasach okrągłych przedstawiono błędy średnie szacunku odpowiednich parametrów.

Źródło: opracowanie własne.



Rys. 3. Trzyletnia prognoza odchylenia standardowego cen produktów rolnych

Źródło: opracowanie własne.

Prognoza na 3 lata poza próbę sugeruje, że spekulacja stabilizująca może wystąpić ponownie (zob. rys. 3). Wniosek ten jest ważny w odniesieniu do wszystkich produktów będących przedmiotem niniejszego badania. Czy prognoza ta znajduje

potwierdzenie w naszych oczekiwaniach? Zasadniczo tak, gdyż w okresie bezpośrednio po kryzysie finansowym tych rozmiarów działalność spekulacyjna typu destabilizującego nie będzie znajdować dostatecznie dużej liczby stymulatorów potrzebnych do jej utrzymania w dłuższym okresie. Z kolei spekulacja stabilizująca może w tych warunkach reprezentować procesy dostosowawcze zachodzące zarówno na rynkach finansowych, jak i w sferze realnej.

W celu sprawdzenia, czy wyniki przedstawionej powyżej analizy są niezależne od zastosowanej metodologii modelowania szeregów czasowych, powtórzono zasadnicze kroki badania, wykorzystując jako podstawowy model generowania jednokrokowych błędów prognoz model Hot-Wintera. Otrzymane wyniki pozwalają zaobserwować zasadniczo podobny podział na podokresy trendów rosnących i malejących w przypadku wszystkich trzech badanych produktów rolnych, przy czym dla soi różnice te są największe dla początkowego okresu analizy. Ten sam model wykorzystano do wyznaczenia prognoz na 3 kolejne lata poza próbę badawczą. Również w tym przypadku otrzymane wyniki pozwalają wyciągnąć wnioski analogiczne do tych dla modelu ARIMA. Pełne wyniki dostępne są na życzenie czytelnika.

5. Wnioski

Podstawowym celem tego artykułu było zbadanie występowania spekulacji na rynku produktów rolnych notowanych na giełdzie towarowej w Chicago. Jak powszechnie wiadomo, badanie spekulacji na rynkach światowych jest szczególnie złożonym zagadnieniem. Aby poprawnie zidentyfikować działalność spekulacyjną, należy w pierwszej kolejności rozpoznać i poprawnie skwantyfikować proces generujący zmiany cen produktów rolnych. W tym celu w badaniu zastosowano model ARIMA, za którego pomocą budowano jednokrokowe prognozy, a następnie badano ich tendencję w pewnych podokresach próby badawczej. W toku analizy okazało się, że zarówno soja, kukurydza, jak i pszenica charakteryzują się w podokresach, które obejmowały chronologicznie najnowsze obserwacje, wyraźną spekulacją destabilizującą. Jednak prognoza tendencji poza próbę sugeruje, że spekulacja destabilizująca zostanie zastąpiona w ciągu następnych 36 miesięcy spekulacją typu stabilizującego.

Autor ma nadzieję kontynuować badania w powyższym zakresie, zwłaszcza przez uwzględnienie ostatnich wydarzeń na rynku płodów rolnych, w tym szczególnie: rozwoju ustawodawstwa w zakresie nadzoru indukowanego przez niedawny kryzys finansowy na świecie, problemu ochrony środowiska oraz nagłych szoków podażyowych, jak np. susza i pożary w Rosji w roku 2010, czy też niespodziewanych zmian pogody jako dodatkowych źródeł do spekulacji. Konieczny jest również rozwój metodologii w kierunku sformułowania lepszej metody identyfikacji spekulacji przez badanie relacji pomiędzy własnościami prognoz a kondycją rynku finansowego.

Literatura

- Beinsen L., Gurgul H., *Changes in Foreign Exchange Speculation around the Start of the European Monetary Union*, The 6th world multiconference on systemics, cybernetics and informatics, N. Callaos G.W.A., W. Lesso (eds.), XIII Orlando, USA 2002.
- Billett M.T., King D.T., Mauer D.C., *Growth opportunities and the choice of leverage, debt maturity, and covenants*, "The Journal of Finance" 2007, vol. 62, no. 2.
- Box G., Jenkins G., *Analiza szeregów czasowych*, Państwowe Wydawnictwo Naukowe, Warszawa 1983.
- Brzeszczyński J., Kelm R., *Ekonometryczne modele rynków finansowych*, WIG-Press, Warszawa 2002.
- Charemza W.W., Deadman D.F., *Nowa ekonometria*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 1997.
- Dickey D.A., Fuller W.A., *Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root*, "Journal of the American Statistical Association" 1979, vol. 74, no. 366.
- Dickey D.A., Fuller W.A., *Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root*, "Econometrica" 1981, vol. 49, no. 4.
- Fattouh B., Kilian L., Mahadeva L., *The role of speculation in oil markets: what have we learned so far?.*, "The Energy Journal" 2012, vol. 34, no. 3.
- Gilbert Ch.L., *Speculative influences on commodity futures prices 2006-2008*, "Working paper", Department of Economics, University of Trento, 2009.
- Glauber J., Lowry M., Miranda M., Helmberger P., *Pricing and Storage of Field Crops: A Quarterly Model Applied to Soybeans*, "American Journal of Agricultural Economics" 1987, vol. 69, no. 4.
- Gurgul H., Majdosz P., *Analiza empiryczna efektu polepszenia wyników w sektorze otwartych funduszy emerytalnych w Polsce*, „Folia Oeconomica Cracoviensia” 2003, XLIII-XLIV.
- Hayesc D.J., Xiaodong Dua, Yub C.L., *Speculation and volatility spillover in the crude oil and agricultural commodity markets: A Bayesian analysis*, "Energy Economics" 2011, vol. 33, no. 3.
- Hall G., Rust J., *Econometric Methods for Endogenously Sampled Time Series: The Case of Commodity Price Speculation in the Steel Market*, "New Economics Papers" 2001.
- Hall G., Rust J., *The (S,s) policy is an optimal trading strategy in a class of commodity price speculation problems*, "Economic Theory" 2007, vol. 30, no. 3.
- Irwin S.H., Sanders D.R., *A speculative bubble in commodity futures prices? Cross-sectional evidence*, "Agricultural Economics" 2010, vol. 41, no. 1.
- Irwin S.H., Sanders D.R., Merrin R.P., *Devil or angel? The role of speculation in the recent commodity price boom (and bust)*. "Journal of Agricultural and Applied Economics" 2009, vol. 41, no. 2.
- Kohlhagen S.W., *The identification of destabilizing foreign exchange speculation*, "Journal of International Economics" 1979, vol. 9, no. 3.
- Molina C.A., *Are firms underleveraged? An examination of the effect of leverage on default probabilities*, "The Journal of Finance" 2005, vol. 60, no. 3.
- Parsons J.E., *Black gold and fool's gold: speculation in the oil futures market*, "Economic" 2010, vol. 10, no. 2.
- Wei B., Hu Y., Fung W., *Generalized leverage and its applications*, "Scandinavian Journal of Statistics" 1998, vol. 25, no. 1.
- Weron A., Weron R., *Inżynieria finansowa*, Wydawnictwa Naukowo-Techniczne, Warszawa 1999.
- Wilford J.E., *Speculation, bank liquidity and commodity prices*, "The American Economic Review" 1934, vol. 24, no. 5.
- Williams J.B., *Speculation and the carryover*, "The Quarterly Journal of Economics" 1936, vol. 50, no. 3.
- Zhou Z., *An equilibrium analysis of hedging with liquidity constraints, speculation, and government price subsidy in a commodity market*, "The Journal of Finance" 1998, vol. 53, no. 5.

THE IDENTIFICATION OF SPECULATION ON THE TERMINAL COMMODITY MARKETS

Summary: The purpose of this article is to identify speculative activities on the futures commodity market of the CME and to investigate the tendencies of such activities by classifying them according to whether their impact on the market is stabilizing or destabilizing. That goal was accomplished by generating one-step-forecasts for the monthly returns of the future contracts with the shortest time left to expiration, and then examining tendencies in the forecast error series. The mentioned-above predictions were obtained by means of the ARIMA model for which best parameterization was identified based upon the value of AIC. Tendencies in the prediction errors were quantified using the linear trend formula, estimated in the sub-periods. The predictions of tendencies in the error series, covering three years starting at the end of the sample, were calculated after fitted the best ARIMA model in order to catch the dynamic structure of the series under consideration.

Keywords: speculations on financial markets, soft commodity derivatives market, time series analysis, ARIMA model, one-step forecast errors.