EUROPEJSKI FUNDUSZ ROZWOJU WSI POLSKIEJ

Towarzystwo Ekonomistów Polskich

Analiza zmian cen zbóż i pasz w Polsce w latach 2015-2021

Autorzy: Piotr Ciżkowicz, Jarosław Janecki, Jakub Olipra, Wiktor Wojciechowski

Recenzja naukowa: prof. dr hab. Walenty Poczta

Redakcja techniczna: Edyta Kozdroń-Warecka

Zdjęcie na okładce: Shutterstock

Wydawca:
Fundacja Europejski Fundusz Rozwoju Wsi Polskiej
ul. Miedziana 3A
00-814 Warszawa
www.efrwp.com.pl

FORUM
INICJATYW
ROZWOJOWYCH

Publikację opracowano w ramach Forum Inicjatyw Rozwojowych Fundacji EFRWP.

Warszawa, grudzień 2022.

Spis treści

KLUCZOWE WNIOSKI 3

WPROWADZENIE 4

ROZDZIAŁ I. CZYNNIKI POPYTOWO-PODAŻOWE WPŁYWAJĄCE NA ZMIANY CEN NA RYNKU ZBÓŻ I PASZ 5

1.1. Ogólna charakterystyka światowego rynku zbóż i roślin oleistych 5

1.2. Ogólna charakterystyka krajowego rynku zbóż i roślin oleistych 10

1.3. Ogólna charakterystyka rynku pasz w Polsce 16

ROZDZIAŁ II. ANALIZA ZMIAN CEN NA RYNKU ZBÓŻ I PASZ 18

2.1. Przegląd literatury 18

2.2. Zmiany cen zbóż i pasz w Polsce 20

ROZDZIAŁ III. ANALIZA CZYNNIKÓW DETERMINUJĄCYCH CENY SKUPU ZBÓŻ I PASZ W POLSCE W LATACH 2015-2021 23

3.1. Modele korekty błędem dla cen zbóż i śruty sojowej 25

3.2. Funkcja reakcji dla krajowych cen zbóż i śruty sojowej 29

3.2.1. Funkcja reakcji cen zbóż na ceny kontraktów terminowych 30

3.2.2. Funkcja reakcji cen zbóż na ceny kontraktów terminowych 37

3.2. Funkcja reakcji dla krajowych cen pasz 43

PODSUMOWANIE 47

BIBLIOGRAFIA 51

BAZY DANYCH 52

Kluczowe wnioski

W ostatnich latach obserwowana jest rosnąca integracja polskiego rynku zbóż i pasz ze światowym rynkiem. W konsekwencji, ceny zbóż i pasz na krajowym rynku są w coraz większym stopniu determinowane przez czynniki zewnętrzne, podczas gdy znaczenie czynników lokalnych obniża się. Celem poniższego raportu jest ilościowa ocena roli poszczególnych czynników w kształtowaniu krajowych cen zbóż i pasz. Wnioski z przeprowadzonej analizy są następujące:

Po pierwsze, kontrakty terminowe na giełdzie Euronext mają istotny wpływ na krajowe ceny pszenicy, kukurydzy oraz rzepaku.

Po drugie, istotnym czynnikiem determinującym ceny pszenicy, kukurydzy oraz rzepaku jest kurs EUR/PLN. Siła tego wpływu i jego horyzont czasowy dość silnie różni się jednak w zależności od analizowanego gatunku zboża. Jednocześnie, poziom kursu walutowego determinuje siłę wpływu kontraktów terminowych na giełdzie Euronext na krajowe ceny zbóż: im kurs EUR/PLN wyższy, tym wpływ ten jest silniejszy.

Po trzecie, wpływ pozostałych czynników takich jak: wielkość krajowych zbiorów, czy cen frachtu, na krajowe ceny pszenicy, kukurydzy i rzepaku jest ograniczony.

Po czwarte, poza cenami pszenicy, kukurydzy i śruty rzepakowej, istotnym czynnikiem determinującym ceny pasz są również ceny importowanej śruty sojowej, na szeroką skalę wykorzystywanej w przemyśle paszowym. Z uwagi na uzależnienie Polski od importu śruty sojowej, kurs walutowy jest istotnym czynnikiem determinującym jej ceny.

Wnioski z raportu są istotne z punktu widzenia zrozumienia procesów cenowych zachodzących na krajowym rynku zbóż i pasz. W konsekwencji, mogą być one przydatne w prowadzeniu polityki gospodarczej na tym rynku, a także mogą być pomocne dla przedstawicieli sektora paszowo-zbożowego w podejmowaniu decyzji biznesowych.

Wprowadzenie

Ekspertyza „Analiza zmian ceny zbóż i pasz w Polsce w latach 2015-2021” została przygotowana na zlecenie Fundacji Europejski Funduszu Rozwoju Wsi Polskiej przez zespół badawczy w składzie: dr hab. Piotr Ciżkowicz, dr Jarosław Janecki, dr Jakub Olipra, dr Wiktor Wojciechowski.

Celem prac badawczych była ocena procesu kształtowania się cen zbóż i pasz w Polsce, w powiązaniu z dynamiką cen na rynkach międzynarodowych, z głównym naciskiem na kanał kursu walutowego. Analiza empiryczna obejmuje weryfikację determinantów krajowych cen skupu pszenicy, kukurydzy, rzepaku i śruty sojowej oraz pasz dla drobiu, trzody i bydła w Polsce, w okresie od stycznia 2015 do grudnia 2021 r. W ramach badań przeprowadzono estymacje z wykorzystaniem trzech rodzajów modeli ekonometrycznych: modeli korekty błędem, modeli typu *local projection* oraz modeli typu *local projection* z dodatkową analizą warunków panujących na rynku walutowym. Wśród potencjalnych determinantów kształtowania się cen zbóż i roślin oleistych na rynku krajowym znalazły się ceny kontraktów terminowych dla pszenicy, kukurydzy, rzepaku i soi, poziom i zmienność kursu walutowego, ceny frachtu morskiego oraz wielkość krajowych zbiorów zbóż. Z kolei wśród determinantów cen pasz uwzględniono krajowe ceny zbóż oraz śruty rzepakowej, a także ceny importowanej śruty sojowej. W przypadku analizy krajowych cen zbóż i pasz uwzględniono dodatkowo miesięczne czynniki sezonowe.

Ekspertyza składa się z trzech rozdziałów i podsumowania. W I rozdziale zaprezentowano ogólną analizę sytuacji popytowo-podażowej na światowym i krajowym rynku zbóż i roślin oleistych oraz rynku pasz w Polsce. Stanowi ona punkt wyjścia do przeprowadzenia zaplanowanych badań. W II rozdziale zaprezentowano przegląd literatury podejmującej główny temat badań oraz analizę zmian cen w latach 2015-2021 wybranych gatunków zbóż i pasz w Polsce. W III rozdziale przeprowadzona została analiza ekonometryczna badanych zależności. Analizę kończy podsumowanie obejmujące podstawowe wnioski z przeprowadzonej analizy.

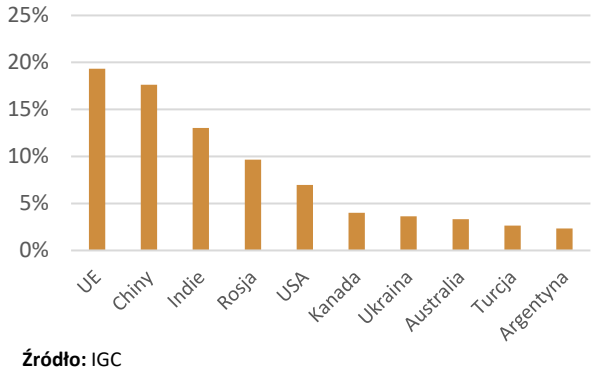
Rozdział I. Czynniki popytowo-podażowe wpływające na zmiany cen na rynku zbóż i pasz

Celem rozdziału jest przedstawienie ogólnej charakterystyki światowego i krajowego rynku zbóż, roślin oleistych i pasz. Analiza sytuacji popytowo-podażowej na tych rynkach stanowi punkt wyjścia do wyjaśnienia zachodzących na nich procesów cenowych, które szczegółowo zostały omówione w kolejnych rozdziałach.

1.1. Ogólna charakterystyka światowego rynku zbóż i roślin oleistych

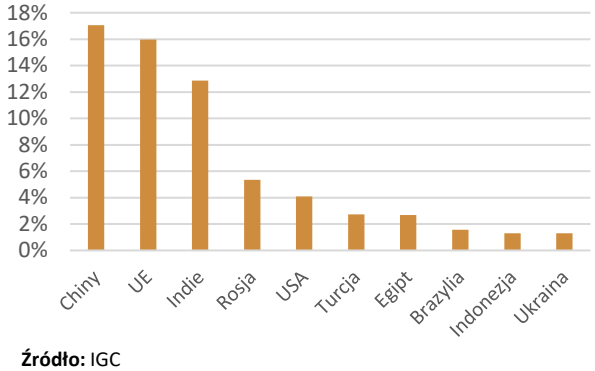
Światowy rynek zbóż jest zdominowany przez dwa gatunki zbóż: pszenicę i kukurydzę, które zgodnie z danymi Międzynarodowej Rady Zbożowej (IGC - International Grains Council) w latach 2015-2021 odpowiadały łącznie za ponad 86% światowej podaży zbóż. Największymi producentami pszenicy są UE, Chiny, Indie, Rosja i USA. Z kolei największymi konsumentami pszenicy są Chiny, UE, Indie, Rosja i USA. Eksport pszenicy charakteryzuje się wysoką koncentracją, gdzie pięciu największych eksporterów (Rosja, UE, USA, Kanada i Ukraina) odpowiada za ponad 70% światowego eksportu tego gatunku zboża. Warto tutaj zwrócić uwagę na znaczący wzrost udziału Rosji i Ukrainy w światowym eksporcie zbóż w ostatnich latach, choć można oczekiwać, że wojna w Ukrainie doprowadzi do odwrócenia tej tendencji. W przypadku importu mamy do czynienia ze znacznie większym rozproszeniem, przy czym import pszenicy koncentruje się głównie w krajach Afryki Północnej oraz w krajach Azji Południowo-Wschodniej i Bliskiego Wschodu. Największym światowym importerem pszenicy jest Egipt (6,8% udziału w światowym imporcie w latach 2015-2021). Kolejne miejsce zajmują Indonezja (5,8%), Turcja (4,2%), Brazylia (3,8%) i UE (3,5%). Warto przy tym zwrócić uwagę na podwójną rolę UE w światowym handlu pszenicą, która jest zarówno jej znaczącym eksporterem jak i importerem. Należy jednak podkreślić, że unijny import pszenicy wynika przede wszystkim z konieczności importu pszenicy durum, którego UE ze względu na ograniczenia związane z warunkami klimatycznymi nie produkuje w wystarczającej ilości.

Wykres 1. Najwięksi producenci pszenicy w latach 2015-2021 (% światowej produkcji)



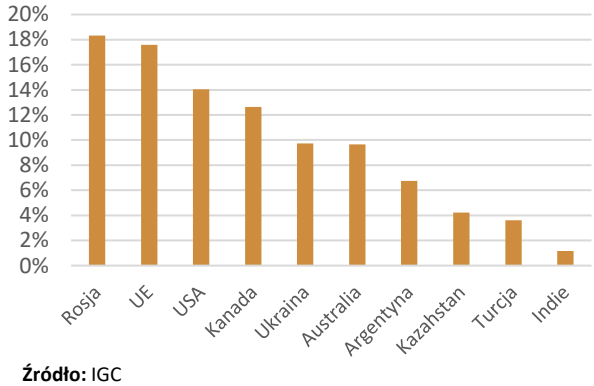
Źródło: IGC

Wykres 2. Najwięksi konsumenci pszenicy w latach 2015-2021 (% światowej konsumpcji)



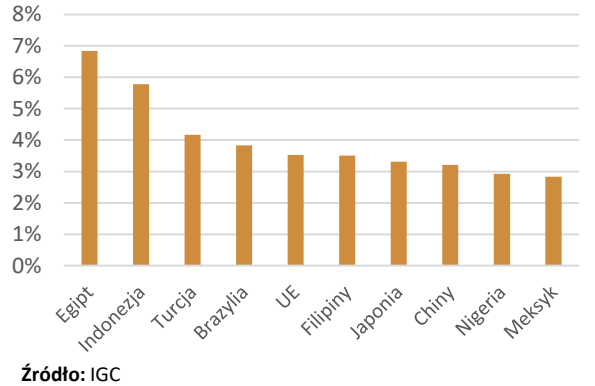
Źródło: IGC

Wykres 3. Najwięksi światowi eksporterzy pszenicy w latach 2015-2021 (% światowego eksportu)



Źródło: IGC

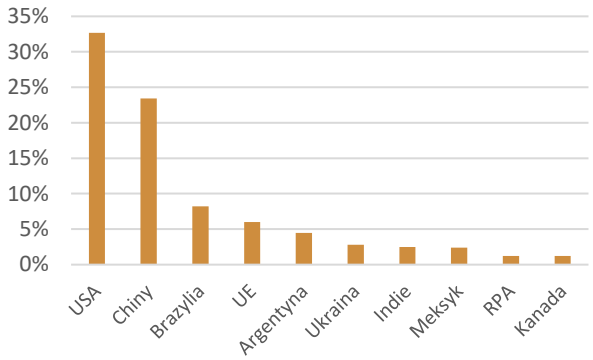
Wykres 4. Najwięksi światowi importerzy pszenicy w latach 2015-2021 (% światowego importu)



Źródło: IGC

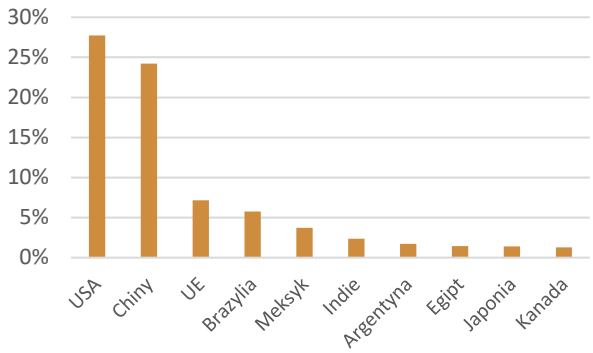
Zgodnie z danymi IGC największymi producentami kukurydzy są USA, Chiny, Brazylia, UE oraz Argentyna. Z kolei największymi konsumentami kukurydzy są USA, Chiny, UE, Brazylia i Meksyk. Podobnie jak w przypadku pszenicy, eksport kukurydzy charakteryzuje się wysoką koncentracją geograficzną, gdzie pięciu największych eksporterów (USA, Argentyna, Brazylia, Ukraina i Rosja) odpowiada za ponad 90% światowego eksportu kukurydzy. Z kolei głównymi importerami kukurydzy są UE, Japonia, Meksyk, Korea Południowa i Chiny. Na szczególną uwagę zasługuje odnotowany w ostatnich latach silny wzrost importu kukurydzy przez Chiny, będący efektem odbudowy sektora trzody chlewnej w tym kraju po stratach wyrządzonych przez ASF i zwiększonego zapotrzebowania na specjalistyczne pasze.

Wykres 5. Najwięksi producenci kukurydzy w latach 2015-2021 (% światowej produkcji)



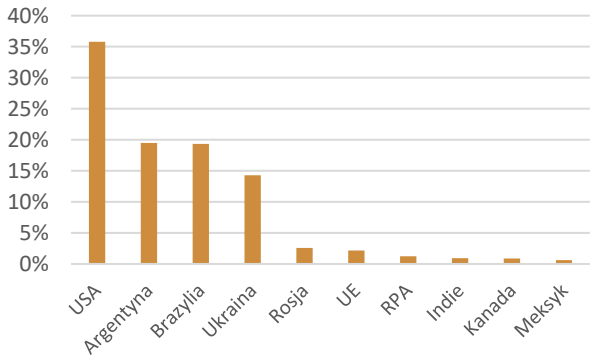
Źródło: IGC

Wykres 6. Najwięksi konsumenci kukurydzy w latach 2015-2021 (% światowej konsumpcji)



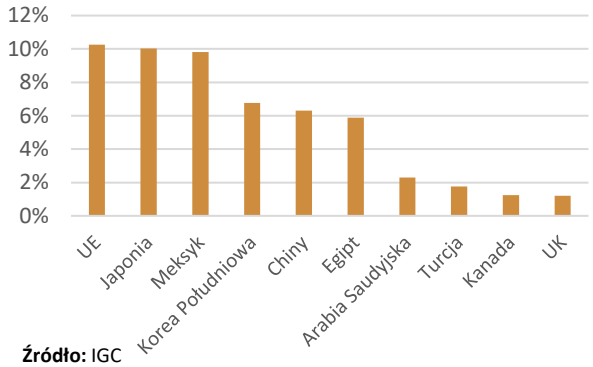
Źródło: IGC

Wykres 7. Najwięksi światowi eksporterzy kukurydzy w latach 2015-2021 (% światowego eksportu)



Źródło: IGC

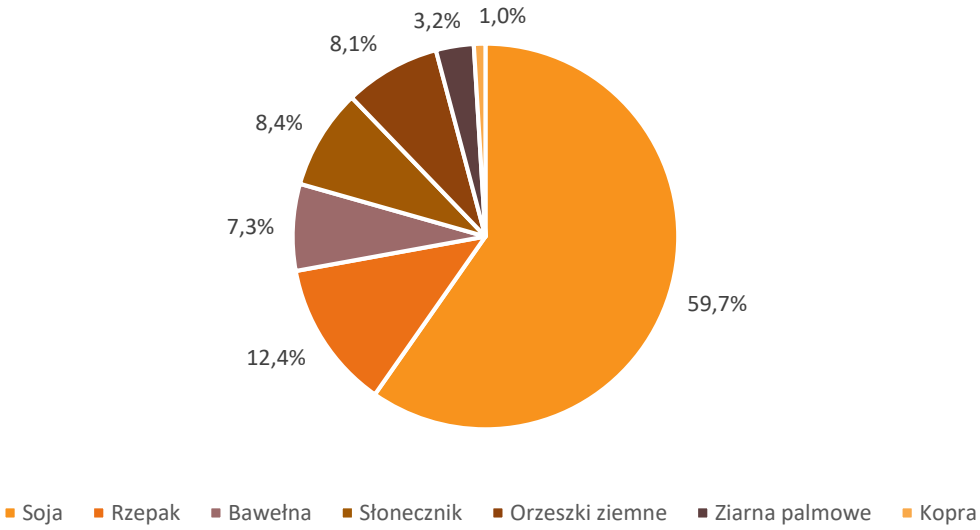
Wykres 8. Najwięksi światowi importerzy kukurydzy w latach 2015-2021 (% światowego importu)



Źródło: IGC

Światowy rynek roślin oleistych jest zdominowany przez produkcję soi, która w latach 2015-2021 odpowiadała aż za 60% światowej podaży roślin oleistych. Drugie miejsce z udziałem na poziomie ok. 12% zajmuje rzepak. Pozostałe główne rośliny oleiste (słonecznik, orzeszki ziemne, bawełna, ziarna palmowe i kopra) odpowiadały łącznie za prawie 30% światowej produkcji.

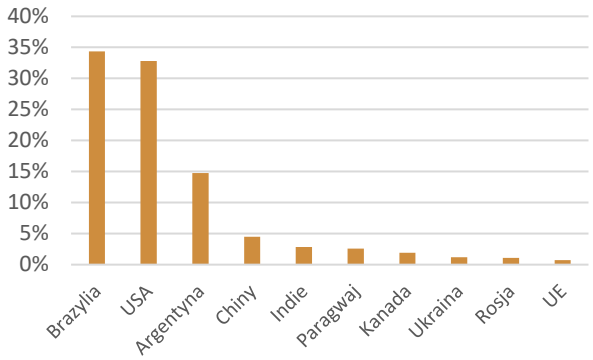
Wykres 9. Struktura produkcji roślin oleistych na świecie w latach 2015-2021



Źródło: USDA.

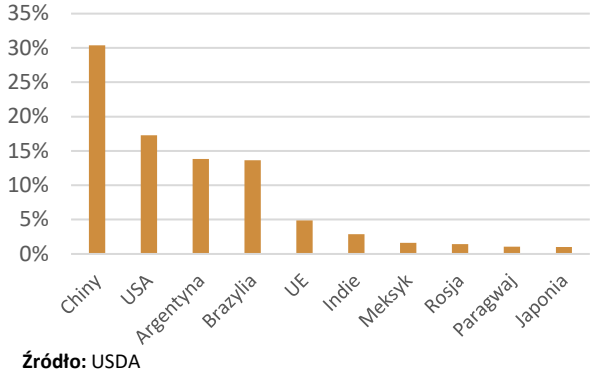
Produkcja soi w latach 2015-2021 skoncentrowana była w trzech krajach: Brazylii, USA i Argentynie, które odpowiadały łącznie za ponad 80% jej światowych zbiorów. Na szczególną uwagę zasługuje rosnąca pozycja Brazylii, która w analizowanym okresie prześcignęła USA stając się największym światowym producentem soi. Największym konsumentem soi są Chiny, które w latach 2015-2021 odpowiadały za ok. 30% jej światowego spożycia. Kolejne miejsca zajmują USA, Argentyna, Brazylia i UE. Najwięksi producenci soi są jednocześnie jej największymi eksporterami. W tym kontekście na uwagę zasługuje również rosnąca pozycja Brazylii w światowym eksporcie soi. Import soi zdominowany jest przez Chiny, które w latach 2015-2021 odpowiadały za ponad 60% jej światowego importu.

Wykres 10. Najwięksi producenci soi w latach 2015-2021 (% światowej produkcji)



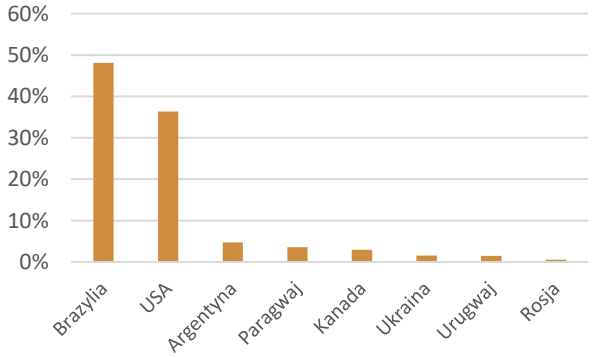
Źródło: USDA

Wykres 11. Najwięksi konsumenci soi w latach 2015-2021 (% światowej konsumpcji)



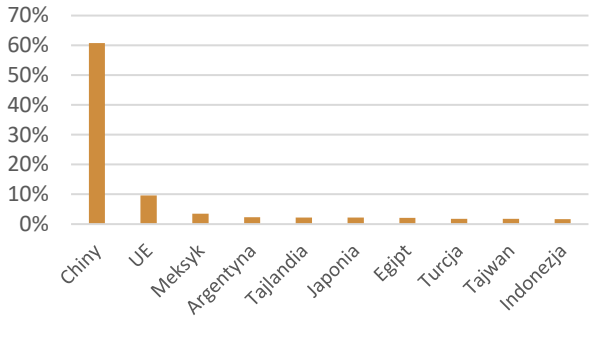
Źródło: USDA

Wykres 12. Najwięksi światowi eksporterzy soi w latach 2015-2021 (% światowego eksportu)



Źródło: USDA

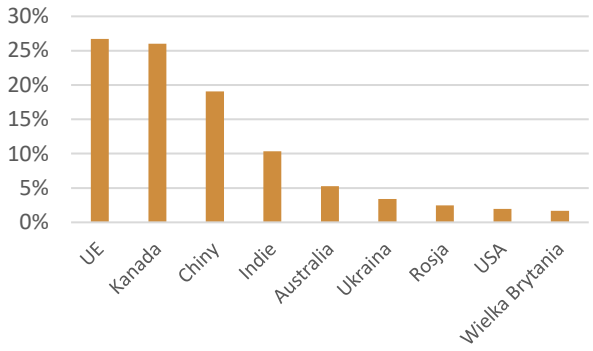
Wykres 13. Najwięksi światowi importerzy soi w latach 2015-2021 (% światowego importu)



Źródło: USDA

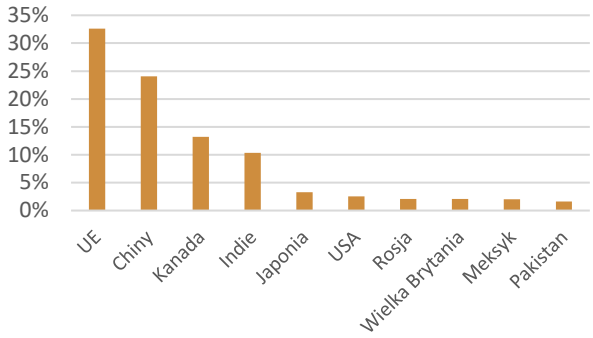
Światowa produkcja rzepaku jest skupiona w UE, Kanadzie, Chinach, Indiach i Australii. W znacznym stopniu najwięksi producenci rzepaku są jednocześnie jego głównymi konsumentami. Eksport rzepaku jest bardzo silnie skoncentrowany, gdzie trzech największych eksporterów (Kanada, Australia i Ukraina) odpowiada za ponad 90% światowego eksportu. Z relatywnie wysoką koncentracją mamy do czynienia również w przypadku importu rzepaku, gdzie pięciu największych importerów (UE, Chiny, Japonia, Meksyk, Zjednoczone Emiraty Arabskie) odpowiada za ponad 80% światowego importu.

Wykres 14. Najwięksi producenci rzepaku w latach 2015-2021 (% światowej produkcji)



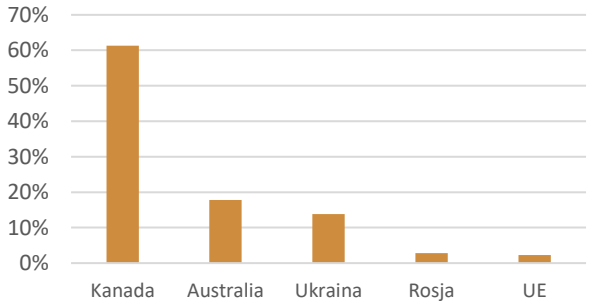
Źródło: USDA

Wykres 15. Najwięksi konsumenci rzepaku w latach 2015-2021 (% światowej konsumpcji)



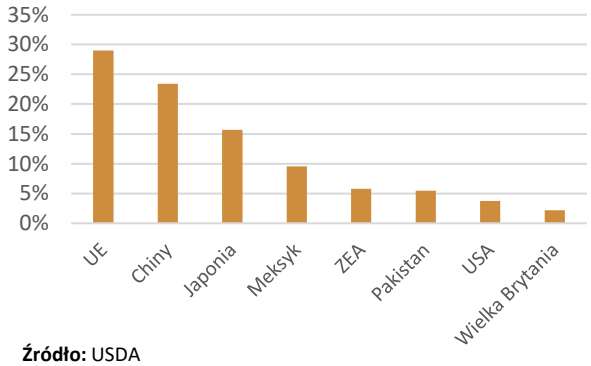
Źródło: USDA

Wykres 16. Najwięksi światowi eksporterzy rzepaku w latach 2015-2021 (% światowego eksportu)



Źródło: USDA

Wykres 17. Najwięksi światowi importerzy rzepaku w latach 2015-2021 (% światowego importu)

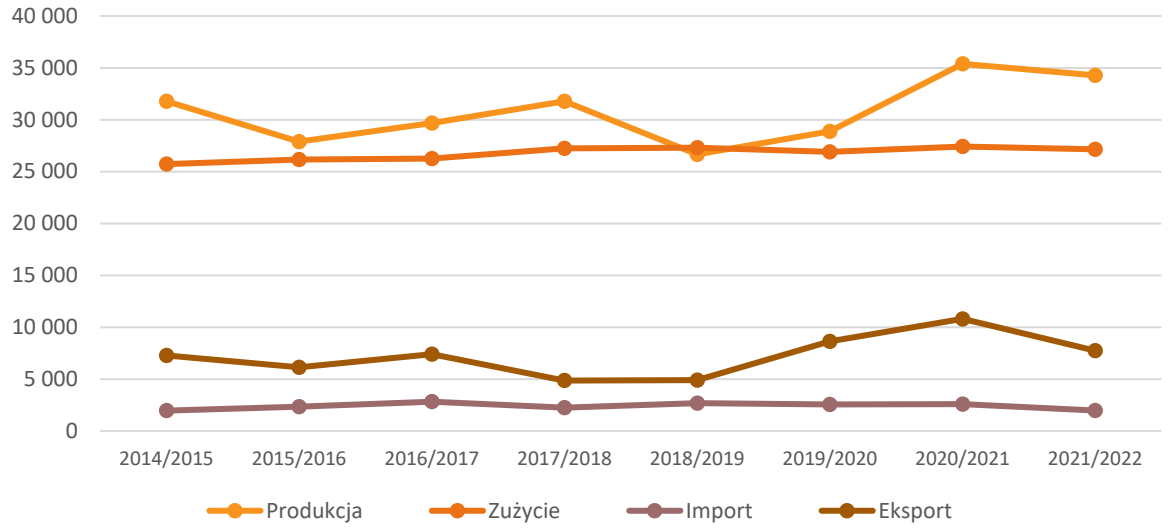


Źródło: USDA

1.2. Ogólna charakterystyka krajowego rynku zbóż i roślin oleistych

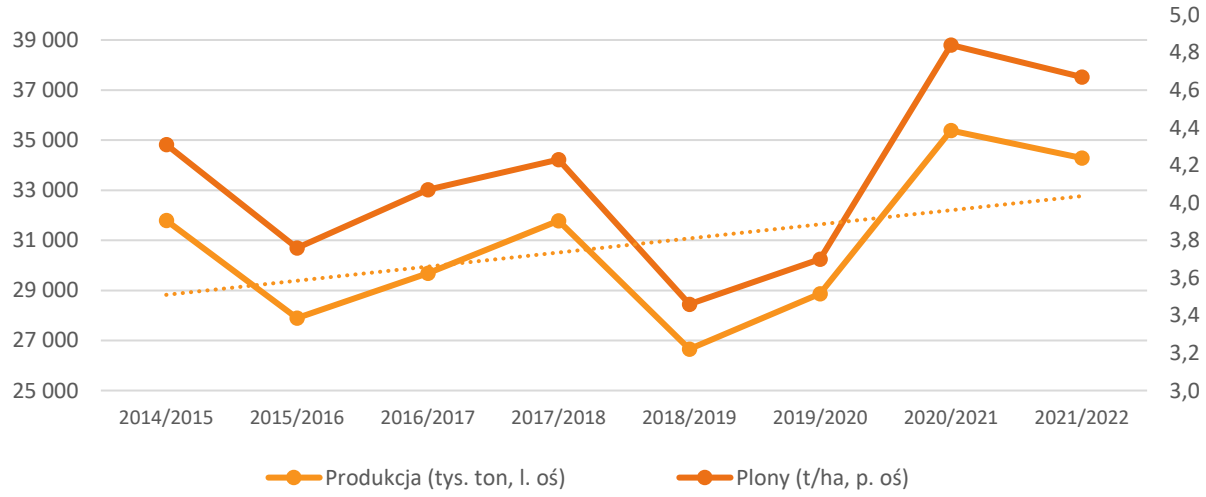
Zgodnie z danymi GUS i IERiGŻ-PIB (Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy) przeciętna roczna produkcja zbóż w Polsce w latach 2015-2021 wyniosła ok. 30,8 mln t. Jednocześnie roczne krajowe zużycie kształtowało się w tym okresie średnio na poziomie ok. 26,8 mln t. W konsekwencji produkcja zbóż w Polsce systematycznie przekracza wewnętrzne zapotrzebowanie, dzięki czemu Polska regularnie osiąga nadwyżki w handlu zbożami.

Wykres 18. Bilans zbóż w Polsce (tys. ton)



Źródło: GUS, IERiGŻ.

Wykres 19. Produkcja zbóż w Polsce na tle wielkości plonów



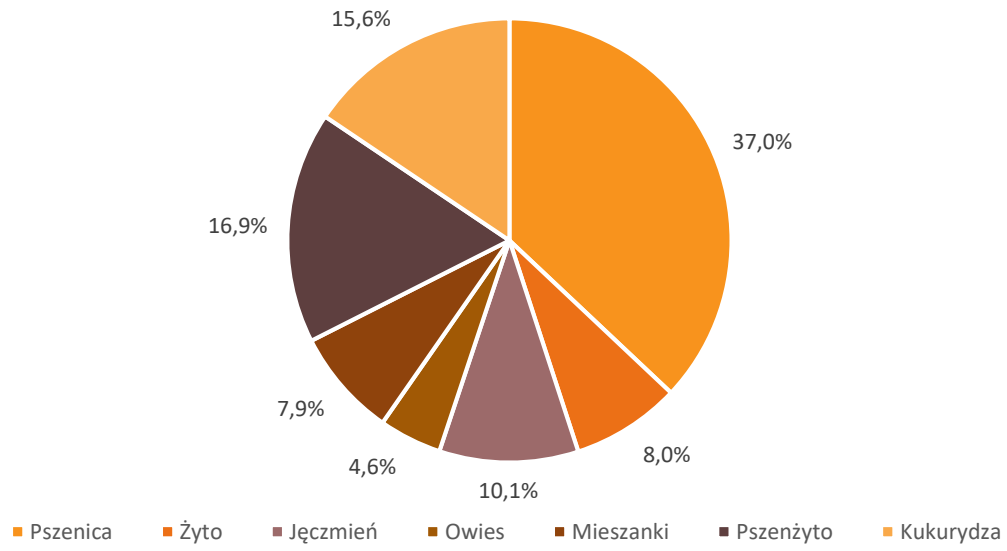
Źródło: GUS, IERiGŻ.

Choć produkcja zbóż charakteryzuje się relatywnie wysoką zmiennością z uwagi na dużą zależność od warunków agrometeorologicznych, to można zauważyć, że w latach 2015-2021 kształtowała się ona w Polsce w trendzie wzrostowym. Wynika to przede wszystkim

z rosnących przeciętnych plonów, będących efektem postępującej profesjonalizacji produkcji oraz zwiększającego się udziału gatunków zbóż o wyższym potencjale plonowania, w tym wzrostu udziału zbóż ozimych w strukturze zasiewów.

Największy udział w strukturze produkcji zbóż w Polsce w latach 2015-2021 miały pszenica (37,0%), pszenżyto (16,9%) oraz kukurydza (15,6%). Mniejsze znaczenie miały jęczmień (10,1%), żyto (8,0%), owies (4,6%) oraz mieszanki zbożowe (7,9%).

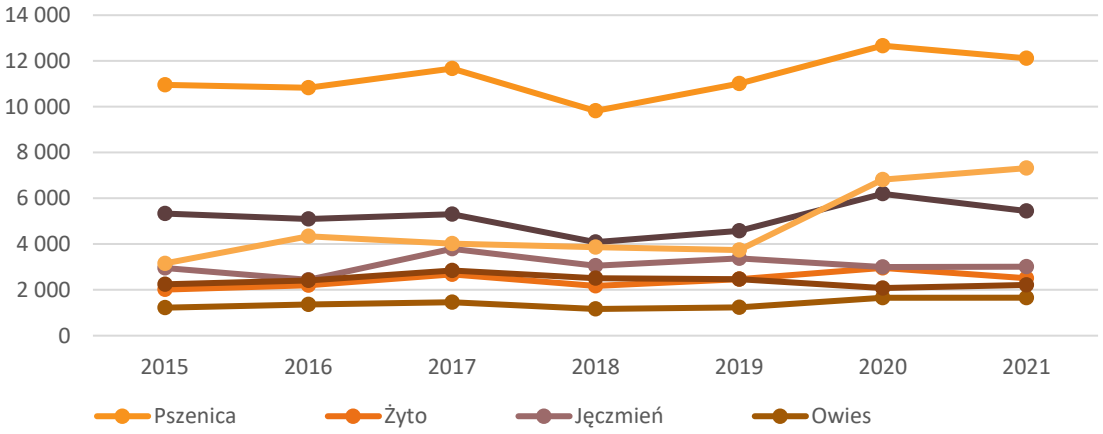
Wykres 20. Struktura produkcji zbóż w Polsce w latach 2015-2021



Źródło: GUS, IERiGŻ.

W ostatnich latach można zaobserwować postępujące zmiany w strukturze produkcji zbóż w Polsce. Rośnie znaczenie kukurydzy i pszenicy, podczas gdy udział pozostałych gatunków zbóż obniża się. W efekcie w 2020 r. produkcja kukurydzy przewyższyła produkcję jęczmienia. Silny wzrost produkcji kukurydzy jest odpowiedzią na zmieniającą się strukturę popytu, w tym na rosnące zapotrzebowanie na surowce paszowe wraz z rozwojem produkcji zwierzęcej w Polsce.

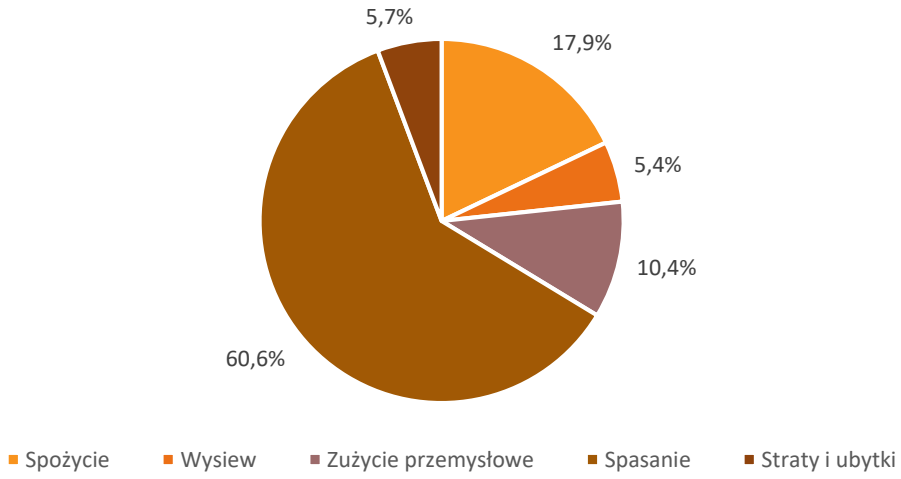
Wykres 21. Produkcja poszczególnych gatunków zbóż w Polsce (tys. ton)



Źródło: GUS, IERiGŻ.

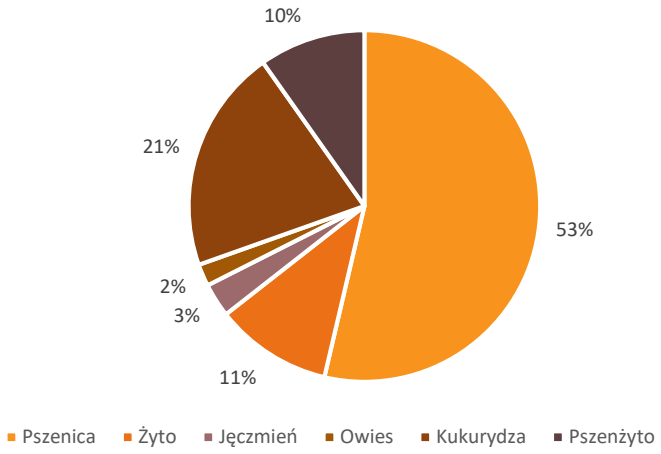
Zużycie zbóż w Polsce w latach 2015-2021 było relatywnie stabilne. Za ok. 60,6% zużycia zbóż w analizowanym okresie odpowiadało spasanie. Kolejne miejsce zajmowało spożycie (17,9%), zużycie przemysłowe (10,4%) oraz wysiew (5,4%). Do zużycia wliczane są również straty i ubytki (5,7%). W danych na szczególną uwagę zasługuje spasanie, gdzie coraz większy udział ma produkcja pasz przemysłowych. Świadczy to o rosnącej profesjonalizacji produkcji zwierzęcej w Polsce, która w coraz większym stopniu opiera się na specjalistycznych paszach.

Wykres 22. Struktura zużycia zbóż w Polsce w latach 2015-2021



Źródło: GUS, IERiGŻ.

Wykres 23. Struktura towarowa polskiego eksportu zbóż w latach 2015-2021

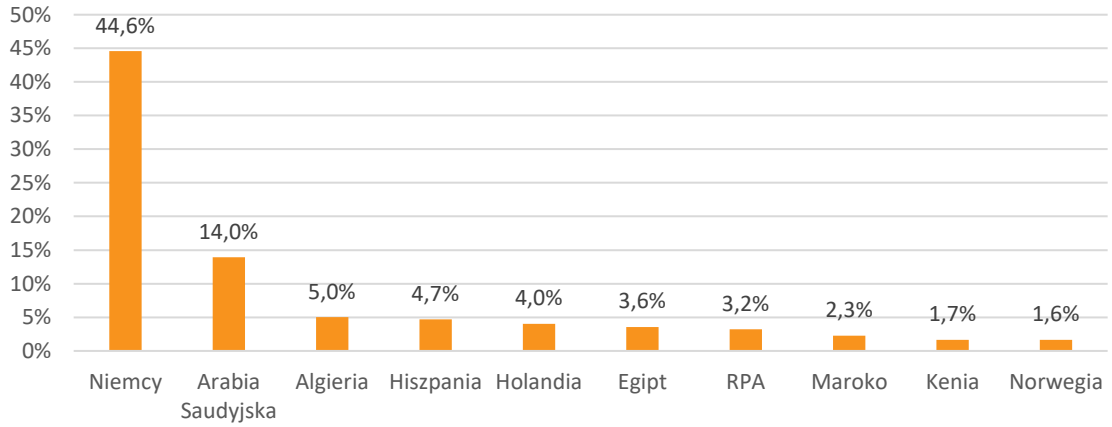


Źródło: Eurostat.

Zgodnie z danymi Eurostatu w 2021 r. Polska zajęła czwarte miejsce w UE pod względem wolumenu eksportu zbóż (po Francji, Rumunii i Niemczech). Warto jednak podkreślić, że pozycja Polski w unijnym eksporcie charakteryzuje się wysoką zmiennością i jest determinowana głównie przez warunki agrometeorologiczne w Europie. W strukturze towarowej polskiego eksportu w latach 2015-2021 największe znaczenie miały pszenica i kukurydza, które odpowiadały odpowiednio za 53,4% i 20,5% jego wolumenu. Warto przy tym zwrócić uwagę na zwiększający się udział kukurydzy w polskim eksporcie zbóż, co jest efektem wspomnianej wyżej jej rosnącej krajowej produkcji.

W latach 2015-2021 głównymi odbiorcami polskiego zboża były Niemcy, które odpowiadały na 44,6% wolumenu polskiego eksportu. Kolejne miejsca zajmowały Arabia Saudyjska (14,0%), Algieria (5,0%), Hiszpania (4,7%) oraz Holandia (4,0%).

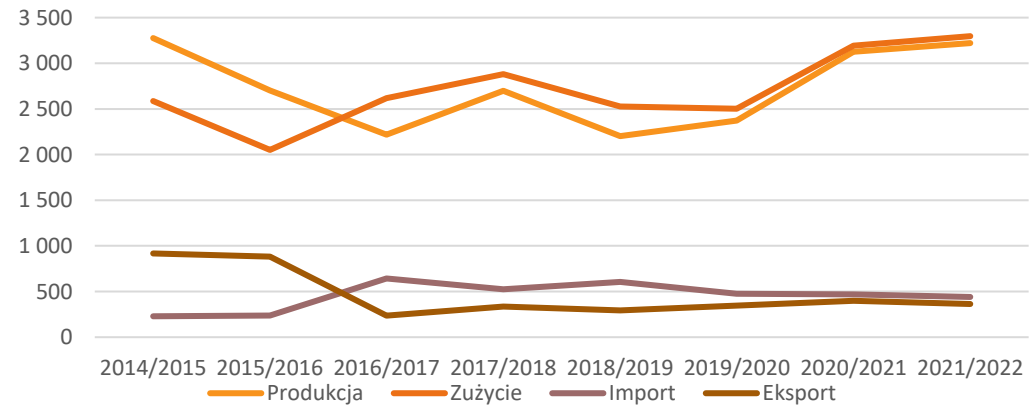
Wykres 24. Struktura polskiego eksportu zbóż w latach 2015-2021 (największych 10 odbiorców)



Źródło: Eurostat.

Ze względu na warunki geograficzne Polski krajowa produkcja roślin oleistych jest zdominowana przez produkcję rzepaku. W latach 2015-2021 jego przeciętna roczna produkcja wyniosła ok. 2,7 mln ton, co było 3 najwyższym wynikiem w UE (po Francji i Niemczech). Warto jednocześnie zauważyć, że w ostatnich latach, po przejściowym spadku na początku analizowanego okresu produkcja rzepaku kształtowała się w łagodnym trendzie wzrostowym, co było efektem rosnących plonów uzyskiwanych z hektara, jak również zwiększającej się powierzchni zasiewów. Jednocześnie przeciętne roczne zużycie rzepaku w Polsce w latach 2015-2021 wyniosło 2,7 mln ton i w analizowanym okresie kształtowało się w trendzie wzrostowym. Tym samym choć na początku analizowanego okresu Polska odnotowywała nadwyżkę w handlu rzepakiem, to w ostatnich latach stała się ona jego importerem netto.

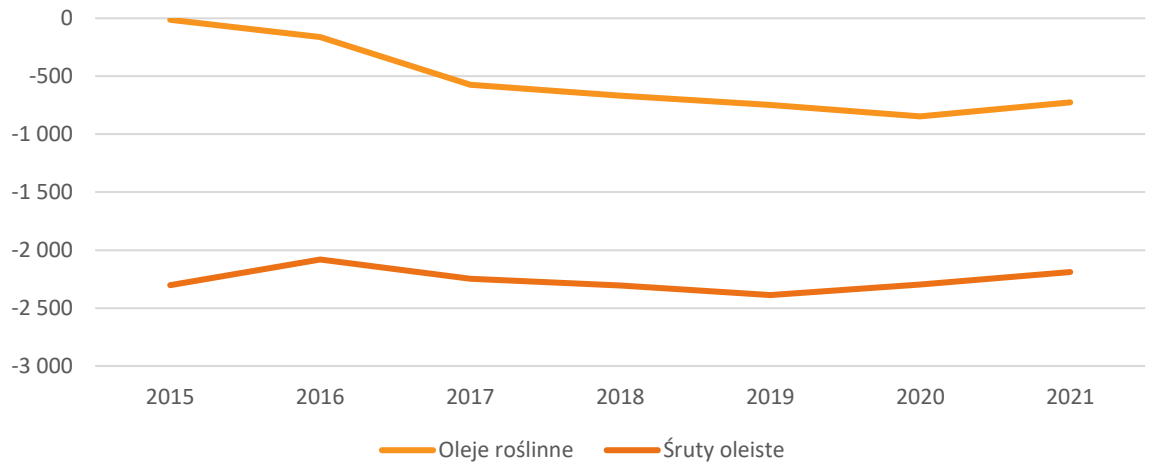
Wykres 25. Bilans rzepaku w Polsce (tys. ton)



Źródło: GUS, IERiGŻ.

Należy jednocześnie zauważyć, że krajowy popyt na rośliny wysokobiałkowe nie ogranicza się jedynie do rzepaku, a ze względu na rosnącą krajową produkcję zwierzęcą Polska jest silnie uzależniona od importu śrut oleistych (w szczególności śruty sojowej) oraz olejów roślinnych.

Wykres 26. Polskie saldo handlu zagranicznego produktami oleistymi (tys. ton)



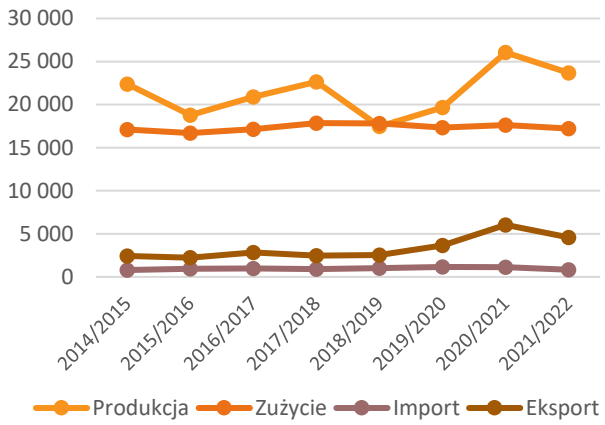
Źródło: GUS, IERiGŻ.

W konsekwencji, choć Polska jest ważnym uczestnikiem unijnego rynku zbóż i roślin oleistych to z perspektywy światowego rynku zbóż jej znaczenie jest niewielkie. Oznacza to, że ceny zbóż i roślin oleistych w Polsce są determinowane przede wszystkim przez sytuację popytowo-podażową na światowym rynku, podczas gdy krajowy rynek jest zbyt mały by wywierać istotny wpływ na globalną sytuację.

1.3. Ogólna charakterystyka rynku pasz w Polsce

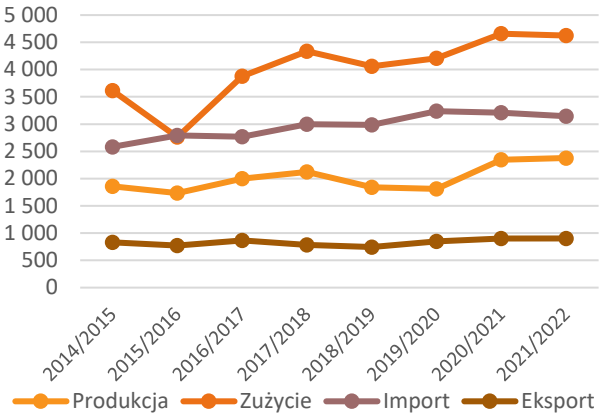
Zużycie pasz w Polsce można zdekomponować na surowce zbożowe oraz surowce wysokobiałkowe, które w latach 2015-2021 stanowiły odpowiednio 81% i 19% zużycia pasz w Polsce. Podczas gdy Polska jest samowystarczalna jeśli chodzi o produkcję surowców zbożowych, to jest silnie uzależniona od importu surowców wysokobiałkowych. Wynika to nie tylko z niewystarczającej krajowej produkcji roślin wysokobiałkowych ale również jej struktury, która jest zdominowana przez rzepak. Ze względu na własności żywieniowe rzepaku, występują istotne ograniczenia w jego stosowaniu w żywieniu drobiu (Brzózka, 2009). W konsekwencji, Polska jest uzależniona od importu przede wszystkim śruty sojowej, którą sprowadza głównie z Argentyny i Brazylii.

Wykres 27. Bilans surowców zbożowych w Polsce (tys. ton)



Źródło: GUS, IERiGŻ *zboża paszowe + produkty

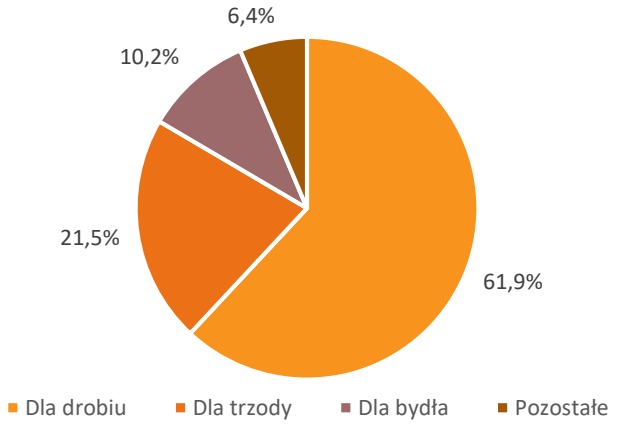
Wykres 28. Bilans surowców wysokobiałkowych w Polsce (tys. ton)



Źródło: GUS, IERiGŻ

Zgodnie z danymi IERiGŻ produkcja pasz przemysłowych w Polsce w 2021 r. wyniosła ok. 11,4 mln ton. Jednocześnie w latach 2015-2021 ich produkcja kształtowała się w trendzie wzrostowym, co wskazuje na rozwój i rosnącą specjalizację produkcji zwierzęcej w Polsce. W analizowanym okresie za 61,9% zużycia pasz odpowiadały pasze dla drobiu. Kolejne miejsca zajmowały pasze dla trzody (21,5%) i bydła (10,2%). Warto jednocześnie zauważyć, że udziały te dość silnie zależą od koniunktury w poszczególnych gałęziach produkcji mięsnej, a w konsekwencji pogłowia poszczególnych gatunków zwierząt.

Wykres 29. Struktura produkcji pasz przemysłowych w Polsce w latach 2015-2021



Źródło: GUS, IERiGŻ.

Warto zauważyć, że rynek pasz jest rynkiem wtórnym względem rynku zbóż i roślin oleistych. W konsekwencji, przedstawione wyżej wnioski dla krajowego rynku zbóż i roślin oleistych mają zastosowanie również dla krajowego rynku pasz. Oznacza to, że ceny na krajowym rynku pasz determinowane są przede wszystkim przez sytuację na światowym rynku, podczas gdy znaczenie czynników lokalnych jest ograniczone.

Rozdział II. Analiza zmian cen na rynku zbóż i pasz

2.1. Przegląd literatury

Już w XIX wieku ekonomiści badali związki przyczynowe między cenami produktów rolnych, produktów przemysłowych a zmianą podaży pieniądza. Zgodnie z hipotezą Cairnesa, w efekcie krótkookresowego wzrostu podaży pieniądza, ceny produktów rolnych reagują szybciej niż ceny produktów przemysłowych (Cairnes, 1873). Według Bordo (1980), wynika to z faktu giełdowego obrotu produktami rolnymi i popularności kontraktów terminowych. Zgodność hipotezy Cairnesa jest generalnie potwierdzana przez ekonomistów, zrobili to m.in. Devadoss i Meyers (1987) dla danych ze Stanów Zjednoczonych[1].

W latach 70. XX wieku badania nad rolą kursu walutowego w rolnictwie zapoczątkował Edward Schuh. Jego artykuł pt. „The Exchange Rate and U.S. Agriculture", stanowił ważny punkt odniesienia dla innych ekonomistów zajmujących się tym tematem. Według Schuha, kurs walutowy odgrywa kluczową rolę we wszystkich aspektach rolnictwa. Zwrócił on uwagę na ścisły związek pomiędzy kursem walutowym a międzynarodowym handlem produktami rolnymi[2]. W pracy z 1974 r. uważał, że „przewartościowany dolar spowodował spadek amerykańskiego eksportu produktów rolnych ze względu na jego względny koszt w innych krajach. Zawyżony dolar doprowadził do obniżenia cen i niższych zysków gospodarstw, powodując niedoszacowanie zasobów gospodarstwa i nadpodaż produkcji."[3] Według Schuha, za zmiany w amerykańskim w imporcie i eksporcie odpowiadało przejście na elastyczne kursy walutowe w latach 70. XX wieku, co było szczególnie widoczne od lat 80. XX wieku, kiedy nastąpił wyraźniejszy wzrost zmienności kursów walutowych. Globalizacja finansowa, rozwój międzynarodowych rynków kapitałowych przyczynił się do wzrostu znaczenia międzynarodowych przepływów kapitału. Impulsy generowane w ramach polityki pieniężnej miały oczywiście wpływ na skalę przepływów jak i na zmiany wartości dolara. Z kolei zmiana wartości dolara miała wpływ na poziom importu i eksportu. W przypadku amerykańskiego rolnictwa, zorientowanego na eksport, zmiany

[1] Do wyjątków należy odrzucenie hipotezy Cairnesa, tak było w przypadku badań Basslera dla danych z Brazylii za okres 1964-1981 (Bessler, 1986).
[2] Schuh (1974).
[3] Jennifer i Kristinek (2002).

w polityce pieniężnej jak i fiskalnej były postrzegane jako dodatkowe obciążenie dla sektora rolniczego.[4] Poglądy Schuha wywołały dużą dyskusję wśród ekonomistów. Niektórzy z nich uważali, że wyolbrzymia on rolę kursów walutowych w rolnictwie[5]. Z pewnością należy jednak pamiętać, że znaczenie kursów walutowych wynika z tego, że wpływają nie tylko na wyceny produktów, ale również, że mają znaczenie w procesach decyzyjnych podejmowanych w ramach polityki strukturalnej[6].

Tematyka wpływu kursów walutowych na ceny produktów rolnych jest niezwykle bogata. Przykładowo Bessler i Babula (1987) ocenili efekty zmian kursów walutowych na ceny i sprzedaż pszenicy z uwzględnieniem cen transportu. Z kolei Bradshaw i Orden (1990) wykorzystując przyczynowość Grangera przetestowali wpływ kursów walutowych na ceny produktów rolnych i eksport. Większość badań potwierdza, że kursy walutowe są ważnym czynnikiem determinującym ceny, podaż i popyt na rynku rolnym (Paarlberg i in., 1994).

O ile sam wpływ kursów walutowych na procesy ustalania cen produktów rolnych oraz wartość wymiany handlowej jest niepodważalny, to jednak nadal nie ma zgody odnośnie do tego, jak duża jest ich rola. Wskazywany jest różny ich wpływ na poszczególne grupy towarów (Tweeten, 1992), a także, że wrażliwość zbóż na zmiany kursów walutowych zależy od tego, czy więcej jest ich eksportowane niż zużywane w kraju (Rausser, Chalfant, Love i Stamoulis, 1986). Uwagę ekonomistów zwracały również zagadnienie wpływu szoków monetarnych (gwałtownego wzrostu podaży pieniądza) na ceny produktów rolnych. Przykładowo Orden i Fackler (1989) wykazali, że szokowa zmiana podaży pieniądza przyczynia się również do niestabilności cen produktów rolnych.

Poza tym, kwestią otwartą pozostaje również określenie zmiennych makroekonomicznych, które mogą mieć wpływ na procesy cenowe na rynku rolnym. Badania empiryczne pokazują w tym przypadku różne wyniki. Szerokie omówienie tej problematyki znajdziemy w przeglądzie literatury dotyczącej relacji między kursami walutowymi i cenami produktów rolnych, w opracowaniu Jennifer J. Kristinek i Davida P. Andersona. Autorzy w bardzo szczegółowy sposób omówili problematykę roli, jaka odgrywa kurs walutowy w rolnictwie, podkreślając, że większość badań potwierdza zależności pomiędzy zmianami kursów walutowych a cenami produktów rolniczych oraz ich eksportem (Kristinek, Anderson, 2002).

Interesujące badania przeprowadzili Johnson, Grennes i Thursby (1977), którzy porównali wpływ kursu walutowego z wpływem zagranicznej polityki handlowej na ceny pszenicy w USA. Ustalili oni, że zagraniczna polityka handlowa, stworzona w celu uchronienia konsumentów przed rosnącymi cenami, miała większy wpływ na krajowe ceny pszenicy niż amerykańska polityka pieniężna. Ustalili, że dewaluacja dolara miała pozytywny wpływ na krajowe ceny pszenicy poprzez zwiększony popyt eksportowy, a co za tym idzie niższą podaż krajową.

[4] Schuh (1984).
[5] Przykładowo Orden (2000) zauważył, że proces rewizji polityki wspierania cen w celu dostosowania do silnego dolara nastąpił mniej więcej w czasie, gdy dolar stracił na wartości. W konsekwencji dewaluacja dolara wsparła amerykański eksport.
[6] Orden (2000).

W przypadku analiz cen zbóż w Polsce, zwracają uwagę wyniki badań przeprowadzonych przez Jerzego Rembezę i Jadwigę Seremak-Bulge, w ramach których przeprowadzono m.in. analizę transmisji cen pomiędzy rynkiem krajowym a zagranicznym (Rembeza, Seremak-Bulge, 2009). Wyniki badań przeprowadzonych dla lata 1996 - 2008 wskazują na ich kointegrację krajowych cen zbóż z cenami zagranicznymi, sugerując, że istnieje pomiędzy nimi długookresowy związek. Ceny zagraniczne silnie wpływają na ceny kukurydzy w Polsce. Z kolei nie stwierdzono praktycznie żadnego wpływu cen polskich zbóż na ceny zagraniczne (Rembeza, Seremak-Bulge, 2009).

W badaniach sytuacji na rynku zbóż wykorzystywane są różne rodzaje modeli ekonometrycznych. Często są to modele ekstrapolacji funkcji trendu, które stanowią najprostszy sposób prognozowania zjawisk charakteryzujących się trendem. W przypadku szeregów czasowych cen produktów rolnych można zaobserwować średniookresowe odchylenia w postaci wahań quasi-cyklicznych wahań. Dlatego też, wykorzystywane są modele rozszerzone o komponent autoregresyjny. Ponadto stosowane są również modele adaptacyjne, gdzie parametry modeli dostosowują się do zmian w czasie. Do tej grupy modeli należą modele wygładzania wykładniczego, model Holta z trendem gasnącym. Do prognoz stosowane są również modele ze zmiennymi objaśniającymi, wektorowe modele autoregresyjne VAR i VECM oraz modele równowagi cząstkowej sektora rolnego[7]. W literaturze poruszającej temat prognozowania cen zbóż, rekomendowane są różne metody ekonometryczne[8]. Należą do nich m.in. klasyczna dekompozycja szeregu czasowego[9], metody regARIMA, prosty model Holta, czy też model Holta z czynnikiem wygładzającym.[10] Należy również zauważyć, że często podkreślanymi problemami odnoszącymi się do szeregów czasowych cen produktów rolnych są ich brak stacjonarności i występowanie sezonowości.

2.2. Zmiany cen zbóż i pasz w Polsce

Wraz z akcesją Polski do Unii Europejskiej, polskie rolnictwo zostało objęte regulacjami unijnymi. Miało to kluczowe znaczenie dla całego rolnictwa. Należą do nich wszystkie instrumenty związane ze Wspólną Polityką Rolną (WPR), czyli m.in. system dopłat bezpośrednich dla producentów rolnych, instrumenty interwencji wewnętrznej, czy też w pewnym okresie system subwencji wspierających eksport. Należy również pamiętać, że z akcesją do Unii Europejskiej wiązało się również zniesienie restrykcji w handlu z krajami UE

[7] Należą do nich na przykład modele AGLINK-COSIMO wykorzystywany przez FAO-OECD oraz model FAPRI wykorzystywany przez Instytut FAPRI.
[8] Na metody te wskazuje Hamulczuk (2013), s. 25-42.
[9] Metoda ta jest odporna na zmiany strukturalne, jej zaletą jest możliwość prognozowania składnika cyklicznego przy wykorzystaniu wiedzy eksperckiej.
[10] Hamulczuk (2013), s. 61-62.

oraz wspólna polityka celna względem krajów trzecich. Ponadto, stopniowa zmiana reżimów walutowych w Polsce z ostatecznym przejściem na system płynnych kursów walutowych, była również czynnikiem wpływającym na ceny zbóż.

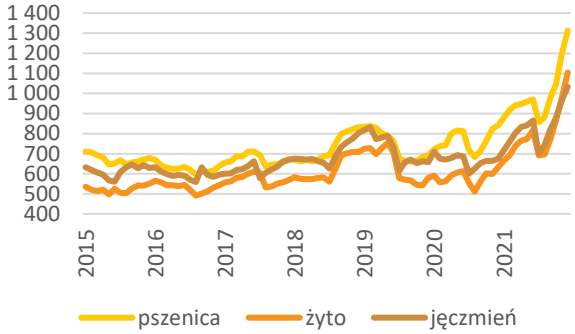
Należy podkreślić, że charakterystycznymi cechami rynku zbóż są silne wahania podaży (zbiorów) zbóż związane z warunkami agrometeorologicznymi oraz znaczny stopień uzależnienia produkcji zwierzęcej od produkcji zbożowej. Zauważalna jest wyraźna korelacja pomiędzy poszczególnymi rodzajami zbóż i pasz. Obserwowana zmienność cen wynika m.in. z czynników egzogenicznych, takich jak: warunki pogodowe, decyzje rolników o skali zasiewów, czy też kształtowania się cen nawozów i surowców energetycznych. Na podkreślenie zasługuje fakt, że w analizowanym okresie mamy do czynienia z różnymi dynamikami cen, co wynika z faktu większego wpływu czynników krajowych w przypadku żyta lub owsa, oraz cen na rynkach międzynarodowych w przypadku pszenicy, kukurydzy czy jęczmienia[11]. Warto również podkreślić sprawę sezonowości cen poszczególnych zbóż. Występują tu różnice (silna lub słaba sezonowość), w zależności m.in. od rozłożenia żniw w czasie, dostępności infrastruktury transportowej i magazynowej, a także stopnia integracji krajowego rynku ze światowym rynkiem (przykładowo większą sezonowością charakteryzują się ceny rzepaku). Problem stanowią skokowe spadki cen, które często pojawiają się po zbiorach[12].

Przez większość analizowanego okresu ceny zbóż charakteryzowały się obniżoną zmiennością i pozostawały na niskich (na tle historycznym) poziomach, co było efektem nadpodaży na światowym rynku zbóż.

W 2020 r. doszło do szerokiego wzrostu cen zbóż związanego z wybuchem pandemii COVID -19. Część krajów, w obawie przed zerwaniem łańcuchów dostaw, podejmowała decyzje o dodatkowych zakupach i gromadzeniu zapasów w celu zabezpieczenia swoich potrzeb. Dodatkowo, Chiny zaczęły zwiększać import z uwagi na odbudowę pogłowia trzody chlewnej w tym kraju po wybuchu ASF w 2019 r.

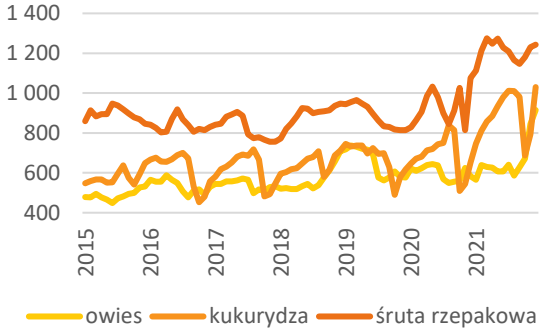
[11] Na taką zależność zwraca uwagę m.in. Hamulczuk (2013), s. 60.
[12] Powoduje to konieczność użycia zmiennych zerojedynkowych z uwagi na brak normalności rozkładu składnika losowego.

Wykres 30. Ceny pszenicy, żyta i jęczmienia (PLN/tona)



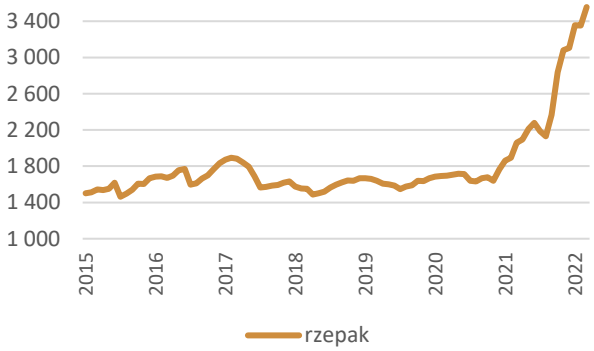
Źródło. GUS.

Wykres 31. Ceny owsa, kukurydzy i śruty rzepakowej (PLN/tona)



Źródło. GUS, Ministerstwo Rolnictwa.

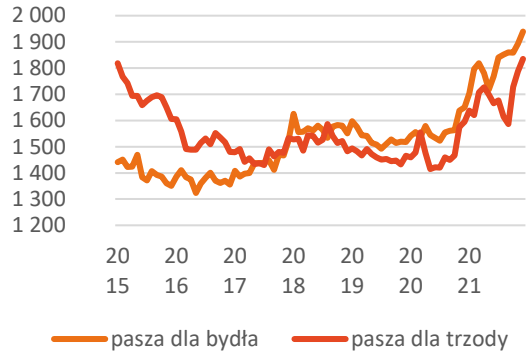
Wykres 32. Ceny rzepaku (PLN/tona)



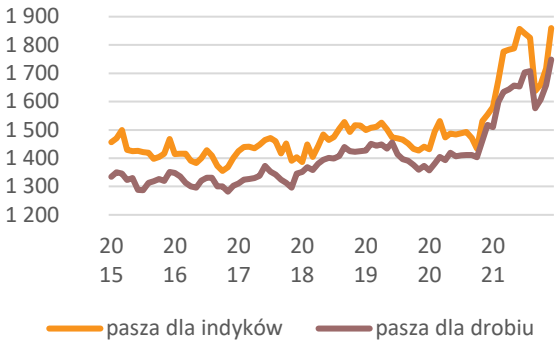
Źródło. Ministerstwo Rolnictwa.

Ceny pasz kształtowały się w ślad za cenami zbóż. Na początku analizowanego okresu charakteryzowały się one niską zmienności, dopiero od 2020 r. pozostawały one w wyraźnym trendzie wzrostowym, będącym efektem silnego wzrostu cen zbóż i zwiększonego światowego popytu na pasze, zgłaszanego przede wszystkim ze strony Chin. W 2020 r. najwyższe wzrosty występowały w przypadku pasz dla drobiu (wzrost o 10,5%). W przypadku bydła i trzody chlewnej, wzrosty były również znaczące (odpowiednio o 8,7% i 8,8%). Jeszcze większe wzrosty dynamiki wystąpiły w 2021 r., wszystkie rodzaje pasz odnotowały dwucyfrowe wzrosty cen. W przypadku ceny pasz dla kur i indyków roczna dynamika zmian wynosiła odpowiednio o 21,5% i 19,7%. Ceny pasz dla bydła i trzody chlewnej rosły w skali roku odpowiednio o 17,5% i 15,1%.

Wykres 33. Ceny pasz dla indyków i drobiu (PLN/tona)



Wykres 34. Ceny pasz dla bydła i trzody chlewnej (PLN/tona)



Źródło. Ministerstwo Rolnictwa.

Należy podkreślić, że procesy cenowe zachodzące na rynkach rolnych opierają się na prawie jednej ceny, zgodnie z którym cena tego samego dobra w kraju A po uwzględnieniu kursu walutowego i kosztów transakcyjnych związanych z przepływem dóbr powinna wynosić tyle samo co w kraju B. W innym przypadku różnice cenowe stworzyłyby przestrzeń do arbitrażu, co byłoby ostatecznie czynnikiem oddziałującym w kierunku zrównywania się tych dwóch cen. Im mniejsze koszty transakcyjne prowadzenia handlu, tym większe możliwości arbitrażu. Z tego powodu unijny rynek zbóż i roślin oleistych jest naturalnym punktem odniesienia dla polskiego rynku. Cena zbóż i roślin oleistych w Polsce nie może w istotny sposób odchylać się od ceny na unijnym rynku, gdyż w warunkach swobodnego przepływu dóbr w ramach Unii Europejskiej stworzyłoby to przestrzeń do przeprowadzenia arbitrażu. To z kolei wskazuje, że poza sytuacją popytowo-podażową na światowym rynku zbóż istotnym czynnikiem, który może wpływać na kształtowanie się cen zbóż, roślin oleistych, a w konsekwencji pasz w Polsce, jest kurs EUR/PLN.

Rozdział III. Analiza czynników determinujących ceny skupu zbóż i pasz w Polsce w latach 2015-2021

Celem analizy ekonometrycznej jest empiryczna weryfikacja czynników warunkujących ceny skupu wybranych zbóż i pasz w Polsce w okresie od stycznia 2015 r. do grudnia 2021 r. W pierwszej części badania skoncentrowano się na identyfikacji determinantów krajowych cen: pszenicy, kukurydzy i rzepaku oraz śruty sojowej, ze szczególnym uwzględnieniem kształtowania się ich cen na rynku światowym, odzwierciedlonych w cenach kontraktów terminowych, a także kursu walutowego, cen frachtu morskiego oraz

wielkości krajowych zbiorów. Uwzględnienie tych zmiennych, pozwoliło na weryfikację znaczenia czynników globalnych (ceny kontraktów terminowych, ceny frachtu) i krajowych (kurs walutowy, wielkość krajowych plonów zbóż i efekty sezonowe) w kształtowaniu się cen zbóż na rynku polskim. Dodatkowo, przedmiotem badania było określenie, czy poziom kursu walutowego oraz jego zmienność mają istotny wpływ na to, w jakim stopniu ceny kontraktów terminowych oddziałują na krajowe ceny zbóż.

W drugiej części analizy, zweryfikowano wpływ krajowych cen zbóż oraz śruty sojowej i rzepakowej na ceny pasz dla drobiu, trzody chlewnej i bydła. W ten sposób określono, jakie rodzaje zbóż i śruty odgrywają kluczową rolę w kształtowaniu krajowych cen pasz.

Podstawą wnioskowania była estymacja parametrów szeregu modeli ekonometrycznych wykorzystujących miesięczne dane o krajowych cenach zbóż i pasz publikowane przez Główny Urząd Statystyczny i Ministerstwo Rolnictwa, miesięczne dane o cenach kontraktów terminowych na zboża publikowane przez Euronext, roczne dane o wielkości plonów zbóż w Polsce dostępne w bazie Eurostatu oraz miesięczne i dzienne kursy walutowe NBP (dzienne dane posłużyły do wyznaczenia zmienności kursu walutowego w poszczególnych miesiącach). Szczegółowy opis danych użytych w analizie zawiera Tabela 1.

Wnioskowanie przeprowadzono na podstawie wyników estymacji następujących rodzajów modeli ekonometrycznych:

1. Modele korekty błędem, które zastosowano do weryfikacji długo- i krótkoterminowych relacji pomiędzy krajowymi cenami zbóż, cenami kontraktów terminowych i kursem walutowym.
2. Modele funkcji reakcji, które zastosowano do wyznaczenia wpływu cen kontraktów terminowych na krajowe ceny zbóż oraz wpływu krajowych cen zbóż na krajowe ceny pasz w horyzoncie 6 miesięcy. Modele tej klasy zostały również wykorzystane do wyznaczenia funkcji reakcji krajowych cen zbóż w zależności od poziomu i zmienności kursu walutowego. W przeciwieństwie do modeli wektorowej autoregresji (VAR), które są powszechnie stosowane w analizach cen na rynkach rolnych, zastosowana metoda pozwala na bezpośrednią estymację parametrów funkcji reakcji oddzielnie dla każdego horyzontu czasowego. Takie podejście nie nakłada ograniczeń dynamicznych, nie wymaga danych o wysokiej częstotliwości i jest bardziej odporne na błędne specyfikacje procesu generowania danych niż ma to miejsce w modelach typu VAR (Auerbach i Gorodnichenko, 2012).

Tabela 1. Zmienne użyte w modelach

Nazwa zmiennej	Opis	Źródło
pszenica_pln	Cena skupy pszenicy w Polsce (PLN/t) – logarytm naturalny	Główny Urząd Statystyczny
kukurydza_pln	Cena skupy kukurydzy w Polsce (PLN/t) – logarytm naturalny	Główny Urząd Statystyczny
rzepak_pln	Cena skupy rzepaku w Polsce (PLN/t) – logarytm naturalny	Ministerstwo Rolnictwa
drób_pln	Cena pasz dla drobiu w Polsce (PLN/t) – logarytm naturalny	Ministerstwo Rolnictwa
trzoda_pln	Cena pasz dla świń w Polsce (PLN/t) – logarytm naturalny	Ministerstwo Rolnictwa
bydło_pln	Cena pasz dla bydła w Polsce (PLN/t) – logarytm naturalny	Ministerstwo Rolnictwa
soja_sruta_pl	Cena śruty sojowej w Polsce (PLN/t) przybliżane na podstawie cen śruty sojowej w porcie w Hamburgu (EUR/t) w przeliczeniu na PLN po kursie NBP) – logarytm naturalny	Refinitiv
rzepak_sruta_pl	Cena śruty rzepakowej w Polsce (PLN/t) – logarytm naturalny	Ministerstwo Rolnictwa
pszenica_crop	Wielkość zbiorów pszenicy w Polsce (dane roczne) – logarytm naturalny	Eurostat
kukurydza_crop	Wielkość zbiorów kukurydzy w Polsce (dane roczne) – logarytm naturalny	Eurostat
rzepak_crop	Wielkość zbiorów rzepaku w Polsce (dane roczne) – logarytm naturalny	Eurostat
pszenica_eur_f	Cena kontraktów terminowych na pszenicę na koniec miesiąca (EUR/t) – logarytm naturalny	Euronext
kukurydza_eur_f	Cena kontraktów terminowych na kukurydzę na koniec miesiąca (EUR/t) – logarytm naturalny	Euronext
rzepak_eur_f	Cena kontraktów terminowych na rzepak na koniec miesiąca (EUR/t) – logarytm naturalny	Euronext
eurpln	Kurs EUR/PLN na koniec miesiąca – logarytm naturalny	NBP
eurpln_sd	Odchylenie standardowe kurs EUR/PLN w okresie każdego miesiąca wyliczone z notowań dziennych – logarytm naturalny	Obliczenia własne na podstawie danych NBP
Fracht	Indeks cen frachtu morskiego na europejskim rynku zbożowym na koniec miesiąca (2013 = 100)	Obliczenia własne na podstawie danych International Grains Council

3.1. Modele korekty błędem dla cen zbóż i śruty sojowej

Analizę krajowych cen zbóż z wykorzystaniem modeli korekty błędem przeprowadzono wykorzystując dwustopniową procedurę zaproponowaną przez Engla-Grangera (1987). W pierwszym kroku, zweryfikowano stacjonarność zmiennych oraz stopień ich integracji na podstawie wyników testu ADF dla, odpowiednio, poziomów i pierwszych różnic.

Wszystkie zmienne okazały się zintegrowane w stopniu pierwszym (Tabela 2). W drugim kroku, dokonano analizy kointegracji zmiennych posługując się testem Engla-Grangera. Wyniki tego testu wskazały na występowanie długoterminowych relacji pomiędzy krajowymi cenami zbóż a cenami odpowiednich kontraktów terminowych i kursem EUR/PLN dla wszystkich rodzajów analizowanych zbóż (Tabela 3). Warto jednak podkreślić, że w przypadku kukurydzy parametr określający wpływ kursu EUR/PLN na krajowe ceny

Tabela 2. Analiza stacjonarności zmiennych użytych w modelu (p-value z testu ADF)

Nazwa zmiennej	Poziom	Pierwsze różnice
pszenica_pln	0.998	0.002
kukurydza_pln	0.584	0.000
rzepak_pln	0.999	0.001
pszenica_eur_f	0.999	0.000
kukurydza_eur_f	0.998	0.002
rzepak_eur_f	1.000	0.009
soja_śruta_pln	0.690	0.000
soja_usd_f	0.829	0.001
eurpln	0.630	0.000
usdpln	0.242	0.000

Tabela 3. Analiza relacji długoterminowych (kointegracji zmiennych)

Zmienne	Statystyka testu Engle-Grangera na kointegrację zmiennych
pszenica_pln, pszenica_eur_f, eurpln	-4.88***
kukurydza_pln, kukurydza_eur_f, eurpln	-6.01***
rzepak_pln, rzepak_eur_f, eurpln	-4.64***
soja_śruta_pln, soja_usd_f, usdpln	-4.162**

Poziomy istotności: *** 1%, ** 5%, * 10%. Wartości krytyczne testu z MacKinnon (1990, 2010).

W trzecim etapie przeprowadzono estymację parametrów modelu korekty błędem o następującej postaci:

$$\Delta y_{i,t} = \beta_0 + \theta\left(y_{i,t-1} - \alpha_1 x_{j,t-1} - \alpha_2 fx_{t-1} - \alpha_0\right) + \beta_1 \Delta y_{i,t-1} + \beta_2 \Delta x_{j,t-1} + \beta_3 \Delta fx_{t-1} + \epsilon_t \quad \text{(M. 1)}$$

gdzie:
$y_{i,t}$ – logarytm naturalny cen skupu zboża lub paszy i w okresie t;
$x_{j,t}$ – logarytm naturalny cen kontraktu terminowego j w okresie t;
fx_t – logarytm naturalny kursu walutowego, w którym są kwotowane ceny kontraktów terminowych (EUR/PLN dla pszenicy, kukurydzy i rzepaku, oraz USD/PLN dla soi) w okresie t;
$\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$ – parametry strukturalne relacji długookresowej;
$\beta_0, \beta_1, \beta_2$ – parametry strukturalne relacji krótkookresowej;
θ – parametr określający tempo powrotu zmiennej objaśnianej do równowagi długookresowej;
ϵ_t – błąd losowy.

W prawidłowo określonej relacji długookresowej parametry α_1, α_2 powinny być dodatnie, co jest tożsame z założeniem, że w długim okresie ceny kontraktów terminowych na zboża, kurs EUR/PLN i krajowe ceny zbóż pozostają w stałej relacji. Jej występowanie można interpretować jako stały, długoterminowy związek, do którego zmienne powracają w przypadku odchylenia od równowagi. Oznacza to, że w długim okresie krajowe ceny analizowanych zbóż są determinowane przez ceny kontraktów terminowych i poziom kursu EUR/PLN. Analogicznie, można oczekiwać, że krótkookresowe parametry β_1, β_2 powinny być dodatnie, co oznacza, że wzrost cen kontraktów terminowych lub deprecjacja PLN prowadzi do wzrostu krajowych cen zbóż. W modelu korekty błędem parametr θ powinien być z kolei ujemny, co gwarantuje, że odchylenia od długoterminowej relacji są stopniowo korygowane. Im parametr θ jest bliższy -1, tym tempo powrotu do tej relacji jest szybsze, z kolei im jest on bliższy zera, tym tempo powrotu do równowagi jest wolniejsze.

Tabela 4. Modele korekty błędem

	(1) Pszenica	(2) Kukurydza	(3) Rzepak	(4) Śruta sojowa
Relacja długookresowa				
eurpln	0.509**	0.902	0.365*	
	(0.254)	(0.563)	(0.216)	
usdpln				0. 810***
				(0.211)
pszenica_eur_f	1.004***			
	(0.052)			
kukurydza_eur_f		0.836***		
		(0.122)		
rzepak_eur_f			0.874***	
			(0.037)	
soja_usd_f				0.794***
				(0.059)
Stała	0.612**	0.859	1.687***	0.677
	(0.281)	(0574)	(0.224)	(0.462)
EC term (t-1)	-0.168*	-0.502***	-0.378***	-0.332***
	(0.088)	(0.093)	(0.092)	(0.138)
Δ eurpln (t-1)	0.544*	-0.928	-0.182	
	(0.279)	(0.632)	(0.245)	
Δ usdpln (t-1)				-0.328
				(0.363)
Δ pszenica_pl (t-1)	0.229**			
	(0.111)			
Δ pszenica_eur_f (t-1)	0.296**			
	(0.127)			
Δ kukurydza_pl (t-1)		0.349***		
		(0.100)		
Δ kukurydza_eur_f (t-1)		0.255		
		(0.249)		
Δ rzepak_pl (t-1)			0.357***	
			(0.114)	
Δ rzepak_eur_f (t-1)			-0.042	
			(0.140)	
Δ śruta_sojowa_pl (t-1)				0.019
				(0.134)
Δ soja_usd_f (t-1)				0.262
				(0.234)
Stała	0.006	0.007	0.008*	0.003
	(0.004)	(0.010)	(0.004)	(0.010)
R2	**0.329**	**0.357**	**0.302**	**0.11**
Obs	**85**	**85**	**85**	**85**

W nawiasach podano odchylenia standardowe oszacowań parametrów, * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

Uzyskane wyniki estymacji modeli korekty błędem (Tabela 4) wskazują, że:

- Pszenica: występuje długookresowa relacja kointegrująca pomiędzy krajowymi cenami pszenicy oraz cenami kontraktów terminowych na pszenicę i poziomem kursu EUR/PLN. Odchylenia krajowych cen pszenicy od relacji długookresowej są systematycznie korygowane. Punktowa wartość parametru $\theta = -0.168$ oznacza, że 16.8% tych odchyleń jest korygowana w okresie jednego miesiąca, co odpowiada ok. 90% korekty odchyleń w okresie roku. Parametry krótkookresowe wskazują, że 10% wzrost cen kontraktów terminowych na pszenicę zwiększał krajowe ceny pszenicy o ok. 3.0%. Spośród trzech analizowanych zbóż, krótkoterminowy wpływ kursu walutowego na ceny krajowe stwierdzono jedynie w przypadku pszenicy.
- Kukurydza: występuje długookresowa relacja kointegrująca pomiędzy krajowymi cenami kukurydzy oraz cenami kontraktów terminowych na kukurydzę i poziomem kursu EUR/PLN. Punktowa wartość parametru $\theta = -0.502$ oznacza, że 50.2% odchyleń jest korygowana w okresie jednego miesiąca. Tempo powrotu krajowych cen kukurydzy do relacji długoterminowej okazało się zatem trzykrotnie szybsze niż w przypadku krajowych cen pszenicy. Parametry krótkookresowe dla cen kontraktów terminowych i kursu EUR/PLN nie okazały się statystycznie istotne.
- Rzepak: występuje długookresowa relacja kointegrująca pomiędzy krajowymi cenami rzepaku oraz cenami kontraktów terminowych na rzepak i poziomem kursu EUR/PLN. Punktowa wartość parametru $\theta = -0.378$ oznacza, że 37.8% odchyleń jest korygowana w okresie jednego miesiąca. Tempo powrotu krajowych cen rzepaku do relacji długoterminowej jest zatem ponad dwukrotnie szybsze niż ma to miejsce w przypadku krajowych cen pszenicy. Parametry krótkookresowe dla cen kontraktów terminowych i kursu EUR/PLN nie okazały się statystycznie istotne.
- Śruta sojowa: występuje długookresowa relacja kointegrująca pomiędzy krajowymi cenami śruty sojowej oraz cenami kontraktów terminowych na soję i poziomem kursu USD/PLN. Punktowa wartość parametru $\theta = -0.332$ oznacza, że 33.2% odchyleń jest korygowana w okresie jednego miesiąca. Tempo powrotu krajowych cen śruty sojowej do relacji długoterminowej jest zatem ponad dwukrotnie szybsze niż ma to miejsce w przypadku krajowych cen pszenicy. Parametry krótkookresowe dla cen kontraktów terminowych i kursu USD/PLN nie okazały się statystycznie istotne.

3.2. Funkcja reakcji dla krajowych cen zbóż i śruty sojowej

W tej części badania dokonano estymacji parametrów funkcji reakcji krajowych cen zbóż i śruty sojowej z uwzględnieniem zmiany cen kontraktów terminowych, a następnie przeprowadzono analizę parametrów funkcji reakcji z rozróżnieniem poziomu i zmienności kursu EUR/PLN i USD/PLN.

3.2.1. Funkcja reakcji cen zbóż na ceny kontraktów terminowych

W analizowanych modelach funkcji reakcji krajowych cen pszenicy, kukurydzy, rzepaku i śruty sojowej (PLN) głównymi determinantami były ceny kontraktów terminowych na te surowce rolne na rynku europejskim (w EUR/PLN lub USD/PLN), kurs walutowy, indeks cen frachtu morskiego i wielkość krajowych zbiorów zbóż. Bazowa specyfikacja modelu jest następująca:

$$\begin{aligned}\Delta y_{i,\mathrm{h}} = \; & y_{i,\mathrm{t+h}} - y_{i,\mathrm{t-1}} \\ & = \alpha_0 + \alpha_{1,h}\Delta x_{i,t}^{F} + \alpha_2 fx_t + \alpha_3 fracht_t + \alpha_4 crop_t \\ & + +\alpha_5 month + \varepsilon_t\end{aligned} \qquad \text{(M.2)}$$

gdzie:

$y_{\mathrm{i,t+h}}$ – logarytm naturalny krajowych cen skupu zboża/śruty sojowej *i* w PLN w okresie *t+h*, gdzie $h = 0,1,\ldots,6$;

$x_{i,t}^{F}$ – logarytm naturalny cen kontraktów terminowych na zboże/soję *i* w EUR w okresie t;

fx_t – logarytm naturalny kursu walutowego, w jakim są kwotowane kontrakty terminowe (EUR/PLN dla pszenicy, kukurydzy i rzepaku oraz USD/PLN dla soi) w okresie t;

$fracht_t$ – zmiana indeksu cen frachtu morskiego w okresie t;

$crop_t$ – wielkość krajowych zbiorów zboża *i* w okresie *t* (identyczna wartość dla wszystkich miesięcy w roku), zmienna nie występuje w modelu dla śruty sojowej;

$month$ – wektor zmiennych binarnych określający miesięczne efekty sezonowe;
$\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5$ – parametry strukturalne modelu;
ϵ_t – błąd losowy.

Wśród zmiennych kontrolnych w modelu M.2 uwzględniono pierwsze opóźnienia zmian krajowych cen zbóż, cen kontraktów terminowych, kursu EUR/PLN oraz zmian indeksu cen frachtu. Dodatkowo, specyfikacja modelu zawiera zmiany cen kontraktów terminowych na te surowce rolne, poziomu kuru walutowego oraz zmiany indeksu cen frachtu morskiego dla każdego analizowanego horyzontu *h*. W ten sposób uzyskane oszacowania modelu nie są obciążone przez zmiany tych parametrów w analizowanym horyzoncie. Przykładowo, dla *h=2* specyfikacja modelu dla pszenicy zawiera zmiany cen kontraktów terminowych na pszenicę, kurs EUR/PLN oraz zmiany indeksu cen frachtu w okresie t+1 i t+2. W modelu M.2 zmienne objaśniane zostały zdefiniowane jako różnica logarytmów cen odpowiednich surowców rolnych wyznaczone oddzielnie dla każdego horyzontu czasowego h = 0, 1,…, 6. W efekcie, parametr $\alpha_{1,h}$ należy interpretować jako skumulowaną zmianę cen zboża *i* w horyzoncie *h* na zmianę cen kontraktów terminowych na zboże *i* na rynku europejskim w okresie *t=0*. Ponieważ jednym z głównych celów badania była weryfikacja wpływu kursu walutowego na kształtowanie krajowych cen surowców rolnych, po

każdej estymacji zilustrowano wpływ hipotetycznej deprecjacji PLN względem EUR o 1% na ceny pszenicy, kukurydzy i rzepaku w horyzoncie 6 miesięcy.

Uzyskane wyniki estymacji funkcji reakcji cen zbóż wskazują, że:

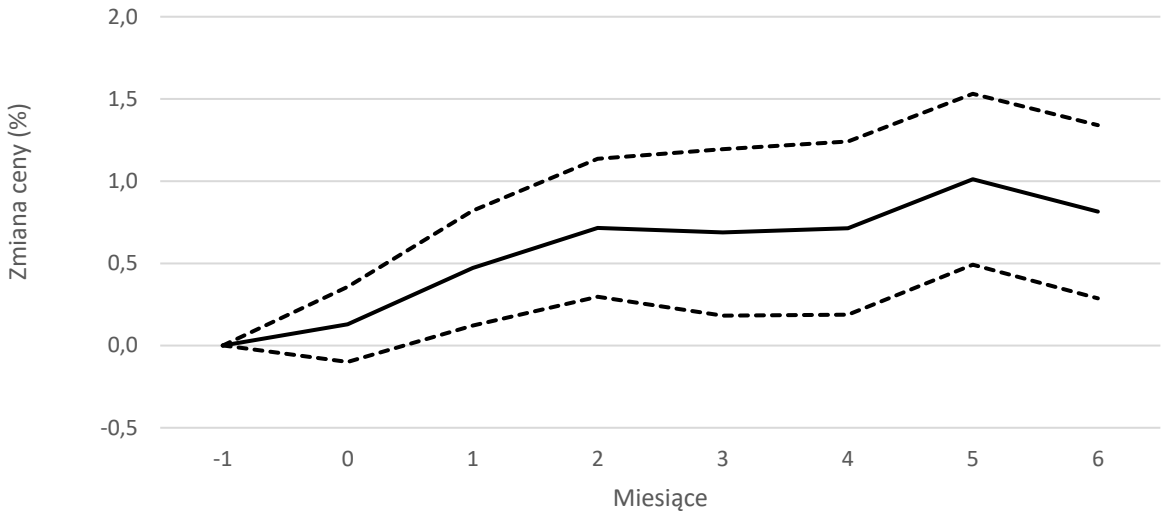
- Pszenica: zmiany cen kontraktów terminowych na pszenicę są bardzo szybko odzwierciedlone w zmianach krajowych cen pszenicy: zmiana cen kontraktów terminowych na pszenicę o 1% powoduje natychmiastowy (tj. w okresie t=0) wzrost krajowych cen pszenicy o ok. 0.5%, a od kolejnego miesiąca (tj. od okres t=1,..,6) już także o ok. 1% (Tabela 5). Deprecjacja kursu EUR/PLN podnosi krajowe ceny pszenicy, przy czym efekty te dokonują się z 1-miesięcznym opóźnieniem. Pod koniec analizowanego 6-miesięcznego horyzontu do wzrostu krajowych cen pszenicy przyczynia się także wzrost cen frachtu morskiego, przy czym ta zależność nie jest stabilna. Skumulowana zmian krajowych cen pszenicy w reakcji na deprecjację PLN względem EUR jest statystycznie różna od zera od pierwszego miesiąca projekcji (Tabela 5). Punktowe oszacowanie wskazuje, że od drugiego miesiąca od wystąpienia 1% deprecjacji PLN krajowe ceny pszenicy rosną także o ok. 1%.

Tabela 5. Funkcja reakcji cen pszenicy w Polsce (PLN) na zmiany ceny kontraktów terminowych na pszenicę (w EUR)

	Month_0	Month_1	Month_2	Month_3	Month_4	Month_5	Month_6
Δ pszenica_pl (t-1)	0.287***	0.477***	0.442**	0.286	0.232	0.334	0.170
	(0.097)	(0.147)	(0.173)	(0.214)	(0.218)	(0.212)	(0.236)
Δ pszenica_eur_f	0.418***	0.886***	1.049***	1.134***	1.376***	1.276***	1.267***
	(0.069)	(0.098)	(0.115)	(0.140)	(0.145)	(0.144)	(0.148)
Δ pszenica_eur_f (t-1)	0.323***	0.431***	0.599***	0.804***	0.734***	0.664***	0.870***
	(0.082)	(0.120)	(0.144)	(0.185)	(0.184)	(0.181)	(0.201)
Δ eurpln	-0.083	0.322	0.432	0.664*	0.613	0.913**	0.939**
	(0.182)	(0.275)	(0.332)	(0.395)	(0.410)	(0.405)	(0.409)
Δ eurpln (t-1)	0.341*	0.622**	0.999***	0.711*	0.815**	1.109***	0.688*
	(0.184)	(0.268)	(0.313)	(0.383)	(0.389)	(0.380)	(0.394)
Δ fracht	0.000	-0.000	0.000	0.000	0.001	0.002***	0.001
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
Δ fracht (t-1)	-0.000	0.000	-0.000	0.000	0.001	0.000	0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
pszenica_crop	0.040	0.060	0.096	0.128*	0.074	0.026	0.027
	(0.035)	(0.050)	(0.059)	(0.071)	(0.074)	(0.076)	(0.084)
R2	0.766	0.842	0.882	0.892	0.921	0.940	0.950
Obs	82	82	82	82	81	80	79

W tabeli nie zawarto oszacowań parametrów dla miesięcznych zmiennych sezonowych oraz wyrazu wolnego. W nawiasach podano odchylenia standardowe oszacowań parametrów modelu, * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Wykres 35. Funkcja reakcji: zmiana krajowych cen pszenicy (PLN) w reakcji na 1% deprecjację PLN względem EUR



Uwaga: Linia ciągła przedstawia skumulowaną zmianę krajowych cen pszenicy w reakcji na 1% deprecjację PLN względem EUR. Linie przerywane wyznaczają 90% przedział ufności.

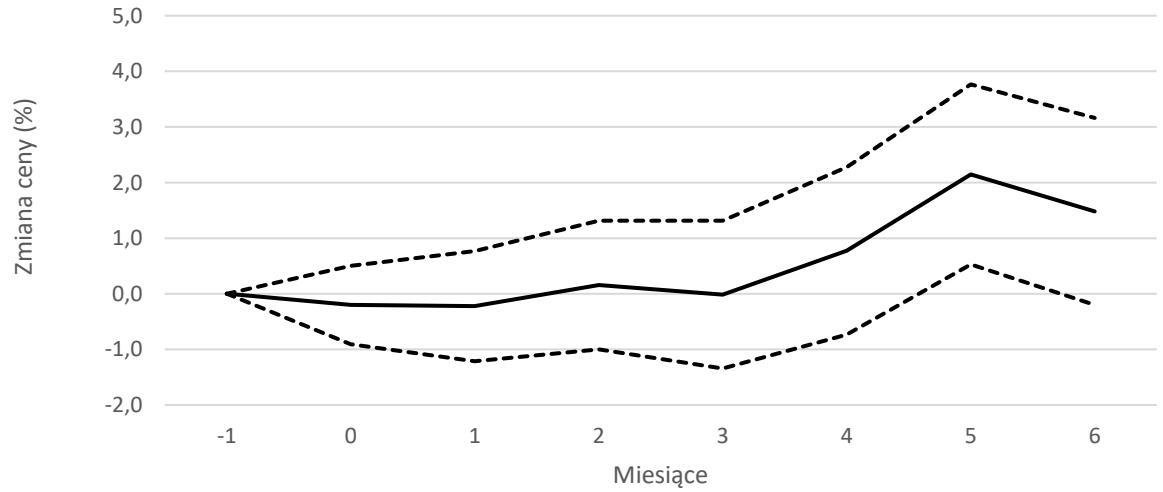
- Kukurydza: zmiany cen kontraktów terminowych na kukurydzę mają niewielki wpływ na zmiany krajowych cen kukurydzy, a ponadto efekty te ujawniają się z dużym opóźnieniem (Tabela 6). O słabszym wpływie sytuacji globalnej na krajowe ceny kukurydzy świadczy także to, że efekty kursu EUR/PLN są statystycznie istotne dopiero pod koniec analizowanego horyzontu. Ceny frachtu morskiego nie okazały się istotnym czynnikiem kształtującym krajowe cen kukurydzy. Krajowy rynek kukurydzy jest zatem bardzo słabo zintegrowany z rynkiem globalnym. Wyniki są zatem spójne z przeprowadzoną wcześniej analizą modelu korekty błędem, w której oszacowanie parametru określającego kurs EUR/PLN w równaniu długookresowym dla kukurydzy okazało się dodatnie, ale nieistotne statystycznie. Skumulowana zmian krajowych cen kukurydzy w reakcji na deprecjację PLN względem EUR jest statystycznie różna od zera dopiero w czwartym miesiącu po wystąpieniu zmian na rynku walutowym (Tabela 6).

Tabela 6. Funkcja reakcji cen skupu kukurydzy w Polsce (PLN) na zmiany ceny kontraktów terminowych na kukurydzę (EUR)

	Month_0	Month_1	Month_2	Month_3	Month_4	Month_5	Month_6
Δ kukurydza_pl (t-1)	-0.069	-0.216	-0.205	-0.235	-0.317	-0.278	-0.391
	(0.130)	(0.172)	(0.197)	(0.220)	(0.259)	(0.290)	(0.307)
Δ kukurydza_eur_f	-0.151	-0.254	0.247	0.362	0.933**	0.674	0.395
	(0.228)	(0.300)	(0.364)	(0.406)	(0.436)	(0.486)	(0.546)
Δ kukurydza_eur_f (t-1)	-0.109	0.441	0.582	1.117***	0.882*	0.694	1.011*
	(0.227)	(0.316)	(0.364)	(0.407)	(0.456)	(0.521)	(0.557)
Δ eurpln	0.223	-0.401	0.227	0.209	0.506	2.192*	2.667**
	(0.551)	(0.752)	(0.896)	(1.009)	(1.145)	(1.233)	(1.283)
Δ eurpln (t-1)	-0.627	-0.042	0.088	-0.235	1.037	2.101*	0.293
	(0.559)	(0.766)	(0.883)	(1.026)	(1.119)	(1.185)	(1.258)
Δ fracht	-0.000	-0.000	0.001	0.001	-0.001	0.002	0.001
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
Δ fracht (t-1)	-0.000	0.001	0.001	-0.001	0.001	0.001	0.000
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
kukurydza_crop	0.034	0.030	0.029	0.039	0.035	0.027	0.067
	(0.029)	(0.039)	(0.046)	(0.054)	(0.062)	(0.073)	(0.089)
R2	0.677	0.762	0.772	0.774	0.770	0.764	0.779
Obs	82	82	82	82	81	80	79

W tabeli nie zawarto oszacowań parametrów dla miesięcznych zmiennych sezonowych oraz wyrazu wolnego. W nawiasach podano odchylenia standardowe oszacowań parametrów modelu, * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

Wykres 36. Funkcja reakcji: zmiana krajowych cen kukurydzy (PLN) w reakcji na 1% deprecjację PLN względem EUR



Uwaga: Linia ciągła przedstawia skumulowaną zmianę krajowych cen kukurydzy w reakcji na 1% deprecjację PLN względem EUR. Linie przerywane wyznaczają 90% przedział ufności.

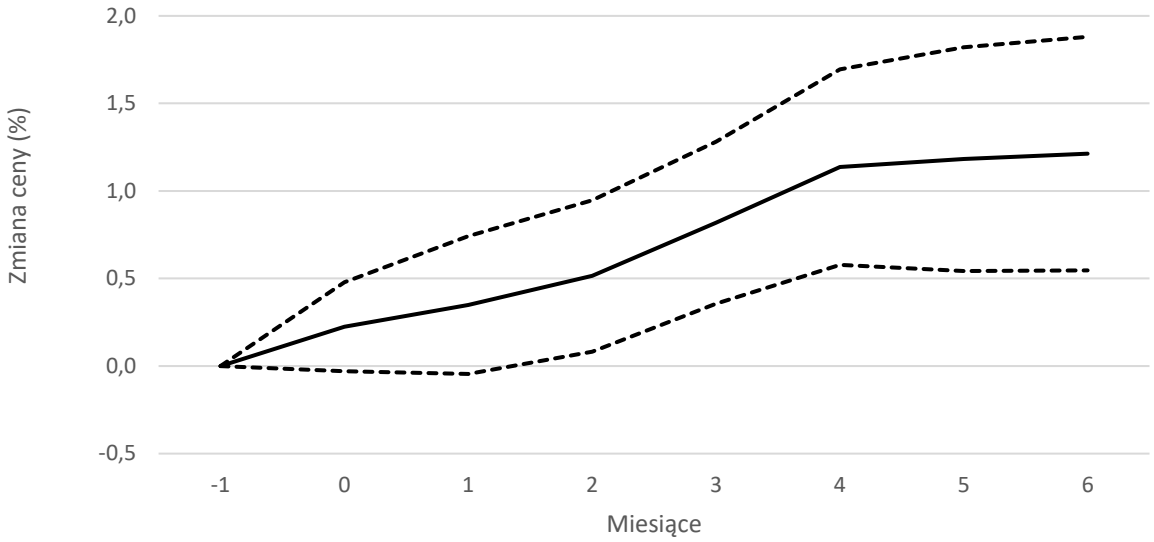
- **Rzepak**: zmiany cen kontraktów terminowych na rzepak oraz zmiany kursu EUR/PLN są silnie odzwierciedlane w krajowych cenach rzepaku w całym analizowanym horyzoncie (Tabela 7). Warto odnotować, że w przeciwieństwie do pszenicy, ceny rzepaku dostosowują się do zmian kursu EUR/PLN bez 1-miesięcznego opóźnienia. Ceny frachtu morskiego nie okazały się istotną determinantą krajowych cen rzepaku. Skumulowana zmiana krajowych cen pszenicy w reakcji na deprecjację PLN względem EUR jest statystycznie różna od zera od drugiego miesiąca projekcji. Punktowe oszacowanie wskazuje, że od czwartego miesiąca od wystąpienia 1% deprecjacji PLN krajowe ceny rzepaku są wyższe także o ok. 1%. Uzyskane wyniki świadczą o silnej integracji krajowego rynku rzepaku z rynkiem światowym, podobnie jak w przypadku pszenicy.

Tabela 7. Funkcja reakcji cen skupu rzepaku w Polsce (PLN) na zmiany ceny kontraktów terminowych na rzepak (EUR)

	Month_0	Month_1	Month_2	Month_3	Month_4	Month_5	Month_6
Δ rzepak_pl (t-1)	0.158	-0.044	-0.166	0.069	0.174	0.380	0.416
	(0.117)	(0.178)	(0.195)	(0.206)	(0.255)	(0.319)	(0.340)
Δ rzepak_eur_f	0.410***	0.557***	0.824***	0.942***	0.858***	0.840***	0.841***
	(0.097)	(0.153)	(0.165)	(0.172)	(0.199)	(0.229)	(0.263)
Δ rzepak_eur_f (t-1)	0.164	0.564***	0.745***	0.553***	0.536**	0.658**	0.879***
	(0.115)	(0.172)	(0.185)	(0.196)	(0.232)	(0.266)	(0.283)
Δ eurpln	0.446**	0.551*	0.568	0.988***	1.408***	1.649***	1.662***
	(0.199)	(0.309)	(0.345)	(0.360)	(0.426)	(0.488)	(0.507)
Δ eurpln (t-1)	0.004	0.146	0.461	0.650*	0.864**	0.715	0.763
	(0.206)	(0.309)	(0.333)	(0.355)	(0.418)	(0.471)	(0.500)
Δ fracht	0.000	0.001*	0.000	-0.000	0.000	0.000	-0.001
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
Δ fracht (t-1)	0.001*	-0.000	-0.000	0.000	0.000	-0.000	0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
rapeseed_crop	0.011	0.031	0.055	0.054	0.050	0.038	0.047
	(0.022)	(0.033)	(0.036)	(0.038)	(0.045)	(0.053)	(0.061)
R2	0.655	0.738	0.830	0.881	0.894	0.905	0.917
Obs	82	82	82	82	81	80	79

W tabeli nie zawarto oszacowań parametrów dla miesięcznych zmiennych sezonowych oraz wyrazu wolnego. W nawiasach podano odchylenia standardowe oszacowań parametrów modelu, * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Wykres 37. Funkcja reakcji: zmiana krajowych cen rzepaku (PLN) w reakcji na 1% deprecjację PLN względem EUR



Uwaga: Linia ciągła przedstawia skumulowaną zmianę krajowych cen kukurydzy w reakcji na 1% deprecjację PLN względem EUR. Linie przerywane wyznaczają 90% przedział ufności.

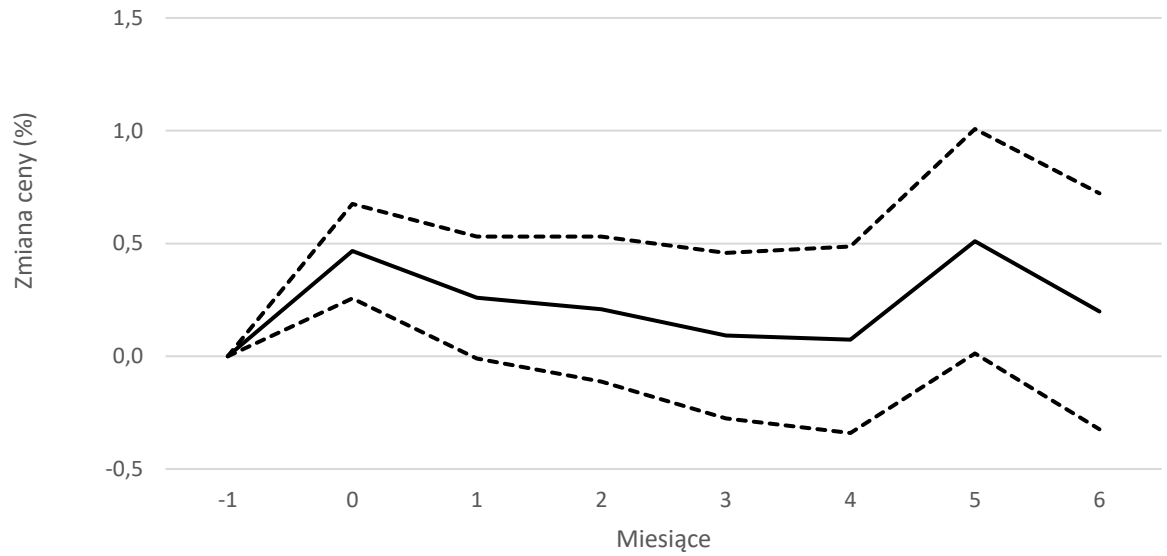
- Śruta sojowa: zmiany cen kontraktów terminowych na soję oraz zmiany kursu USD/PLN są tylko w ograniczonym stopniu odzwierciedlane w krajowych cenach śruty sojowej. Wprawdzie zmiany cen kontraktów terminowych na soję są praktycznie natychmiast przenoszone w pełnej skali na krajowe ceny śruty sojowej, to jednak efekt ten bardzo szybko przestaje być statystycznie istotny (Tabela 8). Podobnie, spadek kursu USD/PLN podwyższa krajowe ceny śruty sojowej, ale efekt ten przestaje być statystycznie istotny już od drugiego miesiąca od wystąpienia zmian na rynku walutowym (Wykres 38). Uzyskane wyniki świadczą o silnej, ale krótkotrwałej integracji krajowego rynku śruty sojowej ze światowym rynkiem soi.

Tabela 8. Funkcja reakcji cen skupu śruty sojowej w Polsce (PLN) na zmiany ceny kontraktów terminowych na soję (USD)

	Month_0	Month_1	Month_2	Month_3	Month_4	Month_5	Month_6
Δ śruta_soja_pl (t-1)	-0.350***	-0.231	-0.202	-0.207	-0.243	-0.557**	-0.378
	(0.128)	(0.155)	(0.188)	(0.224)	(0.254)	(0.270)	(0.272)
Δ soja_usd_f	0.932***	0.520	0.418	0.183	0.146	1.020*	0.398
	(0.254)	(0.328)	(0.390)	(0.445)	(0.501)	(0.603)	(0.634)
Δ soja_usd_f (t-1)	-0.034	-0.304	-0.565	-0.529	-0.224	-0.435	-0.673
	(0.249)	(0.297)	(0.345)	(0.391)	(0.501)	(0.537)	(0.573)
Δ usdpln	1.145***	0.746*	0.378	0.214	0.167	0.142	-0.092
	(0.362)	(0.416)	(0.493)	(0.566)	(0.644)	(0.666)	(0.674)
Δ usdpln (t-1)	0.020	-0.373	-0.613	-0.485	-0.655	-0.634	-0.581
	(0.379)	(0.433)	(0.519)	(0.586)	(0.676)	(0.713)	(0.723)
Δ fracht	0.001	0.000	0.002*	0.001	0.001	0.002	0.002
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
Δ fracht (t-1)	0.000	0.002	0.001	0.001	0.001	0.001	0.000
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
R2	0.368	0.552	0.590	0.619	0.572	0.600	0.653
Obs	85	84	83	82	81	80	79

W tabeli nie zawarto oszacowań parametrów dla miesięcznych zmiennych sezonowych oraz wyrazu wolnego. W nawiasach podano odchylenia standardowe oszacowań parametrów modelu, * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

Wykres 38. Funkcja reakcji: zmiana krajowych cen śruty sojowej (PLN) w reakcji na 1% deprecjację PLN względem USD



Uwaga: Linia ciągła przedstawia skumulowaną zmianę krajowych cen śruty sojowej w reakcji na 1% deprecjację PLN względem USD. Linie przerywane wyznaczają 90% przedział ufności.

3.2.2. Funkcja reakcji cen zbóż na ceny kontraktów terminowych

W tej części badania, weryfikowano czy poziom i zmienność kursu walutowego wpływają na parametry funkcji reakcji krajowych cen zbóż na zmiany cen kontraktów terminowych. Poziom i zmienność kursu walutowego odnoszą się tutaj do średnich wartości tych miar obserwowanych w analizowanym okresie, tj. styczeń 2015 - grudzień 2021. Podstawą wnioskowania o wpływie sytuacji na rynku walutowym na ceny zbóż była estymacja parametrów zmodyfikowanej specyfikacji modelu M.2 o następującej postaci:

$$\Delta y_{i,\mathrm{h}} = \alpha_0 + \alpha^L_{11,h}F(x_t)\Delta \mathrm{x}_{j,\mathrm{t}} + \alpha^L_{12,h}F(x_t)\Delta \mathrm{x}_{j,\mathrm{t-1}} + \alpha^H_{21,h}(1-F(x_t))\Delta \mathrm{x}_{j,\mathrm{t}} + \alpha^H_{22,h}(1-F(x_t))\Delta \mathrm{x}_{j,\mathrm{t-1}} + month + \varepsilon_t \quad \text{(M. 3)}$$

gdzie:

$F(x_t) = \frac{\exp(-\gamma * x_t)}{1+\exp(-\gamma * x_t)}, \gamma > 0$ jest tzw. *smooth transition function* zaproponowaną przez Auerbach i Gorodnichenko (2012) do estymacji parametrów funkcji reakcji gospodarki na wstrząsy fiskalne w różnych warunkach makroekonomicznych. Funkcja F wykorzystuje transformację logistyczną wystandaryzowanego parametru x, który w naszym zastosowaniu obrazuje warunki na krajowym rynku walutowym identyfikowane przez poziom lub zmienność kursu EUR/PLN.

Analogicznie jak Auerbach i Gorodnichenko (2012), w naszym badaniu przyjęliśmy wartość parametru skalującego $\gamma = 1.5$. Oszacowane parametry modelu mają następującą interpretację:

- Suma parametrów $\alpha^L_{11,h} + \alpha^L_{12,h}$ oznacza skumulowaną zmianę cen analizowanego zboża lub paszy w PLN w reakcji na zmianę ceny kontraktów terminowych w EUR w horyzoncie *h* miesięcy w warunkach odpowiednio niskiego poziomu kursu EUR/PLN lub niskiej zmienności kursu EUR/PLN
- Suma parametrów $\alpha^H_{21,h} + \alpha^H_{22,h}$ oznacza skumulowaną zmianę cen analizowanego zboża lub paszy w reakcji na zmianę ceny kontraktów terminowych w EUR w horyzoncie h miesięcy w warunkach odpowiednio wysokiego poziomu kursu EUR/PLN lub wysokiej zmienności kursu EUR/PLN.

Do oceny, czy funkcje reakcji istotnie różnią się w zależności od sytuacji panującej na rynku walutowym zastosowano standardowy test t-Studenta weryfikujący równość następującej kombinacji liniowej parametrów $\alpha^L_{11,h} + \alpha^L_{12,h} = \alpha^H_{11,h} + \alpha^H_{12,h}$. Hipoteza zerowa w tym teście zakłada, że sumy obu parametrów nie różnią się od siebie. Sumy obu parametrów oraz poziom istotności testu restrykcji liniowych dla każdego horyzontu projekcji przedstawiono w tabelach prezentujących wyniki estymacji.

Przeprowadzona analiza wskazuje, że:

- Pszenica: Wpływ zmian kontraktów terminowych na krajowe ceny pszenicy różni się w zależności od poziomu i zmienności kursu EUR/PLN. W warunkach deprecjacji PLN, wzrost cen kontraktów terminowych na pszenicę skutkuje silniejszymi

wahaniami krajowych cen pszenicy niż ma to miejsce w warunkach aprecjacji PLN (Tabela 9). Różnice te są statystycznie istotne do 4 miesiąca od momentu wystąpienia zmian cen kontraktów terminowych. Do wzmocnienia reakcji krajowych cen na zmiany cen kontraktów terminowych przyczynia się także podwyższona zmienność kursu EUR/PLN, przy czym efekt ten jest statystycznie istotny jedynie w miesiącu, w którym występują zmiany cen kontraktów terminowych (Tabela 9). Wyniki te wskazują więc, iż w warunkach znacznej deprecjacji i (często towarzyszącej jej) wysokiej zmienności kursu walutowego ceny krajowe są w większym stopniu dostosowywane do cen światowych, prawdopodobnie ze względu na potencjalnie wyższe koszty braku takiego dostosowania, niż w sytuacji mocnego i stabilnego kursu złotego.

- Kukurydza: Wpływ zmian kontraktów terminowych na krajowe ceny pszenicy nie różni się w zależności od poziomu i zmienności kursu EUR/PLN (Tabela 11 i 12).
- Rzepak: Punktowe oszacowania parametrów wskazują, że gdy poziom kursu EUR/PLN kształtuje się powyżej jego średnich wartości zaobserwowanych w próbie, to rosnącym cenom kontraktów terminowych na rzepak towarzyszy wzrost cen tego zboża na rynku krajowym. Z kolei dla niskiego poziomu kursu EUR/PLN względem jego przeciętnego poziomu w próbie, ten efekt nie okazał się statystycznie istotny (Tabela 13). Zmienność kursu EUR/PLN nie miała istotnego wpływu na skalę oddziaływanie zmian kontraktów terminowych na krajowe ceny rzepaku (Tabela 14).
- Śruta sojowa: oszacowania parametrów wskazują, że poziom kuru USD/PLN nie różnicuje istotnie skali wpływu cen kontraktów terminowych na soję na kształtowanie się krajowych cen śruty sojowej (Tabela 15). Jednocześnie jednak uzyskanie wyniki pokazują, że krajowe ceny śruty sojowej są istotnie podbijane w okresach, gdy zmienność kursu USD/PLN znajduje się powyżej średnich poziomów obserwowanych w próbie (Tabela 16).

Tabela 9. Funkcja reakcji cen pszenicy w Polsce na zmiany ceny kontraktów terminowych na pszenicę (EUR) w zależności od poziomu kursu EUR/PLN

		Month_0	Month_1	Month_2	Month_3	Month_4	Month_5	Month_6
Δ pszenica_eur_f # Niski poziom PLN		0.436*** (0.136)	0.663** (0.251)	0.790** (0.345)	0.915** (0.417)	0.907* (0.462)	0.961 (0.582)	1.529** (0.702)
Δ pszenica_eur_f # Niski poziom PLN (t-1)		0.130 (0.150)	0.148 (0.263)	0.166 (0.362)	0.326 (0.438)	0.467 (0.495)	1.121* (0.662)	0.785 (0.771)
Δ pszenica_eur_f # Wysoki poziom PLN		0.495*** (0.075)	1.201*** (0.212)	1.320*** (0.293)	1.301*** (0.355)	1.864*** (0.396)	1.775*** (0.509)	0.907 (0.666)
Δ pszenica_eur_f # Wysoki poziom PLN (t-1)		0.464*** (0.122)	0.528** (0.214)	0.658** (0.298)	1.439*** (0.370)	1.182*** (0.414)	0.488 (0.556)	1.504** (0.656)
R2		0.792	0.747	0.709	0.705	0.717	0.612	0.528
Obs		85	84	83	82	81	80	79
Niski poziom PLN:	Coef	**0.566**	**0.811**	**0.956**	**1.241**	**1.374**	**2.083**	**2.314**
	p-val	0.005	0.022	0.049	0.035	0.035	0.017	0.025
Wysoki poziom PLN	Coef	**0.958**	**1.730**	**1.978**	**2.741**	**3.046**	**2.263**	**2.411**
	p-val	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.002	0.007
Różnica (p-val):		**0.170**	**0.088**	**0.167**	**0.097**	**0.094**	**0.896**	**0.953**

W tabeli przedstawiono jedynie oszacowania parametrów dla zmiennych interakcyjnych, gdzie A # B oznacza interakcję zmiennych A i B. W nawiasach podano odchylenia standardowe oszacowań parametrów modelu, * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Niski (wysoki) poziom PLN oznacza tutaj aprecjację (deprecjację) PLN względem EUR w porównaniu do średniego poziomu odnotowanego w analizowanej próbie.

Tabela 10. Funkcja reakcji cen pszenicy w Polsce (PLN) na zmiany ceny kontraktów terminowych na pszenicę (EUR) w zależności od zmienności kursu EUR/PLN

		Month_0	Month_1	Month_2	Month_3	Month_4	Month_5	Month_6
Δ pszenica_eur_f # Niska zmienność		0.395*** (0.116)	0.865*** (0.270)	1.347*** (0.367)	1.381*** (0.458)	1.661*** (0.499)	1.836*** (0.635)	1.874** (0.733)
Δ pszenica_eur_f # Niska zmienność (t-1)		0.065 (0.157)	-0.054 (0.277)	-0.210 (0.376)	0.460 (0.474)	-0.114 (0.519)	0.180 (0.677)	0.023 (0.771)
Δ pszenica_eur_f # Wysoka zmienność		0.517*** (0.079)	1.097*** (0.356)	0.714 (0.487)	0.829 (0.606)	1.131* (0.659)	0.772 (0.853)	0.280 (0.971)
Δ pszenica_eur_f # Wysoka zmienność (t-1)		0.569*** (0.152)	0.759*** (0.274)	1.122*** (0.372)	1.453*** (0.466)	1.837*** (0.517)	1.388** (0.674)	2.419*** (0.773)
R2		0.797	0.748	0.720	0.697	0.724	0.614	0.551
Obs		85	84	83	82	81	80	79
Niska zmienność	Coef	**0.460**	**0.811**	**1.137**	**1.841**	**1.547**	**2.016**	**1.896**
	p-val	0.017	0.032	0.027	0.005	0.026	0.026	0.067
Wysoka zmienność	Coef	**1.085**	**1.856**	**1.836**	**2.281**	**2.969**	**2.160**	**2.699**
	p-val	0.000	0.000	0.001	0.001	0.000	0.029	0.017
Różnica (p-val):		**0.043**	**0.137**	**0.461**	**0.709**	**0.264**	**0.932**	**0.679**

W tabeli przedstawiono jedynie oszacowania parametrów dla zmiennych interakcyjnych, gdzie A # B oznacza interakcję zmiennych A i B. W nawiasach podano odchylenia standardowe oszacowań parametrów modelu, * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Niska (wysoka) zmienność oznacza okresy, w których odchylenie standardowe dziennych notowań kursu EUR/PLN kształtowało się powyżej (poniżej) średniego poziomu zmienności kursu EUR/PLN w analizowanej próbie.

Tabela 11. Funkcja reakcji cen kukurydzy w Polsce na zmiany ceny kontraktów terminowych na kukurydzę (EUR) w zależności od poziomu kursu EUR/PLN

		Month_0	Month_1	Month_2	Month_3	Month_4	Month_5	Month_6
Δ kukurydza_eur_f #		0.315	0.033	0.261	1.653**	1.654**	1.267	1.540*
Niski poziom PLN		(0.419)	(0.577)	(0.656)	(0.718)	(0.780)	(0.854)	(0.889)
Δ kukurydza_eur_f #		-0.615	-0.425	0.705	0.849	0.644	1.054	1.666*
Niski poziom PLN (t-1)		(0.465)	(0.595)	(0.676)	(0.739)	(0.804)	(0.892)	(0.940)
Δ kukurydza _eur_f #		-0.148	-0.265	0.401	-0.681	-0.045	-0.117	-0.738
Wysoki poziom PLN		(0.288)	(0.547)	(0.636)	(0.697)	(0.756)	(0.831)	(0.930)
Δ kukurydza_eur_f #		0.553	1.344**	0.441	1.165	0.847	-0.135	0.440
Wysoki poziom PLN (t-1)		(0.448)	(0.572)	(0.649)	(0.713)	(0.780)	(0.924)	(1.072)
R2		0.663	0.757	0.759	0.753	0.722	0.662	0.674
Obs		85	84	83	82	81	80	79
Niski poziom PLN:	**Coef**	**-0.301**	**-0.393**	**0.966**	**2.501**	**2.299**	**2.322**	**3.205**
	p-val	0.621	0.631	0.302	0.017	0.041	0.061	0.012
Wysoki poziom	**Coef**	**0.405**	**1.080**	**0.842**	**0.484**	**0.802**	**-0.252**	**-0.297**
PLN	p-val	0.388	0.135	0.315	0.598	0.424	0.830	0.804
Różnica (p-val):		**0.430**	**0.264**	**0.935**	**0.228**	**0.409**	**0.215**	**0.098**

W tabeli przedstawiono jedynie oszacowania parametrów dla zmiennych interakcyjnych, gdzie A # B oznacza interakcję zmiennych A i B. W nawiasach podano odchylenia standardowe oszacowań parametrów modelu, * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Niski (wysoki) poziom PLN oznacza tutaj aprecjację (deprecjację) PLN względem EUR w porównaniu do średniego poziomu odnotowanego w analizowanej próbie.

Tabela 12. Funkcja reakcji cen kukurydzę w Polsce (PLN) na zmiany ceny kontraktów terminowych na kukurydzę (EUR) w zależności od zmienności kursu EUR/PLN

		Month_0	Month_1	Month_2	Month_3	Month_4	Month_5	Month_6
Δ kukurydza_eur_f #		-0.109	-0.854	1.034	1.416*	1.372	2.198**	1.739
Niska zmienność		(0.444)	(0.665)	(0.751)	(0.843)	(0.908)	(1.007)	(1.088)
Δ kukurydza_eur_f #		-0.910	-0.414	-0.534	-0.302	-0.489	-0.497	0.361
Niska zmienność (t-1)		(0.589)	(0.751)	(0.842)	(0.946)	(1.020)	(1.112)	(1.168)
Δ kukurydza_eur_f #		-0.012	0.445	-0.347	-0.455	0.208	-0.887	-0.715
Wysoka zmienność		(0.296)	(0.607)	(0.699)	(0.786)	(0.848)	(0.929)	(0.967)
Δ kukurydza_eur_f #		0.801	1.263	1.792**	2.209**	1.888*	1.635	1.715
Wysoka zmienność (t-1)		(0.607)	(0.775)	(0.868)	(0.980)	(1.058)	(1.214)	(1.260)
R2		0.666	0.759	0.768	0.750	0.722	0.671	0.666
Obs		85	84	83	82	81	80	79
Niska zmienność	**Coef**	**-1.019**	**-1.268**	**0.500**	**1.114**	**0.883**	**1.701**	**2.101**
	p-val	0.127	0.167	0.629	0.340	0.482	0.213	0.140
Wysoka zmienność	**Coef**	**0.789**	**1.709**	**1.445**	**1.754**	**2.097**	**0.748**	**1.000**
	p-val	0.146	0.038	0.127	0.102	0.072	0.556	0.448
Różnica (p-val):		**0.084**	**0.055**	**0.591**	**0.747**	**0.572**	**0.682**	**0.648**

W tabeli przedstawiono jedynie oszacowania parametrów dla zmiennych interakcyjnych, gdzie A # B oznacza interakcję zmiennych A i B. W nawiasach podano odchylenia standardowe oszacowań parametrów modelu, * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Niska (wysoka) zmienność oznacza okresy, w których odchylenie standardowe dziennych notowań kursu EUR/PLN kształtowało się powyżej (poniżej) średniego poziomu zmienności kursu EUR/PLN w analizowanej prób.

Tabela 13. Funkcja reakcji cen rzepaku w Polsce (PLN) na zmiany ceny kontraktów terminowych na rzepak (EUR) w zależności od poziomu kursu EUR/PLN

		Month_0	Month_1	Month_2	Month_3	Month_4	Month_5	Month_6
Δ rzepak_eur_f #		0.384*	0.417	0.704	0.659	0.726	0.596	0.545
Niski poziom PLN		(0.206)	(0.328)	(0.422)	(0.547)	(0.710)	(0.847)	(0.967)
Δ rzepak_eur_f #		0.014	0.243	0.317	0.265	0.046	-0.137	-0.521
Niski poziom PLN (t-1)		(0.213)	(0.335)	(0.436)	(0.568)	(0.733)	(0.917)	(1.023)
Δ rzepak_eur_f #		0.322***	0.788***	1.297***	1.777***	1.683***	1.600**	1.654*
Wysoki poziom PLN		(0.096)	(0.221)	(0.311)	(0.408)	(0.540)	(0.682)	(0.830)
Δ rzepak_eur_f #		0.393***	0.737***	0.859**	0.467	0.493	0.846	1.699*
Wysoki poziom PLN (t-1)		(0.143)	(0.259)	(0.348)	(0.457)	(0.596)	(0.801)	(0.892)
R2		0.627	0.655	0.666	0.613	0.523	0.459	0.413
Obs		85	84	83	82	81	80	79
Wysoki poziom	**Coef**	**0.398**	**0.660**	**1.020**	**0.924**	**0.773**	**0.460**	**0.024**
EUR/PLN	p-val	0.159	0.137	0.075	0.212	0.420	0.691	0.985
Wysoki poziom	**Coef**	**0.716**	**1.525**	**2.156**	**2.244**	**2.176**	**2.446**	**3.353**
EUR/PLN	p-val	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000
Różnica (p-val):		**0.378**	**0.129**	**0.121**	**0.166**	**0.256**	**0.190**	**0.064**

W tabeli przedstawiono jedynie oszacowania parametrów dla zmiennych interakcyjnych, gdzie A # B oznacza interakcję zmiennych A i B. W nawiasach podano odchylenia standardowe oszacowań parametrów modelu, * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Niski (wysoki) poziom PLN oznacza tutaj aprecjację (deprecjację) PLN względem EUR w porównaniu do średniego poziomu odnotowanego w analizowanej próbie.

Tabela 14. Funkcja reakcji cen rzepak w Polsce (PLN) na zmiany ceny kontraktów terminowych na rzepak (EUR) w zależności od zmienności kursu EUR/PLN

		Month_0	Month_1	Month_2	Month_3	Month_4	Month_5	Month_6
Δ rzepak_eur_f #		0.675***	1.587***	2.146***	2.682***	2.874***	3.166***	2.936**
Niska zmienność		(0.200)	(0.368)	(0.490)	(0.643)	(0.822)	(0.975)	(1.139)
Δ rzepak_eur_f #		-0.034	-0.015	-0.083	-0.039	-0.698	-1.229	-1.168
Niska zmienność (t-1)		(0.224)	(0.350)	(0.504)	(0.679)	(0.867)	(1.140)	(1.302)
Δ rzepak_eur_f #		0.235**	-0.023	0.171	0.216	-0.077	-0.595	-0.303
Wysoka zmienność		(0.108)	(0.310)	(0.451)	(0.591)	(0.758)	(0.931)	(1.064)
Δ rzeapak_eur_f #		0.484**	1.318***	1.732***	1.219	1.865*	2.947**	3.575**
Wysoka zmienność (t-1)		(0.215)	(0.383)	(0.591)	(0.774)	(0.999)	(1.413)	(1.615)
R2		0.642	0.683	0.683	0.626	0.547	0.489	0.415
Obs		85	84	83	82	81	80	79
Niska zmienność	**Coef**	**0.642**	**1.572**	**2.063**	**2.643**	**2.176**	**1.937**	**1.767**
	p-val	0.023	0.001	0.001	0.001	0.036	0.135	0.238
Wysoka zmienność	**Coef**	**0.720**	**1.296**	**1.904**	**1.435**	**1.789**	**2.352**	**3.272**
	p-val	0.007	0.002	0.001	0.045	0.051	0.052	0.019
Różnica (p-val):		**0.868**	**0.711**	**0.873**	**0.362**	**0.819**	**0.852**	**0.557**

W tabeli przedstawiono jedynie oszacowania parametrów dla zmiennych interakcyjnych, gdzie A # B oznacza interakcję zmiennych A i B. W nawiasach podano odchylenia standardowe oszacowań parametrów modelu, * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Niska (wysoka) zmienność oznacza okresy, w których odchylenie standardowe dziennych notowań kursu EUR/PLN kształtowało się powyżej (poniżej) średniego poziomu zmienności kursu EUR/PLN w analizowanej próbie.

Tabela 15. Funkcja reakcji cen śruty sojowej w Polsce na zmiany ceny kontraktów terminowych na soję (USD) w zależności od poziomu kursu USD/PLN

		Month_0	Month_1	Month_2	Month_3	Month_4	Month_5	Month_6
Δ soja_usd_f # Niski poziom PLN		0.269	0.235	-0.001	0.329	0.074	1.032	0.945
		(0.594)	(0.774)	(0.957)	(1.127)	(1.205)	(1.232)	(1.277)
Δ soja_usd_f # Niski poziom PLN (t-1)		-0.250	-0.058	-0.641	-0.584	0.050	0.273	1.372
		(0.546)	(0.780)	(0.922)	(1.033)	(1.078)	(1.119)	(1.160)
Δ soja_usd_f # Wysoki poziom PLN		1.326**	2.007**	2.519**	1.881	1.341	0.668	0.721
		(0.596)	(0.781)	(1.061)	(1.286)	(1.405)	(1.441)	(1.500)
Δ soja_usd_f # Wysoki poziom PLN (t-1)		0.143	-0.197	-0.557	-0.507	-0.802	-0.792	-1.782
		(0.623)	(0.942)	(1.110)	(1.246)	(1.307)	(1.389)	(1.469)
R2		0.292	0.307	0.288	0.303	0.267	0.257	0.245
Obs		85	84	83	82	81	80	79
Niski poziom PLN:	**Coef**	**0.019**	**0.178**	**-0.643**	**-0.254**	**0.124**	**1.305**	**2.317**
	p-val	0.978	0.849	0.582	0.849	0.929	0.366	0.124
Wysoki poziom PLN	**Coef**	**1.469**	**1.809**	**1.962**	**1.374**	**0.539**	**-0.124**	**-1.061**
	p-val	0.007	0.025	0.083	0.297	0.697	0.931	0.496
Różnica (p-val):		**0.151**	**0.270**	**0.199**	**0.490**	**0.867**	**0.579**	**0.213**

W tabeli przedstawiono jedynie oszacowania parametrów dla zmiennych interakcyjnych, gdzie A # B oznacza interakcję zmiennych A i B. W nawiasach podano odchylenia standardowe oszacowań parametrów modelu, * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Niski (wysoki) poziom PLN oznacza tutaj aprecjację (deprecjację) PLN względem USD w porównaniu do średniego poziomu odnotowanego w analizowanej próbie.

Tabela 16. Funkcja reakcji cen śruty sojowej w Polsce (PLN) na zmiany ceny kontraktów terminowych na soję (USD) w zależności od zmienności kursu USD/PLN

		Month_0	Month_1	Month_2	Month_3	Month_4	Month_5	Month_6
Δ soja_usd_f # Niska zmienność		1.180*	0.320	0.135	0.213	-1.226	0.120	1.283
		(0.652)	(0.852)	(1.010)	(1.113)	(1.168)	(1.193)	(1.315)
Δ soja_usd_f # Niska zmienność (t-1)		-0.655	-0.082	-1.380	-1.778*	-0.640	-1.741	-0.768
		(0.540)	(0.762)	(0.890)	(0.981)	(1.019)	(1.055)	(1.200)
Δ soja_usd_f # Wysoka zmienność		0.386	1.958**	2.300**	1.876	2.655**	1.451	0.126
		(0.674)	(0.884)	(1.120)	(1.237)	(1.288)	(1.318)	(1.425)
Δ soja_usd_f # Wysoka zmienność (t-1)		0.940	-0.033	0.669	1.240	-0.016	1.855	1.007
		(0.685)	(1.030)	(1.210)	(1.336)	(1.391)	(1.473)	(1.605)
R2		0.291	0.301	0.305	0.339	0.309	0.300	0.224
Obs		85	84	83	82	81	80	79
Niska zmienność	**Coef**	**0.525**	**0.239**	**-1.245**	**-1.565**	**-1.866**	**-1.621**	**0.515**
	p-val	0.447	0.800	0.279	0.218	0.158	0.233	0.746
Wysoka zmienność	**Coef**	**1.326**	**1.925**	**2.970**	**3.115**	**2.639**	**3.306**	**1.132**
	p-val	0.033	0.037	0.020	0.028	0.071	0.031	0.491
Różnica (p-val):		**0.473**	**0.300**	**0.053**	**0.052**	**0.070**	**0.057**	**0.831**

W tabeli przedstawiono jedynie oszacowania parametrów dla zmiennych interakcyjnych, gdzie A # B oznacza interakcję zmiennych A i B. W nawiasach podano odchylenia standardowe oszacowań parametrów modelu, * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Niska (wysoka) zmienność oznacza okresy, w których odchylenie standardowe dziennych notowań kursu USD/PLN kształtowało się powyżej (poniżej) średniego poziomu zmienności kursu USD/PLN w analizowanej próbie.

3.2. Funkcja reakcji dla krajowych cen pasz

W analizowanych modelach funkcji reakcji krajowych cen pasz dla drobiu, trzody chlewnej i bydła (PLN) głównymi determinantami były ceny krajowe ceny surowców paszowych (PLN), które są wykorzystywane do przygotowywania odpowiednich mieszkanek paszowych. Bazowa specyfikacja modelu do wyznaczania funkcji reakcji dla krajowych cen pasz jest następująca:

$$\Delta y_{i,\mathrm{h}} = y_{i,\mathrm{t+h}} - y_{i,\mathrm{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_{1,h}\Delta x_{j,t} + month + \varepsilon_t \qquad \text{(M.4)}$$

gdzie:

$y_{\mathrm{i,t+h}}$ – logarytm naturalny krajowych cen skupu paszy *i* w PLN w okresie $t + h$, gdzie $h = 0,1,\dots,6$;

$x_{j,t}$ – logarytm naturalny krajowych cen surowca paszowego *j* w PLN w okresie t;
$month$ – wektor zmiennych binarnych określający miesięczne efekty sezonowe;
α_0, α_1 – parametry strukturalne modelu;
ϵ_t – błąd losowy;

Analogicznie jak w modelu M.2, model M.3 do wyznaczania funkcji reakcji krajowych cen pasz zawiera pierwsze opóźnienia zmian ich cen i cen analizowanych surowców paszowych. Dodatkowo, specyfikacja modelu M.4 zawiera zmiany cen surowców paszowych dla każdego analizowanego horyzontu projekcji h. Przykładowo, dla $h = 2$ specyfikacja modelu zawiera zmiany krajowych cen surowców paszowych w okresie $t + 1$ i $t + 2$. Parametr $\alpha_{1,h}$ należy interpretować jako skumulowaną zmianę cen paszy i w horyzoncie h na zmianę krajowych cen surowców paszowych j w okresie $t = 0$. Uzyskane wyniki wskazują, że:

- Pasze dla drobiu: zmiany krajowych cen pasz dla drobiu są istotnie kształtowane przez zmiany krajowych cen pszenicy w całym analizowanym horyzoncie 6 miesięcy (Tabela 17). Takiego wpływu nie udało się natomiast zidentyfikować w przypadku kukurydzy, z kolei wyniki pokazują, że ceny pasz dla drobiu są kształtowane w niewielkim stopniu przez ceny śruty sojowej (Tabela 17) i rzepakowej (Tabela 18).
- Pasze dla trzody chlewnej: wyniki wskazują na silnie statystycznie istotny wpływ cen śruty sojowej (Tabela 19) i rzepakowej (Tabela 20) na krajowe ceny pasz dla trzody chlewnej.
- Pasze dla bydła: wyniki wskazują, że na krajowe ceny pasz dla bydła mają istotny wpływ przede wszystkim ceny śruty sojowej (Tabela 21), ale także śruty rzepakowej (Tabela 22), choć ten wpływ jest relatywnie mniej stabilny.

Uzyskane wyniki stanowią dość duże zaskoczenie w kontekście składu pasz przemysłowych wykorzystywanych do skarmiania poszczególnych gatunków zwierząt. Warto jednak

zwrócić uwagę, że przez większość analizowanego okresu ceny zbóż i śrut oleistych charakteryzowały się relatywnie niską zmiennością, a zmienność cen pasz była kształtowana przede wszystkim przez zmiany cen innych kosztów ich produkcji, takich jak koszty energii czy pracy, co może tłumaczyć wyniki oszacowań.

Tabela 17. Funkcja reakcji cen pasz dla drobiu w Polsce (PLN) na zmiany ceny skupu pszenicy, kukurydzy i śruty sojowej (PLN)

	Month_0	Month_1	Month_2	Month_3	Month_4	Month_5	Month_6
Δ drób_pl (t-1)	-0.063	0.036	0.063	-0.101	0.070	-0.416	-0.125
	(0.145)	(0.175)	(0.203)	(0.246)	(0.263)	(0.284)	(0.339)
Δ pszenica_pln	0.139**	0.049	0.199*	0.302*	0.257	0.200	0.134
	(0.065)	(0.091)	(0.106)	(0.164)	(0.178)	(0.214)	(0.204)
Δ pszenica_pln (t-1)	0.170**	0.332***	0.451***	0.432***	0.414**	0.438**	0.568***
	(0.072)	(0.086)	(0.120)	(0.143)	(0.166)	(0.182)	(0.170)
Δ kukurydza_pln	0.039	0.049	-0.004	0.102	0.051	0.030	0.109
	(0.038)	(0.045)	(0.052)	(0.063)	(0.069)	(0.074)	(0.070)
Δ kukurydza_pln (t-1)	0.040	-0.007	0.087*	0.056	-0.022	0.096	0.043
	(0.036)	(0.044)	(0.050)	(0.060)	(0.066)	(0.073)	(0.072)
Δ śruta_soja_pln	0.010	0.033	0.083**	0.074*	0.109*	0.131**	0.165**
	(0.026)	(0.030)	(0.034)	(0.043)	(0.057)	(0.063)	(0.066)
Δ śruta_soja_pln (t-1)	0.018	0.070**	0.068*	0.077	0.091	0.124*	0.169***
	(0.026)	(0.030)	(0.037)	(0.052)	(0.057)	(0.066)	(0.063)
R-squared	0.376	0.576	0.685	0.712	0.735	0.747	0.791
Observations	85	84	83	82	81	80	79

W tabeli nie zawarto oszacowań parametrów dla miesięcznych zmiennych sezonowych oraz wyrazu wolnego. W nawiasach podano odchylenia standardowe oszacowań parametrów modelu, * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Tabela 18. Funkcja reakcji cen pasz dla drobiu w Polsce (PLN) na zmiany ceny skupu pszenicy, kukurydzy i śruty rzepakowej (PLN)

	Month_0	Month_1	Month_2	Month_3	Month_4	Month_5	Month_6
Δ drób_pl (t-1)	-0.032	0.055	0.035	-0.078	0.074	-0.406	-0.179
	(0.145)	(0.183)	(0.206)	(0.243)	(0.264)	(0.295)	(0.359)
Δ pszenica_pln	0.102	0.075	0.197*	0.352**	0.351**	0.300	0.295
	(0.068)	(0.094)	(0.105)	(0.144)	(0.158)	(0.186)	(0.188)
Δ pszenica_pln (t-1)	0.178**	0.320***	0.443***	0.414***	0.354**	0.383**	0.517***
	(0.071)	(0.089)	(0.120)	(0.138)	(0.161)	(0.181)	(0.180)
Δ kukurydza_pln	0.042	0.043	0.011	0.111*	0.052	0.035	0.117
	(0.038)	(0.047)	(0.053)	(0.062)	(0.069)	(0.076)	(0.075)
Δ kukurydza_pln (t-1)	0.034	-0.010	0.087*	0.048	-0.032	0.084	0.050
	(0.036)	(0.046)	(0.051)	(0.060)	(0.065)	(0.074)	(0.077)
Δ śruta_rzepak_pln	0.025	0.052	0.065	0.151***	0.147**	0.108	0.177**
	(0.029)	(0.040)	(0.047)	(0.055)	(0.065)	(0.075)	(0.079)
Δ śruta_rzepak_pln (t-1)	0.051	0.025	0.121**	0.112*	0.072	0.100	0.168**
	(0.031)	(0.040)	(0.047)	(0.056)	(0.065)	(0.073)	(0.076)
R-squared	**0.397**	**0.547**	**0.679**	**0.720**	**0.736**	**0.735**	**0.766**
Observations	**85**	**84**	**83**	**82**	**81**	**80**	**79**

W tabeli nie zawarto oszacowań parametrów dla miesięcznych zmiennych sezonowych oraz wyrazu wolnego. W nawiasach podano odchylenia standardowe oszacowań parametrów modelu, * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Tabela 19. Funkcja reakcji cen pasz dla trzody chlewnej w Polsce (PLN) na zmiany ceny skupu kukurydzy i śruty sojowej (PLN)

	Month_0	Month_1	Month_2	Month_3	Month_4	Month_5	Month_6
Δ trzoda_pl (t-1)	0.002	-0.024	0.070	0.177	0.050	-0.213	-0.077
	(0.134)	(0.185)	(0.221)	(0.247)	(0.286)	(0.343)	(0.355)
Δ kukurydza_pln	0.004	-0.050	-0.104	0.001	0.049	-0.050	0.040
	(0.047)	(0.065)	(0.079)	(0.090)	(0.105)	(0.113)	(0.115)
Δ kukurydza_pln (t-1)	-0.019	-0.090	0.012	0.073	-0.047	0.016	-0.020
	(0.047)	(0.065)	(0.079)	(0.093)	(0.104)	(0.113)	(0.120)
Δ śruta_soja_pln	0.061*	0.098**	0.101*	0.158**	0.269***	0.301***	0.249***
	(0.033)	(0.045)	(0.054)	(0.063)	(0.078)	(0.084)	(0.089)
Δ śruta_soja_pln (t-1)	0.050	0.042	0.090	0.201***	0.236***	0.218**	0.234**
	(0.034)	(0.047)	(0.057)	(0.071)	(0.079)	(0.088)	(0.089)
R-squared	**0.140**	**0.201**	**0.249**	**0.343**	**0.412**	**0.480**	**0.525**
Observations	**85**	**84**	**83**	**82**	**81**	**80**	**79**

W tabeli nie zawarto oszacowań parametrów dla miesięcznych zmiennych sezonowych oraz wyrazu wolnego. W nawiasach podano odchylenia standardowe oszacowań parametrów modelu, * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Tabela 20. Funkcja reakcji cen pasz dla trzody chlewnej w Polsce (PLN) na zmiany ceny skupu kukurydzy i śruty rzepakowej (PLN)

	Month_0	Month_1	Month_2	Month_3	Month_4	Month_5	Month_6
Δ trzoda_pl (t-1)	-0.055	-0.052	-0.004	0.158	0.069	-0.182	-0.092
	(0.128)	(0.177)	(0.208)	(0.234)	(0.278)	(0.329)	(0.355)
Δ kukurydza_pln	-0.001	-0.057	-0.082	0.000	0.019	-0.080	0.001
	(0.045)	(0.062)	(0.074)	(0.082)	(0.097)	(0.104)	(0.108)
Δ kukurydza_pln (t-1)	-0.032	-0.077	0.011	0.060	-0.067	-0.004	-0.040
	(0.045)	(0.061)	(0.072)	(0.084)	(0.096)	(0.104)	(0.112)
Δ śruta_rzepak_pln	0.114***	0.172***	0.165***	0.245***	0.297***	0.332***	0.313***
	(0.035)	(0.049)	(0.059)	(0.068)	(0.076)	(0.086)	(0.093)
Δ śruta_rzepak_pln (t-1)	0.090**	0.065	0.139**	0.170**	0.212**	0.251***	0.191**
	(0.037)	(0.052)	(0.063)	(0.070)	(0.082)	(0.090)	(0.094)
R-squared	**0.241**	**0.304**	**0.365**	**0.450**	**0.497**	**0.558**	**0.574**
Observations	**85**	**84**	**83**	**82**	**81**	**80**	**79**

W tabeli nie zawarto oszacowań parametrów dla miesięcznych zmiennych sezonowych oraz wyrazu wolnego. W nawiasach podano odchylenia standardowe oszacowań parametrów modelu, * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

Tabela 21. Funkcja reakcji cen pasz dla bydła w Polsce (PLN) na zmiany ceny skupu kukurydzy i śruty sojowej (PLN)

	Month_0	Month_1	Month_2	Month_3	Month_4	Month_5	Month_6
Δ bydło_pl (t-1)	-0.245*	-0.230	-0.110	-0.088	0.061	0.092	0.092
	(0.137)	(0.167)	(0.189)	(0.222)	(0.260)	(0.291)	(0.323)
Δ kukurydza_pln	0.055	0.039	-0.029	0.045	0.038	0.023	0.128
	(0.042)	(0.050)	(0.058)	(0.067)	(0.079)	(0.089)	(0.101)
Δ kukurydza_pln (t-1)	0.029	-0.052	0.011	0.016	-0.008	0.097	0.115
	(0.042)	(0.051)	(0.059)	(0.071)	(0.079)	(0.089)	(0.104)
Δ śruta_soja_pln	-0.031	-0.005	0.042	0.063	0.094	0.128*	0.103
	(0.030)	(0.035)	(0.040)	(0.048)	(0.059)	(0.066)	(0.077)
Δ śruta_soja_pln (t-1)	0.020	0.060	0.092**	0.112**	0.150**	0.136*	0.152*
	(0.031)	(0.036)	(0.043)	(0.054)	(0.059)	(0.070)	(0.078)
R-squared	**0.246**	**0.299**	**0.360**	**0.381**	**0.379**	**0.398**	**0.425**
Observations	**85**	**84**	**83**	**82**	**81**	**80**	**79**

W tabeli nie zawarto oszacowań parametrów dla miesięcznych zmiennych sezonowych oraz wyrazu wolnego. W nawiasach podano odchylenia standardowe oszacowań parametrów modelu, * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

Tabela 22. Funkcja reakcji cen pasz dla bydła w Polsce (PLN) na zmiany ceny skupu kukurydzy i śruty rzepakowej (PLN)

	Month_0	Month_1	Month_2	Month_3	Month_4	Month_5	Month_6
Δ bydło_pl (t-1)	-0.251*	-0.290*	-0.272	-0.246	-0.072	-0.029	-0.135
	(0.134)	(0.169)	(0.187)	(0.208)	(0.233)	(0.262)	(0.299)
Δ kukurydza_pln	0.055	0.037	0.004	0.063	0.050	0.036	0.131
	(0.042)	(0.051)	(0.058)	(0.064)	(0.074)	(0.084)	(0.096)
Δ kukurydza_pln (t-1)	0.024	-0.043	0.020	0.013	-0.019	0.074	0.086
	(0.042)	(0.053)	(0.058)	(0.068)	(0.074)	(0.085)	(0.100)
Δ śruta_rzepak_pln	0.029	0.046	0.032	0.125**	0.099	0.123*	0.092
	(0.033)	(0.042)	(0.047)	(0.054)	(0.059)	(0.070)	(0.084)
Δ śruta_rzepak_pln (t-1)	0.051	0.011	0.113**	0.076	0.115*	0.083	0.089
	(0.034)	(0.042)	(0.048)	(0.054)	(0.062)	(0.074)	(0.083)
R-squared	**0.258**	**0.270**	**0.378**	**0.426**	**0.435**	**0.441**	**0.450**
Observations	**85**	**84**	**83**	**82**	**81**	**80**	**79**

W tabeli nie zawarto oszacowań parametrów dla miesięcznych zmiennych sezonowych oraz wyrazu wolnego. W nawiasach podano odchylenia standardowe oszacowań parametrów modelu, * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Podsumowanie

Celem ekspertyzy „Analiza zmian ceny zbóż i pasz w Polsce w latach 2015-2021", było przeprowadzenie oceny procesu kształtowania się cen zbóż i pasz w Polsce w powiązaniu z dynamiką cen na rynkach międzynarodowych, z głównym naciskiem na kanał kursu walutowego.

Analiza sytuacji popytowo-podażowej na światowym i krajowym rynku zbóż i roślin oleistych oraz rynku pasz w Polsce w latach 2015-2021 pozwoliła na sformułowanie następujących wniosków:

- Produkcja zbóż w latach 2015-2021 w Polsce kształtowała się w trendzie wzrostowym. Jest to m.in. efekt profesjonalizacji produkcji oraz rosnącego udziału gatunków zbóż o wyższym potencjale plonowania. Przy relatywnie stabilnym zużyciu zbóż oznacza to, że Polska systematycznie odnotowuje nadwyżki w handlu zbożami.
- W ostatnich latach wzrósł udział pszenicy i kukurydzy w strukturze produkcji zbóż w Polsce.
- Polska jest silnie uzależniona od importu śrut oleistych (w szczególności śruty sojowej) oraz olejów roślinnych, co wynika uwarunkowań geograficznych jak również z rosnącej, krajowej produkcji zwierzęcej.
- Polska jest ważnym uczestnikiem unijnego rynku zbóż i roślin oleistych, niemniej z perspektywy światowego rynku, znaczenie Polski jest niewielkie. W konsekwencji, ceny zbóż i roślin oleistych w Polsce są determinowane przede wszystkim przez sytuację popytowo-podażową na światowym rynku.

- Ceny zbóż i roślin oleistych w Polsce nie mogą w istotny sposób odchylać się od cen na unijnym rynku, gdyż w warunkach swobodnego przepływu dóbr w ramach Unii Europejskiej stworzyłoby to przestrzeń do przeprowadzenia arbitrażu. To z kolei wskazuje, że poza sytuacją popytowo-podażową na światowym rynku zbóż, istotnym czynnikiem, który może wpływać na kształtowanie się cen zbóż, roślin oleistych, a w konsekwencji pasz w Polsce jest kurs EUR/PLN.

Badania ekonometryczne nad identyfikacją determinantów krajowych cen przeprowadzono dla trzech rodzajów zbóż: pszenicy, kukurydzy i rzepaku. Ich wyniki prowadzą do następujących wniosków:

Ceny pszenicy:

- Występuje długookresowa relacja kointegrująca pomiędzy krajowymi cenami pszenicy oraz cenami kontraktów terminowych na pszenicę i poziomem kursu EUR/PLN. Odchylenia krajowych cen pszenicy od relacji długookresowej są systematycznie korygowane (16.8% tych odchyleń jest korygowana w okresie jednego miesiąca, co odpowiada ok. 90% korekty odchyleń w okresie roku). Parametry krótkookresowe wskazują, że krajowe ceny pszenicy są podwyższane w następstwie wzrostu cen kontraktów terminowych na pszenicę oraz deprecjację złotego.
- Ceny kontraktów terminowych na pszenicę mają kluczowe znaczenie w wyjaśnieniu zmienności krajowych cen pszenicy. Zmiana cen kontraktów terminowych na pszenicę o 1% powoduje natychmiastowy (tj. w okresie t=0) wzrost krajowych cen pszenicy o ok. 0.5%, a od kolejnego miesiąca (tj. od okresu t=1 do t=6) o ok. 1%. Poziom kursu EUR/PLN podnosi krajowe ceny pszenicy, przy czym efekty te dokonują się z 1- miesięcznym opóźnieniem. Ceny frachtu morskiego przyczyniają się do wzrostu krajowych cen pszenicy pod koniec analizowanego horyzontu, tj. 5-6 miesiąc, jednak zależność ta nie jest stabilna. Wpływ efektów sezonowych na krajowe ceny pszenicy, które w naszej specyfikacji można utożsamiać z czynnikami krajowymi, jest relatywnie mały.
- Wpływ zmian kontraktów terminowych na krajowe ceny pszenicy różni się w zależności od poziomu i zmienności kursu EUR/PLN. W warunkach wysokiego poziomu EUR/PLN (deprecjacja PLN względem średniego poziomu zaobserwowanego w analizowanej próbie), wzrost cen kontraktów terminowych na pszenicę skutkuje silniejszym wzrostem krajowych cen pszenicy niż ma to miejsce w warunkach niskiego poziomu PLN. Do wzrostu krajowych cen pszenicy przyczynia się także podwyższona zmienność kursu EUR/PLN, przy czym efekt ten jest statystycznie istotny jedynie w miesiącu, w którym występują zmiany cen kontraktów terminowych.

Ceny kukurydzy:

- Występuje długookresowa relacja kointegrująca pomiędzy krajowymi cenami kukurydzy oraz cenami kontraktów terminowych na kukurydzę i poziomem kursu EUR/PLN (50.2% odchyleń jest korygowana w okresie jednego miesiąca). Tempo powrotu krajowych cen kukurydzy do relacji długoterminowej jest trzykrotnie szybsze niż w przypadku krajowych cen pszenicy. Parametry krótkookresowe dla cen kontraktów terminowych i kursu EUR/PLN nie okazały się statystycznie istotne.
- Zależność pomiędzy zmianami cen kontraktów terminowych na kukurydzę a zmianami krajowych cen kukurydzy ujawnia się z opóźnieniem i jest dużo mniejsza niż ma to miejsce na rynku pszenicy. Efekty kursu EUR/PLN są statystycznie istotne dopiero pod koniec analizowanego horyzontu. Ceny frachtu morskiego nie okazały istotnym czynnikiem kształtującym krajowe cen kukurydzy. Kluczową rolę dla krajowych cen kukurydzy mają czynniki lokalne odzwierciedlone przez efekty sezonowe. Krajowy rynek kukurydzy jest zatem stosunkowo słabo integrowany z rynkiem globalnym.
- Wpływ zmian kontraktów terminowych na kukurydzę na krajowe ceny tego zboża nie różni się w zależności od poziomu i zmienności kursu EUR/PLN.

Ceny rzepaku:

- Występuje długookresowa relacja kointegrująca pomiędzy krajowymi cenami rzepaku oraz cenami kontraktów terminowych na rzepak i poziomem kursu EUR/PLN (37.8% odchyleń jest korygowana w okresie jednego miesiąca). Tempo powrotu krajowych cen rzepaku do relacji długoterminowej jest ponad dwukrotnie szybsze niż w przypadku krajowych cen pszenicy. Parametry krótkookresowe dla cen kontraktów terminowych na rzepak i kursu EUR/PLN nie okazały się statystycznie istotne.
- Zmiany cen kontraktów terminowych na rzepak oraz zmiany kursu EUR/PLN są silnie odzwierciedlane w krajowych cenach rzepaku w całym analizowanym horyzoncie.
  W przeciwieństwie do pszenicy, ceny rzepaku dostosowują się do zmian kursu EUR/PLN bez 1-miesięcznego opóźnienia. Ceny frachtu morskiego nie okazały się istotną determinantą krajowych cen rzepaku. Dekompozycja wariancji pokazuje, że podobnie jak w przypadku pszenicy, krajowe ceny rzepaku są głównie determinowane przez ceny kontraktów terminowych, a nie przez lokalne czynniki sezonowe. Świadczy to o silnej integracji krajowego rynku rzepaku z rynkiem światowym.
- Punktowe oszacowania parametrów wskazują, że gdy poziom kursu EUR/PLN kształtuje się powyżej jego średnich wartości zaobserwowanych w próbie, to rosnącym cenom kontraktów terminowych na rzepak towarzyszy wzrost cen tego zboża na rynku krajowym. Z kolei dla niskiego poziomu kursu EUR/PLN względem jego przeciętnego poziomu w próbie, efekt ten nie okazał się statystycznie istotny.

Zmienność kursu EUR/PLN nie miała istotnego wpływu na skalę oddziaływanie zmian kontraktów terminowych na krajowe ceny rzepaku.

Ceny pasz:

- Zmiany krajowych cen pasz dla drobiu są istotnie kształtowane przez zmiany krajowych cen pszenicy w całym analizowanym horyzoncie 6 miesięcy.
- Wyniki wskazują, aby zmiany ceny pasz dla trzody chlewnej były istotnie determinowane zarówno przez ceny śruty sojowej, jak i rzepakowej.
- Zmiany ceny pasz dla bydła zależą istotnie od zmian cen śruty sojowej, a także śruty rzepakowej (choć w relatywnie mniejszym stopniu).

Przeprowadzona analiza zmian cen zbóż i pasz w Polsce dotyczy okresu 2015-2021. Z uwagi na moment zakończenia prac nad raportem (wrzesień 2022 r.), nie sposób nie odnieść uzyskanych wyników do szoku, jaki wystąpił na rynku zbóż i roślin oleistych w reakcji na wybuch wojny w Ukrainie 24 lutego 2022 r. Ze względu na znaczenie Ukrainy i Rosji w światowym eksporcie zbóż i roślin oleistych wybuch wojny doprowadził do gwałtownego wzrostu ich cen na głównych giełdach towarowych. Z kolei silne zwiększenie awersji do ryzyka na rynkach finansowych doprowadziło do istotnej deprecjacji kursu złotego względem euro oraz dolara amerykańskiego. Obserwacje z ostatnich miesięcy prowadzą do następujących wniosków:

- Wzrost cen kontraktów terminowych na zboża i rośliny oleiste, a także znacząca deprecjacja kursu złotego bardzo szybko znalazły odzwierciedlenie w cenach na krajowym rynku zbóż i roślin oleistych. Stanowi to wsparcie dla uzyskanych wyników, zgodnie z którymi zarówno ceny kontraktów terminowych na głównych giełdach, jak również kurs złotego są istotnymi czynnikami determinującymi krajowe ceny zbóż i roślin oleistych.
- Silny wzrost cen zbóż i roślinnych oleistych w Polsce nastąpił mimo relatywnie korzystnej sytuacji popytowo-podażowej i perspektywy dobrych zbiorów. Jest to spójne z uzyskanymi wynikami, zgodnie z którymi w ostatnich latach znaczenie czynników lokalnych w kształtowaniu krajowych cen zbóż i roślinnych oleistych, takich jak wielkość krajowych zbiorów czy sezonowość, obniża się na rzecz czynników globalnych.
- Lokalnie, w południowo-wschodniej Polsce wzrost cen zbóż i roślin oleistych ograniczany był przez ich zwiększoną podaż ze strony Ukrainy, która w warunkach ograniczonych możliwości eksportowych drogą morską szukała alternatywnych szlaków handlowych. Warto jednak podkreślić, że zakłócenie działania prawa jednej ceny w tym przypadku wynikało przede wszystkim z ograniczeń infrastrukturalnych i trudności związanych przesłaniem dalej ukraińskich surowców rolnych. Tym samym nie zmienia to aktualności sformułowanych w raporcie wniosków, zgodnie z którymi znaczenie czynników lokalnych w kształtowaniu się cen zbóż i roślin oleistych w Polsce obniża się.

Bibliografia

Auerbach, A. J., Gorodnichenko Y., 2012. Measuring the Output Responses to Fiscal Policy, American Economic Journal: Economic Policy, Vol. 4(2), pp. 1-27.

Bessler, D.A. (1986). Relative Prices and Money: A Vector Autoregression on Brazilian Data. American Journal of Agricultural Economics 66, February 1986, 25-30.

Bessler, D.A., Babula, R.A. (1987). Forecasting Wheat Exports: Do Exchange Rates Matter? Journal of Business and Economic Statistics Vo. 5, pp. 397-406.

Bordo, M., D. (1980). The Effects of Monetary Change on Relative Commodity Prices and the Role of Long-Term Contracts. Journal of Political Economy, Vol. 88, No. 6, pp.1088-1109.

Bradshaw, G.W., Orden, D. (1990). Granger Causality for the Exchange Rate to Agricultural Prices and Export Sales. Western Journal of Agricultural Economics Vol. 15, July 1990, pp. 100-110.

Brzóska, F. (2009). Czy istnieje możliwość substytucji białka GMO innymi surowcami białkowymi (Część II). Wiadomości Zootechniczne, 2: 3–11.

Cairnes, J. E. (1873). Essays on Political Economy: Theoretical and Applied. Macmillan &Co., London 1873.

Devadoss, S., Meyers, W., H. (1987). Relative Prices and Money: Further Results from the United States. American Journal of Agricultural Economics Vol. 69, November 1987, pp. 838-842.

Engle R., Granger C., 1987. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, Econometrica, Vol. 55(2), pp. 251-276.

Hamulczuk, M. (2013). Metody ilościowe w systemie prognozowania cen produktów rolnych, Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej Państwowego Instytutu Badawczego, Warszawa, 2013.

IERiGŻ-PIB (2021). Rynek rzepaku. Nr 60, red. E. Rosiak. Warszawa: Dział Wydawnictw IERIGŻ-PIB.

IERiGŻ-PIB (2021). Rynek pasz. Nr 43, red. W. Dzwonkowski. Warszawa: Dział Wydawnictw IERIGŻ-PIB.

IERiGŻ-PIB (2021). Rynek pasz. Nr 61, red. W. Łopaciuk. Warszawa: Dział Wydawnictw IERIGŻ-PIB.

Johnson, P., R., Grennes, T., Thursby, M. (1977). Devaluation, Foreign Trade Controls, and Domestic Wheat Prices, American Journal of Agricultural Economics, Agricultural and Applied Economics Association, Vol. 59 (4), pp. 619-627.

Lipovetsky, S. (2006). Entropy criterion in logistic regression and Shapley value of predictors. Journal of Modern Applied Statistical Methods, Vol. 5(1), pp. 95-106.

Orden D. (2000). Exchange Rate Effects on Agricultural Trade and Trade Relations. Policy Harmonization and Adjustment in the North American Agricultural and Food Industry. R.M.A. Lyons, R.D. Knutson, K. Meilke, and A. Yunez-Naude, eds., pp. 7-23. Winnipeg, Manitoba: Texas A&M University/University of Guelph/El Colegio de Mexico, 2000.

Orden, D., Fackler, P. (1989). Identifying Monetary Impacts on Agricultural Prices in VAR Models. American Journal of Agricultural Economics Vol. 71, May 1989, pp. 495-502.

Paarlberg, P.L., Webb, A.J., Morey, A., Sharples., J.A. (1994). Impacts of Policy on U.S. Agricultural Trade. United States Department of Agriculture Economic Research Service.

Rausser, G.C., Chalfant, J.A., Love, H.A., Stamoulis, K.G. (1986). Macroeconomic Linkages, Taxes, and Subsidies in the U.S. Agricultural Sector. American Journal of Agricultural Economics Vol. 68, May 1986, pp. 399-412.

Rembeza, J., Seremak-Bulge, J. (2009). Ewolucja podstawowych rynków rolnych i jej wpływ na transmisję cen w latach 1990-2008. Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej Państwowego Instytutu Badawczego, Warszawa, 2009.

Schuh, G., E. (1974). The Exchange Rate and U.S. Agriculture. American Journal of Agricultural Economics 56, February 1974, 1-13.

Schuh, G., E. (1984). Future Directions for Food and Agricultural Trade Policy. American Journal of Agricultural Economics 66, May 1984, 242-247.

Tweeten, L. (1992). Agricultural Trade Principles and Policies. Boulder, CO: Westview Press.

Bazy danych

Eurostat Database. 2022. available at: https://ec.europa.eu/eurostat/data/database (accessed 16 June 2022).

IGC Database. 2022. available at: https://www.igc.int/en/markets/marketinfo-sd.aspx (accessed 16 June 2022).

USDA Database. 2022. available at: https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/home (accessed 16 June 2022).

FORUM INICJATYW ROZWOJOWYCH

Forum Inicjatyw Rozwojowych zostało utworzone przez Fundację Europejski Fundusz Rozwoju Wsi Polskiej w celu wypracowania rozwiązań i stanowisk istotnych z punktu widzenia rozwoju obszarów wiejskich i rolnictwa. W ramach forum powoływane są zespoły skupiające niezależnych ekspertów i specjalistów, a jego działalność koncentruje się na projektach badawczych, przygotowaniu analiz, raportów i opracowań naukowych. Forum to również aktywne uczestnictwo w dyskusjach na temat przyszłości obszarów wiejskich, organizacja konferencji i debat.
Wszystkie raporty opracowane w ramach FIR znajdują się na stronie: www.efrwp.pl.

EUROPEJSKI FUNDUSZ ROZWOJU WSI POLSKIEJ

Fundacja Europejski Fundusz Rozwoju Wsi Polskiej jest organizacją pozarządową, działającą na rzecz rozwoju polskiej wsi. Od ponad 30 lat pomaga zmienić jej wizerunek oraz aktywnie wspiera rozwój społeczno-gospodarczy lokalnych społeczności na terenach wiejskich. Działania EFRWP skupiają się przede wszystkim na wspieraniu inwestycji w zakresie infrastruktury technicznej i rozwoju lokalnych przedsiębiorstw oraz działaniach społecznych i edukacyjnych skierowanych do osób zamieszkujących obszary wiejskie. Więcej informacji na stronie: www.efrwp.pl.

TEP Towarzystwo Ekonomistów Polskich

Towarzystwo Ekonomistów Polskich (TEP) popularyzuje wiedzę ekonomiczną i wyjaśnia zjawiska gospodarcze współczesnego świata, propagując poszanowanie własności prywatnej, wolną konkurencję oraz wolność gospodarczą, jako warunki rozwoju Polski. Założone w 1994 r. Towarzystwo zrzesza ekspertów z różnych dziedzin nauk ekonomicznych oraz praktyków z biznesu. TEP prowadzi projekty edukacyjne i badawcze, w tym m.in. konkurs „Młody Ekonomista", Ogólnopolskie Konferencje Naukowe im. prof. J. Winieckiego, cykl debat „Proste Podatki", komentarze i analizy w serii "TEP o gospodarce". Rada TEP wypowiada się w ważnych sprawach dotyczących polskiej polityki gospodarczej publikując swoje "Stanowiska" i "Apele".

Fundacja Europejski Fundusz Rozwoju Wsi Polskiej
ul. Miedziana 3 A, 00-814 Warszawa
tel. +48 22 639 87 63, fax +48 22 620 90 93
email: efrwp@efrwp.com.pl , www.efrwp.pl