



**INSTYTUT EKONOMIKI ROLNICTWA  
I GOSPODARKI ŻYWNOŚCIOWEJ  
PAŃSTWOWY INSTYTUT BADAWCZY**

**Prognozowanie cen  
surowców rolnych  
na podstawie zależności  
przyczynowych**

**nr 52**

**Warszawa 2012**



**KONKURENCYJNOŚĆ POLSKIEJ GOSPODARKI  
ŻYWNOŚCIOWEJ W WARUNKACH GLOBALIZACJI  
I INTEGRACJI EUROPEJSKIEJ**

**Prognozowanie cen  
surowców rolnych  
na podstawie zależności  
przyczynowych**





**INSTYTUT EKONOMIKI ROLNICTWA  
I GOSPODARKI ŻYWNOŚCIOWEJ  
PAŃSTWOWY INSTYTUT BADAWCZY**

# **Prognozowanie cen surowców rolnych na podstawie zależności przyczynowych**

*Autorzy:*

*dr inż. Mariusz Hamulczuk*

*dr hab. Stanisław Gędek, prof. nadzw. PRz*

*mgr Cezary Klimkowski*

*dr hab. Stanisław Stańko, prof. nadzw. SGGW, IERiGŻ-PIB*



**KONKURENCYJNOŚĆ POLSKIEJ GOSPODARKI  
ŻYWNOŚCIOWEJ W WARUNKACH GLOBALIZACJI  
I INTEGRACJI EUROPEJSKIEJ**

**Warszawa 2012**

Dr hab. Stanisław Gędek jest pracownikiem Politechniki Rzeszowskiej  
Pozostali Autorzy są pracownikami Instytutu Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki  
Żywnościowej – Państwowego Instytutu Badawczego

Pracę zrealizowano w ramach tematu  
**Zastosowanie modelowania ekonomicznego w analizie przesłanek  
konkurencyjnego rozwoju sektora rolno-żywnościowego**  
w zadaniu *System prognostyczny służący podnoszeniu konkurencyjności sektora  
rolno-żywnościowego*

Celem opracowania było przedstawienie metod i uwarunkowań prognozowania cen  
surowców rolnych na podstawie zależności przyczynowych.

#### Recenzenci

*prof. dr hab. Bolesław Borkowski, SGGW*  
*dr inż. Janusz Majewski, SGGW*

#### Korekta

*Barbara Walkiewicz*

#### Redakcja techniczna

*Leszek Ślipki*

#### Projekt okładki

*AKME Projekty Sp. z o.o.*

ISBN 978-83-7658-246-7

*Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej  
– Państwowy Instytut Badawczy  
00-950 Warszawa, ul. Świętokrzyska 20, skr. poczt. nr 984  
tel.: (22) 50 54 444  
faks: (22) 50 54 636  
e-mail: [dw@ierigz.waw.pl](mailto:dw@ierigz.waw.pl)  
<http://www.ierigz.waw.pl>*

## Spis treści

Wstęp.....	7
1. Mechanizmy ekonomiczne kształtowania cen surowców rolnych .....	11
1.1. Uwarunkowania popytowe .....	11
1.2. Uwarunkowania podażowe.....	18
1.3. Ceny krajowe a ceny światowe.....	22
1.4. Polityka ekonomiczna a ceny surowców rolnych.....	27
1.5. Interakcje międzyrynkowe.....	34
2. Modele analizy i krótkookresowego prognozowania cen na podstawie zależności przyczynowych.....	39
2.1. Modele statyczne a modele dynamiczne .....	39
2.1.1. Model statyczny – model regresji wielorakiej .....	40
2.1.2. Modele dynamiczne – model ADL .....	46
2.2. Procesy stochastyczne i testowanie ich właściwości.....	48
2.2.1. Badanie stacjonarności .....	49
2.2.2. Zależności długookresowe .....	51
2.2.3. Przyczynowość .....	54
2.3. Modele dynamiczne – modele VAR i VECM.....	56
2.3.1. Konstrukcja modeli VAR i VECM .....	56
2.3.2. Egzogeniczność i wnioskowanie.....	59
3. Modele równowagi cząstkowej sektora rolnego.....	63
3.1. Istota modeli równowagi cząstkowej.....	63
3.2. Model AGLINK-COSIMO.....	67
3.3. Model FAPRI.....	73
3.4. Model AGMEMOD .....	77
4. Prawidłowości w kształtowaniu się miesięcznych cen produktów rolnych.....	83
4.1. Właściwości szeregów czasowych .....	83
4.1.1. Makroekonomiczne determinanty zmian cen surowców rolnych.....	84
4.1.2. Światowe ceny surowców rolnych.....	87
4.1.3. Ceny surowców rolnych w Polsce .....	90
4.2. Testowanie przyczynowości w sensie Grangera .....	93
4.3. Testowanie występowania zależności długookresowych.....	99
5. Krótkookresowe prognozy cen surowców rolnych z modeli przyczynowych (VAR i VECM).....	105
5.1. Koncepcja prognozowania cen surowców rolnych .....	105
5.2. Prognozy zmiennych makroekonomicznych.....	108
5.3. Prognozy cen światowych surowców rolnych.....	112

5.4. Modele cen skupu surowców rolnych w Polsce oparte na powiązaniach z cenami światowymi.....	116
5.4.1. Model cen skupu pszenicy i żyta w Polsce .....	116
5.4.2. Model cen skupu pszenicy, żyta i kukurydzy w Polsce .....	118
5.4.3. Model cen skupu surowców pochodzenia zwierzęcego w Polsce ...	120
5.5. Modele cen surowców rolnych w Polsce oparte na zależnościach międzyrynkowych w kraju.....	123
5.5.1. Model cen skupu pszenicy, żyta oraz żywca wieprzowego i drobiowego w Polsce .....	123
5.5.2. Model cen skupu żywca i mleka w Polsce.....	125
6. Projekcje światowych cen surowców rolnych z modeli równowagi cząstkowej – ocena ex post.....	129
6.1. Kształtowanie się cen surowców rolnych w latach 2004-2011 .....	131
6.2. Projekcje cen produktów roślinnych .....	137
6.3. Projekcje cen mięsa .....	144
6.4. Projekcje cen artykułów mleczarskich .....	150
6.5. Trafność projekcji długookresowych – uwagi końcowe .....	155
7. Przykłady prognozowania długookresowego cen skupu surowców rolnych w Polsce.....	161
7.1. Kwestie estymacji, kalibracji i założeń .....	161
7.2. Przykłady prognoz uzyskanych z wykorzystaniem prostych modeli.....	166
7.2.1. Modele i prognozy cen skupu zbóż w Polsce .....	167
7.2.2. Modele i prognozy cen skupu żywca w Polsce.....	170
7.2.3. Modele i prognozy cen produktów mlecznych i cen skupu mleka..	174
7.3. Prognozy cen na podstawie modelu AGMEMOD .....	180
7.3.1. Prognozy cen zbóż.....	180
7.3.2. Prognozy cen mięsa.....	182
7.3.3. Prognozy cen produktów mlecznych i cen skupu mleka .....	183
Podsumowanie .....	185
Literatura .....	191

## Wstęp

Prognozowanie zjawisk gospodarczych stanowi jeden ze sposobów służący minimalizacji ryzyka towarzyszącego działalności gospodarczej. Stąd też często podkreśla się mikroekonomiczny charakter prognoz i związany z tym fakt, że prognozowanie jest sposobem zdobywania przewagi konkurencyjnej nad innymi uczestnikami rynku. Każdy uczestnik rynku ma własne oczekiwania co do przyszłości, podejmuje działania mające na celu wykorzystanie szans rynkowych ryzykując przy tym swoim kapitałem. Prognozami i symulacjami zainteresowane są również instytucje rządowe tym bardziej, im większe są możliwości ingerencji w rynek. Jednak z uwagi na możliwość wywierania wpływu na rynek rzadko takie prognozy są publikowane. Jeżeli nawet, to wówczas określa się je mianem projekcji.

Podstawę do przewidywań stanowi wiedza o naturze danych zjawisk, ich wzajemnych powiązaniach oraz mechanizmach i czynnikach je kształtujących. Do zbudowania prognozy niezbędna jest poprawnie przeprowadzona diagnoza rzeczywistości, czyli stwierdzenie przeszłego oraz teraźniejszego stanu prognozowanych zjawisk, istniejących współzależności i sprzężeń, ograniczeń oraz kierunków oddziaływania czynników wewnętrznych i zewnętrznych. Pozwala to określić czynniki kształtujące prognozowane zjawisko i na ich podstawie dokonać szacunku przyszłości.

Doświadczenie pokazuje, że w poznaniu rzeczywistości oraz przy prognozowaniu przyszłości w sektorze rolno-żywnościowym relatywnie rzadko wykorzystuje się aparat statystyczno-ekonometryczny. Większość analiz i prognoz dotyczących tego sektora bazuje na doświadczeniu ekspertów. Nie twierdzimy, że stosowana metodyka jest nieadekwatna, a efekty są złej jakości. Problem w tym, że nie wiadomo do końca, jakie przesłanki i założenia leżą u podstaw formułowanych wniosków. Zatem subiektywne opinie warto uzupełniać wiedzą o pewnych obiektywnych prawidłowościach.

Celem prowadzonych badań jest stworzenie przesłanek metodycznych do wykorzystywania metod ilościowych w prognozowaniu na rynkach rolnych. Badania prowadzone są w IERIGŹ-PIB w ramach Programu Wieloletniego 2011-2014, w zadaniu „System prognostyczny służący podnoszeniu konkurencyjności sektora rolno-żywnościowego”. Niniejsze opracowanie stanowi uzupełnienie badań przeprowadzonych w roku 2011 i zaprezentowanych w opracowaniu „Prognozowanie cen surowców rolnych z wykorzystaniem modeli szeregowych czasowych”. Mówiąc o metodach szeregów czasowych mamy na myśli te,



w przypadku których nie wykorzystujemy żadnych dodatkowych informacji, np. modele ARIMA.

Celem niniejszego opracowania jest przedstawienie możliwości krótko- i długookresowego prognozowania cen surowców rolnych z wykorzystaniem wiedzy o powiązaniach z innymi zjawiskami w systemie gospodarczym. Z jednej strony chodzi tutaj o metody identyfikacji najbardziej istotnych czynników determinujących poziom cen rolnych i ich zmiany. Z drugiej strony, o przedstawienie metod umożliwiających ekstrapolację tych prawidłowości w przyszłość.

Efektom badań powinno być poszerzenie wiedzy przez analityków pracujących w IERIGŻ-PIB (i nie tylko) przy tworzeniu raportów rynkowych, w których ważną rolę odgrywają prognozy. Niemniej jest to wiedza, która dzięki upowszechnieniu może być wykorzystywana przez wszystkich uczestników rynku (producenci rolni, przetwórcy, handlowcy), analityków rynkowych, doradców itp.

Opracowanie obejmuje siedem rozdziałów i zakończone jest podsumowaniem. W pierwszym rozdziale przedstawiono teoretyczne przesłanki kształtowania się cen surowców rolnych. Opisano uwarunkowania popytowe, specyfikę sektorową podaży surowców rolnych, rolę rynków światowych, wpływ polityki ekonomicznej na poziom cen oraz charakter powiązań między ważniejszymi rynkami rolnymi.

W rozdziale drugim omówiono metodyczne aspekty analizy i prognozowania krótkookresowych zmian cen. Przedstawiono podstawową specyfikę modeli statycznych i dynamicznych, metody testowania właściwości procesów stochastycznych oraz modele wektorowej autoregresji oraz wektorowe modele korekty błędem.

Rozdział trzeci zawiera opis modeli równowagi cząstkowej, które stanowią podstawę prognozowania i symulacji sektora rolnego. Przedstawiono w nim teoretyczne fundamenty modeli równowagi, wady i zalety tych modeli oraz ich strukturę. Szczegółowo omówiono trzy modele równowagi cząstkowej, znajdujące praktyczne zastosowanie w modelowaniu sektora rolnego: model AGLINK-COSIMO, model FAPRI oraz model AGMEMOD.

Rozdział czwarty obejmuje empiryczną analizę kształtowania się miesięcznych szeregów czasowych wybranych zmiennych makroekonomicznych oraz cen surowców rolnych w świecie i w Polsce w latach 1996-2012. Przeprowadzone badania obejmują analizę takich właściwości szeregów czasowych, jak: struktura szeregów czasowych, ocena stacjonarności, kointegracji i przyczynowości.

W rozdziale piątym zawarto wybrane możliwości aplikacji metod ilościowych do krótkookresowego prognozowania cen w Polsce. Metodyka prognozowania oparta była na modelach VAR i VECM, które poprzez zmienne egzogeniczne połączono w pewien system, umożliwiający równoczesne prognozowanie cen surowców rolnych w Polsce i na świecie.

W rozdziale szóstym przedstawiono ocenę *ex post* projekcji światowych cen surowców rolnych. Przedstawiono projekcje z modelu równowagi cząstkowej AGLINK-COSIMO oraz modele FAPRI z lat 2004-2010 ważniejszych produktów roślinnych, mięsa i produktów mlecznych. Oceniając zgodność sformułowanych projekcji z późniejszym stanem faktycznym próbowano znaleźć przyczyny wpływające na rozbieżności między nimi.

Ostatni rozdział pracy przedstawia przykłady rozwiązań metodycznych umożliwiających prognozowanie długookresowe cen w kraju na podstawie projekcji światowych. Najpierw zaprezentowano proste modele regresji dla wybranych surowców rolnych, w których średnie roczne cen w Polsce są funkcją cen światowych i kursów walutowych. Następnie przedstawiono projekcje cen otrzymane z wykorzystaniem modelu równowagi cząstkowej AGMEMOD. Na końcu opracowania zawarto podsumowanie, w którym przedstawiono najważniejsze wnioski będące rezultatem prowadzonych badań.

Autorzy składają serdeczne podziękowania recenzentom opracowania, w osobach Panów Prof. dr. hab. Bolesława Borkowskiego i dr. inż. Janusza Majewskiego, za cenne uwagi i sugestie, jakie byli skłoni zgłosić do pierwotnej wersji tekstu.



# 1. Mechanizmy ekonomiczne kształtowania cen surowców rolnych

Prognozowanie cen surowców rolnych wydaje się być niemożliwe bez znajomości najważniejszych mechanizmów ekonomicznych. Zwłaszcza w warunkach znacznej regulacji rynków rolnych i wielokierunkowych powiązań rynkowych, z którymi mamy do czynienia w gospodarce rolno-żywnościowej. Rolnictwo i rynek surowców rolnych podlega uniwersalnym prawom gospodarki rynkowej, ale charakteryzuje się pewnymi specyficznymi cechami, które powodują pewne odmienne zachowania rynkowe w porównaniu do rynków artykułów przemysłowych czy usług, a w szczególności większą zmiennością cen niż na rynkach innych produktów [Heijman i in. 1997].

Poniżej postaramy się przybliżyć główne uwarunkowania zachowań cenowych w gospodarce rolno-żywnościowej. Można uznać, że kształtowanie się cen surowców rolnych jest wynikiem:

- działania prawa popytu i podaży,
- biologiczno-technicznego charakteru produkcji rolnej (strona podażowa),
- pośredniego powiązania rynków z konsumentem (strona popytowa),
- powiązań międzyrynkowych,
- powiązania z cenami światowymi,
- oddziaływania czynników makroekonomicznych, ważne są tu różne środki polityki ekonomicznej, głównie polityki rolnej i handlowej.

Niezależnie od rynku, najważniejszą regułą, jaka kształtuje poziom cen jest prawo popytu i podaży. Zgodnie z nim cena jest wypadkową popytu rynkowego i podaży rynkowej na dane dobro. W okresach, kiedy mamy do czynienia z niezaspokojonym w pełni popytem, ceny wzrastają, zaś w okresach nadwyżek produkcji (podaży) mamy do czynienia z obniżeniem się cen. Ceny w takim układzie pełnią funkcję regulatora procesów rynkowych. Prawo to ma charakter uniwersalny. Natomiast, co jest rzeczą naturalną, może być zakłócanie lub osłabiane przez czynniki o charakterze instytucjonalnym.

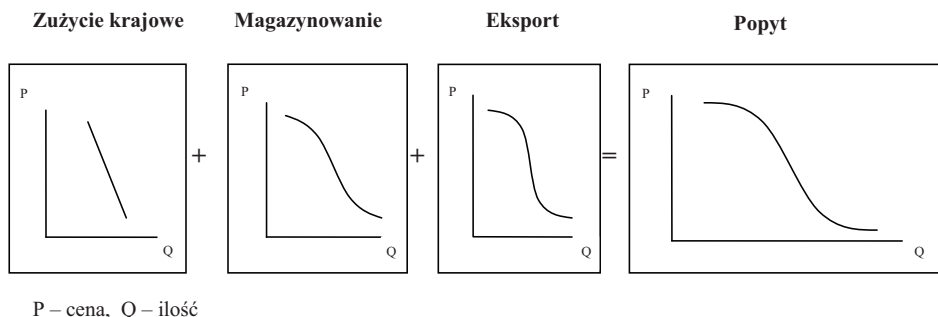
## 1.1. Uwarunkowania popytowe

Analizując stronę popytową, należy pamiętać, że popyt na surowce rolnicze ma charakter pośredni. To znaczy, że jest on funkcją popytu na żywność i produkty nieżywnościowe rozpatrywaną na poziomie konsumenta [por. np. Rembisz 2007; Tomek, Robinson 2001]. Popyt na produkty rolnicze najczęściej rozpatruje się z punktu widzenia całego sektora. Na tym poziomie popyt na pro-

dukty rolnicze stanowi pewną agregatową wielkość wynikającą z indywidualnych bardzo różnych zapotrzebowań na surowce rolnicze. W innym ujęciu popyt można rozpatrywać w postaci bardziej zdezagregowanej, to jest na towary o określonej wartości użytkowej (np. popyt na ziarno pszenicy do produkcji pasz, ziarno wykorzystywane w młynarstwie do produkcji różnych mąk gatunkowych, czy do produkcji syropów glukozowych, a także produkcji makaronów itp.).

Zmiany popytu względem czynników go determinujących są zróżnicowane zależnie od czynników kształtujących popyt, a te z kolei są zróżnicowane w zależności od kierunku przeznaczania surowca rolniczego (rys. 1.1.1). Według niego popyt krajowy to suma zużycia krajowego, podaży przeznaczanej na magazynowanie i eksport (nie brano pod uwagę strat). Rozróżnienie poszczególnych składowych popytu na surowce rolnicze jest ważne z punktu widzenia czynników kształtujących jego zmiany. Te różne składowe zapotrzebowania na surowce rolnicze powodują, że czynniki kształtujące zmiany popytu są bardzo zróżnicowane.

**Rysunek 1.1.1. Części składowe popytu na surowiec rolniczy w kraju**



*Źródło: opracowanie na podstawie Ferris 2005, s. 9.*

W przypadku surowców rolnych największy udział w popycie ma zużycie krajowe. Należy przy tym pamiętać, że współcześnie większość produktów wytworzonych w rolnictwie nie służy do bezpośredniego zaspokajania potrzeb konsumenta, lecz ma przeznaczenie pośrednie. Istnieją przy tym różne, niekoniecznie żywnościowe, kierunki rozdysponowania produkcji rolniczej. Podstawowym elementem składowym tego popytu jest zapotrzebowanie na surowce rolnicze do produkcji artykułów konsumpcyjnych (na przykład na ziarna zbóż do produkcji pieczywa, makaronu, płatków, herbatników), a także zapotrzebowanie na surowce roślinne do produkcji różnych produktów spożywczych pochodzenia zwierzęcego (np. do produkcji pasz niezbędnych w chowie zwierząt).

Również wtedy, gdy wytworzony produkt nie ulega przetworzeniu, konsumenci nabywają dobra finalne (np. ziemniaki, świeże warzywa) najczęściej w handlu detalicznym. Znikoma część produktów żywnościowych jest pozyskiwana bezpośrednio z gospodarstwa lub działki.

Wraz z rozwojem gospodarczym coraz więcej produktów rolniczych stanowi ważny surowiec w przetwórstwie przemysłowym (np. wykorzystanie ziarna w przemyśle spirytusowym, słodowniczym, skrobiowym, ziemniaków do produkcji krochmalu i produktów pochodnych). Ich produkty mogą być wykorzystane do produkcji artykułów spożywczych lub być wykorzystane na inne cele (np. etanol jako dodatek do benzyn, dekstryny, kleje i inne preparaty techniczne zużywane w przemyśle włókienniczym, papierniczym, hutnictwie).

Popyt może także pochodzić od podmiotów handlowych. Część przedsiębiorców może zwiększać popyt magazynując towary, przewidując w przyszłości wzrost cen. Tego rodzaju popyt opiera się na antycypacji przyszłych warunków, wpływając na bieżące ceny towaru. Stąd ważną rolę w kształtowaniu popytu w krótkich okresach pełnią także oczekiwania o możliwym kierunku zmian cen w przyszłości. Wpływ tych przewidywań ma wpływ na popyt. Tak zwana „gra na wyżkę” lub „zniżkę” powoduje, że przy przewidywaniach wzrostu cen w przyszłości handlowcy mogą więcej kupować niż dotychczas, co kreuje popyt, a przy przewidywaniach spadku cen w przyszłości mogą ograniczać zakupy. W wyniku tego zmienność popytu na ten kierunek wykorzystania surowca jest większa niż w przypadku zapotrzebowania na surowce do produkcji artykułów spożywczych.

Popyt na surowiec w kraju kreuje także zapotrzebowanie eksportowe. W warunkach swobodnych obrotów handlowych popyt na towary krajowe zależy także od relacji popytowo-podażowych (oraz cen) na rynkach zagranicznych. Niskie ceny krajowe stwarzają szanse wzrostu popytu i eksport towaru. Odwrotna sytuacja może zachęcać do importu. Determinuje to sytuację rynkową w krótkich okresach. Oznacza to, że na popyt krajowy wpływać będzie także sytuacja popytowo-podażowa i poziom cen w innych krajach. Do czynników determinujących obroty handlowe (np. wzrost popytu eksportowego lub jego obniżenie) należeć będą także kierunki zmian kursów walutowych. Osłabienie złotówki może skłaniać przedsiębiorców do wywozu surowca na rynki zagraniczne. Powoduje to zwiększenie popytu eksportowego na surowiec krajowy. Z kolei umocnienie złotówki może zachęcać do przywozu tańszego surowca z zagranicy.

Ogólnie można założyć, że agregatowy popyt na surowiec rolniczy na poziomie konsumentów w kraju ( $Q_k$ ) mogą determinować następujące czynniki:

cena danego dobra ( $P_i$ ), ceny dóbr substytucyjnych i komplementarnych ( $P_s$ ), dochody ludności ( $D_i$ ), podział dochodów ( $D_s$ ), liczba ludności ( $L_i$ ), struktura demograficzna ludności ( $L_s$ ), gusty, preferencje ( $G_i$ ) itp. Na podstawie takich założeń można zapisać, że popyt na poziomie konsumenta jest funkcją tych czynników [Ritson 1977; Tracy 1997; Ferris 2005, s. 22]:

$$Q_k = f(P_i/P_s, D_i, D_s, L_i, L_s, G_i). \quad (1.1)$$

Dynamika zmian cen i proces dostosowań popytowo-podażowych warunkowane są kształtem i nachyleniem krzywych popytu i podaży. Ma to odzwierciedlenie w tzw. cenowych elastycznościach popytu i podaży. Mierzą one reakcję popytu (podaży) na zmianę cen. Elastyczność cenowa zależy zarówno od nachylenia krzywej, jak i miejsca na tej krzywej. Elastyczności możemy mierzyć zarówno w danym punkcie, jak i posługując się wskaźnikami o charakterze łukowym. Matematyczną postać elastyczności cenowej popytu ( $E_D$ ) wyrazić można w postaci następujących formuł [Tomek, Robinson 2001]:

$$E_D = \frac{\frac{\Delta Q_D}{Q_D}}{\frac{\Delta P}{P}} = \frac{\Delta Q_D}{\Delta P} * \frac{P}{Q_D}, \quad (1.2)$$

gdzie:

$Q_D$  – popyt,

$\Delta Q_D$  – zmiana popytu,

$P$  – cena towaru,

$\Delta P$  – zmiana ceny.

Związek pomiędzy ceną a popytem na żywność, określanej elastycznością cenową popytu, jest w krajach rozwiniętych gospodarczo niski. Zależy on od rodzaju dobra, jego roli w zaspokajaniu potrzeb, stopnia przetworzenia itp. Na ogół wraz ze wzrostem stopnia przetworzenia, elastyczność cenowa wzrasta. Na przykład popyt na mleko surowe jest mniej elastyczny od popytu na sery czy jogurt. Podobnie elastyczność cenowa popytu różni się od poziomu ogniwa łańcucha marketingowego, na którym jest obliczana. Inna jest na poziomie „bramy gospodarstwa”, zakładu przetwórczego czy handlu detalicznego. Znajomość cenowej elastyczności popytu jest ważnym parametrem, który jest pomocny przy przewidywaniu przyszłego popytu. Brak jednak dotychczas w Polsce wyników badań określających elastyczności cenowe popytu na poziomie różnych ogniw łańcucha marketingowego. Najczęściej badania cenowej elastyczności popytu dotyczą żywności, ostatniego ogniwa łańcucha marketingowego.

Na ogół produkty, które trudno jest zastąpić innymi w konsumpcji, charakteryzują się niską elastycznością cenową popytu. Bardziej elastyczny ze

względem na zmiany cen jest popyt na te produkty, które posiadają bliskie substytuty (np. zastępowalność jednych owoców innymi lub jednych warzyw innymi). Uwzględniając komponenty popytu na towar rolniczy i ich różne elastyczności względem cen, popyt na produkt w kraju może być relatywnie elastyczny względem cen, pomimo iż popyt obejmujący zużycie w kraju jest nieelastyczny.

Ważne znaczenie w prognozowaniu cen na surowce rolnicze ma znajomość dochodowej elastyczności popytu. Podstawowe znaczenie mają tu prawidłowości wynikające z prawa Engla. Analiza zmian dochodów i popytu na żywność pozwala wyodrębnić pewne prawidłowości, które sformułował Engel w postaci praw [Heijman i in. 1997, Ritson 1997]. Po osiągnięciu określonego poziomu wyżywienia (określonej diety) dodatkowe ilości żywności mają coraz mniejszą użyteczność. Z tego powodu z przyrostu dochodów ludności na żywność przeznaczana się coraz mniej. Nawet wtedy, gdy część przyrostu dochodów wydaje się na żywność, to dotyczy to nie tyle przyrostu jej ilości, ale wzrostu zapotrzebowania na żywność lepiej przygotowaną, bardziej przetworzoną, posiadającą inne wartości użytkowe. Dodatkowy popyt na żywność mało przetworzoną jest tylko znikomą częścią całości. Czasami nawet wzrost dochodów oznaczać może spadek popytu na te dobra. Przykładowo, PKB/osobę skorelowany jest ujemnie z konsumpcją ziemniaków [Heijman i in. 1997].

Klasycznym takim produktem rolniczym są zboża służące do produkcji przetworów. W kształtowaniu się tendencji w spożyciu produktów zbożowych występują określone prawidłowości wynikające z poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego. Wraz ze wzrostem PKB/osobę rośnie konsumpcja przetworów zbożowych osiągając pewien pułap przy poziomie PKB około 5 tys. USD/osobę. Dalsze zwiększenie dochodu skorelowane jest ze zmniejszeniem konsumpcji przetworów zbożowych. Taki kierunek zmian rozwija się do około 15 tys. USD/osobę. Powyżej tego poziomu następuje stabilizacja konsumpcji tych produktów. W Polsce spożycie przetworów zbożowych w przeliczeniu na osobę wynosiło: w 1950 r. ponad 166 kg, w 1960 – 145 kg, w 1980 – 127 kg, w 1989 r. 117 kg [Kramer 1993], a w 2010 r. – 110,5 kg [Popyt na żywność 2011, s. 25]. Polska osiągnęła taki poziom PKB/osobę, że w najbliższych latach możliwa jest stabilizacja spożycia produktów zbożowych w przeliczeniu na osobę. Globalny popyt na te produkty uzależniony będzie od stopy przyrostu naturalnego. Zmniejszenie liczby ludności oznaczać będzie obniżenie popytu na zboża niezbędne do produkcji artykułów spożywczych.

Z dotychczasowych wyników badań wynika, że wraz ze wzrostem dochodów ludności następują zmiany w poziomie i strukturze popytu na żywność. Dla krajów rozwiniętych gospodarczo elastyczność dochodowa zagregowanego popytu na żywność zawiera się w przedziale 0,1-0,3 [Heijmann i in. 1997,



s. 139]. Cenowa i dochodowa elastyczność popytu na wiele produktów spożywczych (najczęściej są to podstawowe produkty) w krótkich okresach jest niska [Ritson 1977, Kramer 1993, Ferris 2005, Świetlik 2008]. W dłuższych okresach ze wzrostem dochodów może być ona nawet ujemna [Ritson 1977, Ferris 2005]. Ogólnie popyt na cenniejsze dobra żywnościowe jest bardziej elastyczny niż na żywność standardową.

W teorii popytu ważne jest rozróżnienie między zmianami ilości dobra będącego przedmiotem popytu a ogólnym popytem (chodzi tu o rozróżnienie między zmianami wzdłuż krzywej popytu a jej przesunięciami w prawo lub w lewo) [Tomek, Robinson 2001]. Jest to także związane z analizą popytu i cen w krótkim i długim okresie.

Jedną z głównych cech powodujących, że rolnictwo traktuje się w inny sposób niż większość sektorów gospodarki jest fakt, że podstawowym środkiem produkcji jest ziemia. Jej cechy powodują, że charakteryzuje się ona określoną jakością i całkowitą nieprzenośnością. Zróżnicowanie jakości ziemi powoduje, że nie wszystkie rośliny mogą być wszędzie uprawiane. W tej sytuacji ważne znaczenie w kształtowaniu sytuacji rynkowej spełniają rynki lokalne i ich powiązanie z innymi rynkami.

Popyt na produkty rolne ma dwojaki charakter. Główną jego część stanowi popyt pośredni, czyli popyt na surowce pochodzenia rolniczego (żywiec, mleko surowe, zboża itp.), które służą do wytwarzania artykułów spożywczych<sup>1</sup>. Drugi rodzaj popytu to popyt bezpośredni (popyt finalny). Popyt finalny tworzą głównie gospodarstwa domowe, które kupują produkty niezbędne do konsumpcji, np. pieczywo, makarony, wędliny, sery. Również produkty rolnicze mogą służyć do zaspokojenia potrzeb żywnościowych, np. świeże ziemniaki, owoce, warzywa, kwiaty. Surowce rolnicze mogą być wykorzystane do produkcji nie tylko artykułów konsumpcyjnych, a również różnych artykułów przemysłowych, które także służą do zaspokajania określonych potrzeb konsumentów.

Niezależnie od charakteru popytu, punktem wyjścia przy określaniu zapotrzebowania na surowce rolne jest konsument, jego potrzeby, preferencje, gusty, ograniczenia budżetowe itp.

Generalnie popyt na żywność jest nieelastyczny względem dochodów i zmienia się raczej w długich, a nie krótkich okresach. Wraz ze wzrostem dochodów ludności nie tylko zmniejsza się udział wydatków na żywność w wydatkach ogółem, ale ulega zmianie struktura popytu. Zwiększa się relatywnie popyt na artykuły bardziej przetworzone, o wyższych walorach użytkowych,

---

<sup>1</sup> Popyt pośredni nazywany jest także popytem pochodnym (ang. *derived demand*), gdyż można go wyprowadzić z popytu bezpośredniego.

które można łatwiej przechowywać, szybko przygotować do spożycia, a zmniejsza popyt na produkty mało przetworzone. Ogólnie produkty rolne zanim uzyskają przydatność do spożycia podlegają wielorakiej transformacji (temporalnej, przestrzennej i rzeczowej) [Świetlik 2008, s. 93]. Przetwarzanie produktów rolnych wymaga zużycia pracy, środków produkcji, innych surowców itp. Powoduje to, że surowiec rolniczy jest tylko częścią składową produktu o nowych walorach użytkowych, smakowych zdolnych do zaspokajania potrzeb konsumenta. W wyniku takich procesów powstają różnice w cenach, które płać konsumenci za artykuły spożywcze i które otrzymują producenci rolni. Jest to także związane z tzw. pionową transmisją cen w łańcuchu marketingowym.

Teoretycznie w krótkim okresie ruchy cen obserwowane w łańcuchu marketingowym powinny odzwierciedlać zmiany cen na rynku towaru stanowiącego pierwsze ogniwo, jeżeli inne elementy nie uległy zmianie. Oznacza to, że zmiany cen surowców rolniczych powinny znajdować odzwierciedlenie w ewolucji cen produktów żywnościowych z nich wytwarzanych. W warunkach rynkowych zmieniają się różne elementy tworzące wartość użytkową artykułu spożywczego. Wyniki badań wskazują, że nie istnieje natychmiastowa i prosta reguła kształtowania się cen w łańcuchu marketingowym. Wynika to z równoczesnych, ale jednocześnie mających inny charakter, ruchów cen rolnych, surowców nierolniczych wykorzystywanych w produkcji, handlu i przetwórstwie oraz produktów żywnościowych. Mogą się one zmieniać w zależności od przesunięcia popytu detalicznego, podaży nakładów pochodzenia rolniczego lub nakładów nierolniczych [Gardner 1975]. Wyniki wielu badań [Tomek, Robinson 2001; Figiel 2002; Rembeza 2006, 2010] potwierdzają, że występuje długookresowa zależność przyczynowo-skutkowa w procesie pionowej transmisji cen.

W krótszych okresach zmiany cen na jednym poziomie nie muszą wywoływać zmian na innym poziomie. Mają tu miejsce odchylenia powodowane różnymi przyczynami. Na ogół krótszy okres reakcji występuje na rynkach tych produktów, w cenie detalicznej których zawarty jest duży udział surowca rolniczego albo forma produktu finalnego niewiele się różni od surowca otrzymanego w gospodarstwach rolnych (np. świeże owoce i warzywa). Gdy w produktach finalnych zawarty jest duży udział komponentów związanych z przetwórstwem i obrotem, reakcja jest bardzo słaba.

## 1.2. Uwarunkowania podażowe

Podstawą mechanizmu kształtowania się cen produkcji rolniczej jest jej biologiczno-techniczny charakter produkcji. Jest to uwarunkowanie podażowe mające decydujące znaczenie w krótko- i średniookresowym zachowaniu cen. Fakt, że produkcja rolnicza jest uwarunkowana czynnikami przyrodniczymi wymusza na producentach rolnych określone zachowania, które odnajdują swoje odzwierciedlenie w sposobie kształtowania się cen surowców rolnych. Z prognostycznego punktu widzenia istotne jest rozpoznanie aspektów zmian cen nie tylko w ujęciu statycznym, ale również w ujęciu dynamicznym (w czasie).

W rolnictwie reakcje produkcyjne są skomplikowane. W produkcji roślinnej producent podejmuje decyzje dotyczące zasiewów oraz nakładów środków produkcji (np. nawozów, pracy itp.). Produkcja zależy jednak nie tylko od decyzji producenta, ale również od przebiegu warunków przyrodniczo-klimatycznych w okresie wegetacji. Na efekty produkcyjne wpływać będą więc czynniki losowe. W produkcji zwierzęcej wpływ czynników losowych na efekty jest znacznie mniejszy niż w roślinnej.

Miara siły reakcji podaży na ceny jest współczynnik elastyczności cenowej podaży. Wyraża on procentową zmianę podaży będącą konsekwencją jednoprocentowej zmiany ceny. Matematyczne postacie elastyczności cenowej podaży ( $E_s$ ) wyrazić można w postaci formuły [Tomek, Robinson 2001]:

$$E_s = \frac{\frac{\Delta Q_s}{Q_s}}{\frac{\Delta P}{P}} = \frac{\Delta Q_s}{\Delta P} * \frac{P}{Q_s}, \quad (1.3)$$

gdzie: przez  $\Delta$  oznaczamy małą zmianę, przez  $P$  – cenę, zaś przez  $Q_s$  – podaż.

W rolnictwie oferowana na sprzedaż ilość określonego produktu nie zależy tylko od ceny, jaką producent spodziewa się otrzymać za ten produkt. O podaży decydują także inne czynniki, takie jak:

- ceny innych produktów, które mogą być wyprodukowane przy danym potencjale ( $P_k, \dots, P_j$ ),
- technologia produkcji ( $T_i$ ),
- ceny środków produkcji ( $P_l, \dots, P_m$ ),
- cele producentów wynikające z prowadzenia gospodarstwa rolnego,
- warunki przyrodniczo-klimatyczne ( $W_p$ ).

Elastyczność cenowa podaży produktów rolniczych jest zależna od rozpatrywanego okresu. W krótkim okresie, to jest jednego cyklu produkcyjnego, ce-

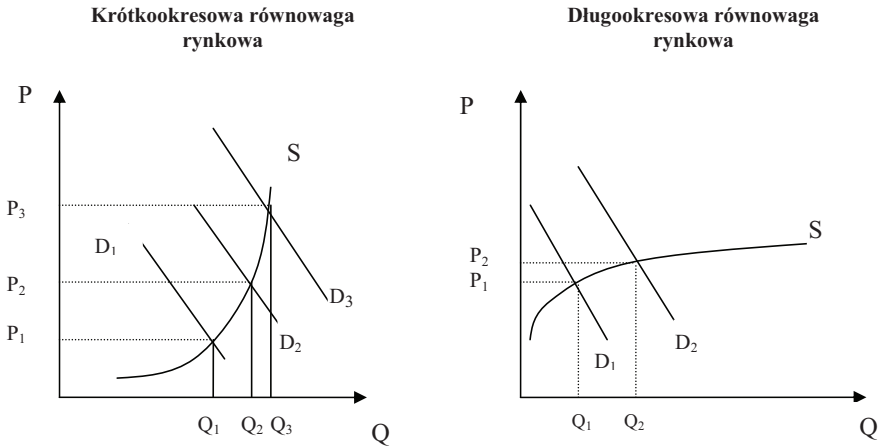
nowa elastyczność podaży jest bliska zeru, co wynika ze specyfiki produkcji. W rolnictwie koszty stałe stanowią wysoki udział kosztów całkowitych i po dokonaniu inwestycji producent nie może ograniczać kosztów przez zmniejszenie podaży. Nawet w warunkach obniżenia cen poniżej kosztów producent może zwiększać produkcję, jeżeli koszty zmienne są niższe od cen. Jest to racjonalne, bo powoduje zmniejszenie strat. Dodatnia różnica między ceną a kosztami zmiennymi przyczynia się do zmniejszenia strat (pokrywa część kosztów stałych, tzw. efekt odwróconej reakcji). W przypadku produkcji roślinnej, kiedy rośliny są prawie gotowe do zbioru, zmiana cen produktu wpływa na podaż w małym stopniu, ponieważ większość kosztów uprawy już poniesiono i producenci będą kontynuować produkcję – zbiory.

Związek cen z podażą surowców rolniczych w okresie cyklu produkcyjnego jest stosunkowo słaby. Krótkookresowa elastyczność produkcji i podaży jest niska. W danym cyklu produkcyjnym możliwości zwiększenia podaży surowca rolniczego są ograniczone wielkością potencjału produkcyjnego. W produkcji roślinnej wynikać on będzie z powierzchni zasiewów i plonów. Po zbiorach roślin wzrosty cen mogą powodować tylko nieznaczny przyrost podaży wynikający ze zmian rozdysponowania zbiorów. Jej wielkość ograniczać będą zbiory i zapasy z lat wcześniejszych. Uwarunkowania te powodują, że podaż surowca w danym cyklu produkcyjnym ma określoną granicę, krzywa podaży charakteryzuje się przebiegiem pionowym. Dalszy wzrost cen nie spowoduje zwiększania podaży. Ma to wpływ na kształtowanie się cen równowagi w krótkich okresach. Niewielkie zmiany podaży przy danym popycie powodują stosunkowo duże zmiany cen równowagi krótkookresowej. Duże zmiany cen wynikać też będą ze zmian popytu przy danej podaż (rys. 1.2.1).

Ogólnie można stwierdzić, że biologiczno-techniczny charakter produkcji rolniczej powoduje, że w warunkach konkurencji, ceny równowagi rynkowej „determinowane” są przez inne czynniki w krótkich, a inne w długich okresach.

Zmiany podaży surowców rolniczych w dłuższych okresach możliwe są poprzez dostosowanie potencjału do sygnałów rynkowych. W produkcji roślinnej wielkość produkcji determinuje struktura upraw i plony. Wysokie ceny, np. pszenicy, mogą być sygnałem dla producentów do zwiększenia areału upraw i intensyfikacji produkcji. Może spowodować to w następnych okresach wzrost produkcji i podaży. W wyniku takich procesów krzywa podaży w dłuższych okresach (większych niż cykl produkcyjny) staje się bardziej „płaska”, wskazująca wzrost podaży. W wyniku tego ceny równowagi ukształtują się na innych poziomach niż w danym cyklu produkcyjnym. W długim okresie można dokonywać zmian w potencjale produkcyjnym lub strukturze produkcji, przystosowując ją do potrzeb rynku [Woś 1996].

### Rysunek 1.2.1. Krótko- i długookresowa równowaga na rynku surowców rolnych



Źródło: opracowanie na podstawie M. Radetzky 2010, s. 57-59.

Wyrazem wpływu zmian ilości (podaży czy popytu  $Q$ ) na ceny  $P$  jest współczynnik giętkości cenowej  $F_i$  (oznaczenia jak we wzorze 1.2) [Tomek, Robinson 2001]:

$$F_i = \frac{\frac{\Delta P}{P}}{\frac{\Delta Q}{Q}} = \frac{\Delta P}{\Delta Q} * \frac{Q}{P} . \quad (1.4)$$

Jest on w przybliżeniu odwrotnością współczynnika elastyczności cenowej i wyraża procentową zmianę cen na skutek zmian ilości o jeden procent, przy zachowaniu zasady *ceteris paribus*.

Wysoka giętkość cen surowców rolnych wskazuje, że rynek ten, mimo wielu regulacji, nie odbiega znacząco od warunków konkurencji doskonałej. Oznacza to, że naruszona równowaga rynkowa w wyniku zmian ilości dobra przywracana jest za pomocą zmian cen. Efektem tego jest wysoka krótko- i średniookresowa zmienność cen surowców rolnych.

Najbardziej kojarzonym z rolnictwem typem zmienności cen jest sezonowość. Wynika ona ze zmienności natężenia pracy, podaży czy obrotu rynkowego. Sezonowość podaży, a w konsekwencji i cen, wynika także z ograniczonej możliwości przechowywania surowców. Zachowania sezonowe występują zarówno na rynku roślinnym, jak i zwierzęcym. W tym drugim przypadku zmiany sezonowe w większym stopniu są pochodną zmieniających się sezonowo kosztów produkcji. Zatem sezonowość w kształtowaniu się cen to nic innego jak

przykład oddziaływania ogólnego prawa popytu i podaży. Dodajmy, że sezonowy model wahań cen może być modyfikowany przez zmieniające się okoliczności powodujące zmniejszenie lub zwiększenie stopnia sezonowości produkcji.

Również w produkcji zwierzęcej występują wahania sezonowe podaży i cen. Na przykład, najniższe ceny skupu żywca wieprzowego występują w miesiącach pierwszego kwartału, najwyższe w miesiącach letnich (III kwartał). Różnica cen z tytułu wahań sezonowych sięga 20 pp. Zauważyć można również przeciwny kierunek zmian sezonowych produktów roślinnych i zwierzęcych.

Biologiczno-techniczne ograniczenia należą również do głównych czynników powodujących występowanie wahań cyklicznych cen surowców rolnych. Należy przy tym podkreślić, że natura zmian cyklicznych jest skomplikowana, bo dokonuje się pod wpływem wielu uwarunkowań, takich jak: interakcje między rynkami, reakcje psychologiczne czy oczekiwania gospodarcze.

Specyfika produkcji rolniczej powoduje, że od podjęcia decyzji o rozpoczęciu danej produkcji do pojawienia się towarów na rynku upływa pewien okres. Produkcja planowana jest w oparciu o bieżącą sytuację (naiwny model zachowań), przeszłą i bieżącą (model zachowań adaptacyjnych) czy też w oparciu o przeszłą, bieżącą, jak i na podstawie oczekiwań co do przyszłości (model zachowań racjonalnych). W przypadku zmiany uwarunkowań gospodarczych czy też oczekiwań małe są możliwości zmian struktury po rozpoczęciu produkcji i dostosowania jej do zmieniającej się sytuacji rynkowej. Zatem podaż rynkowa jest zawsze w większym stopniu funkcją cen przeszłych, a nie bieżących. Efektem tego mechanizmu (znanego jako model pajęczyny popytowo-podażowej) są wahania cykliczne produkcji i cen surowców rolnych. Szerzej ten model wyjaśnia np. Tomek i Robinson [2001]. Długość cyklu zależy od okresu leżącego między podjęciem decyzji o rozpoczęciu produkcji a momentem, w którym produkcja ta jest rzeczywiście realizowana. Jak wynika z analiz, długość cyklu jest co najmniej dwa razy większa od takiego opóźnienia [Heijman i in. 1997].

W produkcji roślinnej sytuacja rynkowa kształtowana jest głównie przez bieżącą produkcję. Niewielkie zmiany w podaży surowców rolnych powodują bardzo duże wahania w ich cenach. Według tego mechanizmu reakcją na wysokie ceny (w okresach niedoborów) są decyzje o zwiększeniu produkcji. Niezależnie, czy mamy do czynienia z produkcją roślinną czy zwierzęcą, od momentu podjęcia tych decyzji do wyprodukowania towaru mija od kilku miesięcy do nawet kilku lat. Zwiększająca się podaż prowadzi do spadku cen. Reakcją jest często zwiększanie produkcji, by dzięki większej skali możliwe było osiągnięcie zysków. Te wydawałoby się racjonalne z mikroekonomicznego

punktu widzenia decyzje powodują dalszy spadek cen rynkowych, przy których producenci rolni ponoszą straty. W efekcie decydują się oni na zmniejszenie produkcji, co w kolejnych okresach będzie skutkowało wzrostem cen rynkowych.

Mimo wzrostu wiedzy producentów rolnych o mechanizmach, większej dostępności do informacji rynkowej czy też działań stabilizacyjnych nie udało się zlikwidować tych wahań. Zatem należy je zaakceptować, a znajomość tych mechanizmów wykorzystać podczas prognozowania

### **1.3. Ceny krajowe a ceny światowe**

Procesy integracji i globalizacji powodują, że kształtowanie się cen surowców rolnych w danym kraju wynika nie tylko z relacji popytowo-podażowych w kraju, ale i z oddziaływania sytuacji na tzw. rynkach światowych. Pod pojęciem rynku światowego rozumiemy kraj lub region mający znaczny udział w wymianie międzynarodowej, przez co sytuacja popytowo-podażowa na tym rynku ma istotne znaczenie dla procesu kształtowania się cen na świecie.

Należy zwrócić uwagę, że nie wszystkie dobra wytwarzane w różnych krajach są przedmiotem wymiany międzynarodowej w tym samym stopniu. Generalnie surowce i produkty, które można magazynować oraz te, które mają charakter bardziej przetworzony są przedmiotem szerszej wymiany niż produkty szybko psujące się (np. mleko surowe).

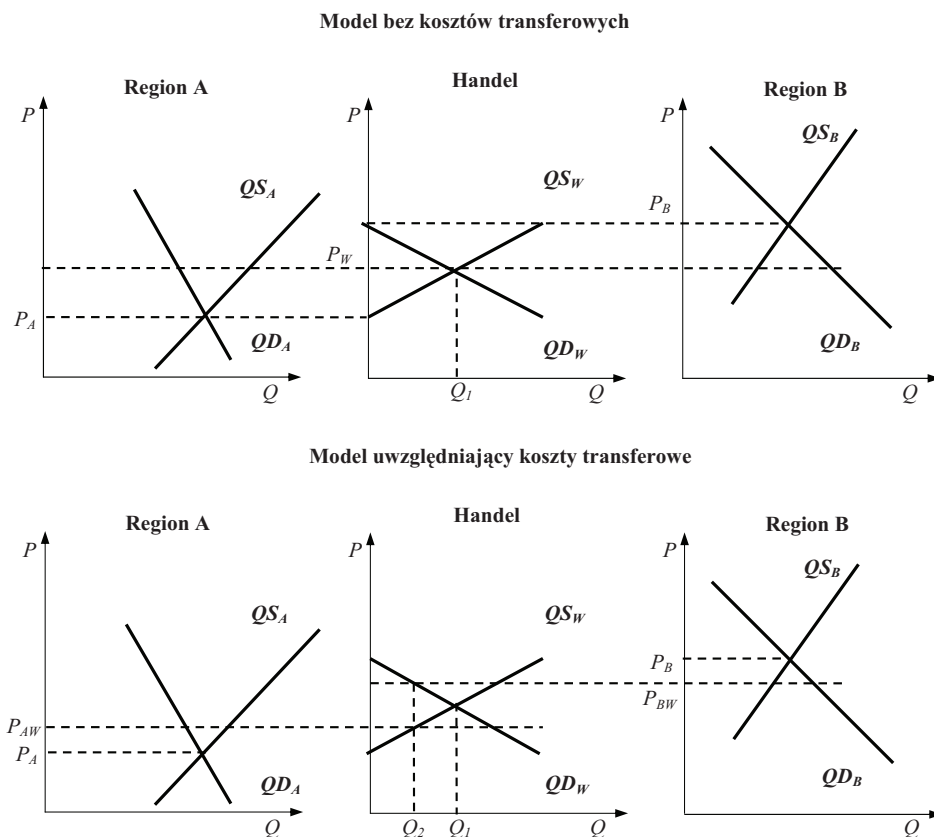
Wygodną analityczną konstrukcją służącą do przedstawienia mechanizmu kształtowania się cen w warunkach wymiany międzynarodowej stanowi przestrzenny model równowagi rynkowej. Model ten również służy do oceny wpływu zmian instrumentów polityki handlowej na ceny rynkowe.

Na rysunku 1.3.1 przedstawiono, w jaki sposób dochodzi do ustalenia poziomu równowagi między dwoma rynkami (krajami, regionami) w przypadku, gdy jeden z nich charakteryzuje się nadwyżkami a drugi niedoborami. Założono dla celów demonstracyjnych liniowe funkcje popytu i podaży. W przypadku braku wymiany handlowej ceny równowagi na rynkach tych ustalane są na poziomie  $P_A$  i  $P_B$ . Zatem występują dosyć znaczne różnice między cenami na dwóch rynkach. Ma to pewne konsekwencje zarówno dla producentów, jak i konsumentów. W regionie A producenci otrzymują mniej niż we regionie B, ale równocześnie konsumenci płacą mniej niż konsumenci w regionie B.

Jeżeli dochodzi do wymiany handlowej (brak barier handlowych między tymi geograficznymi rynkami), cena równowagi jest ustalana na nowym poziomie  $P_W$ . Przyjmujemy założenie, że cena światowa wyznaczana jest przez te dwa

rynki (A i B). W przypadku, gdy brak jest kosztów transferowych (transport, załadunek, rozładunek), cena równowagi będzie ustalana na takim poziomie, na którym globalny popyt jest równy globalnej podaży. Poziom ten wyznaczany jest poprzez wielkość nadwyżki podaży w kraju z niższą ceną wewnętrzną ( $QS_W=QS_A-QD_A$ ) i nadwyżki popytu w kraju z wyższą ceną ( $QD_W=QD_B-QS_B$ ) w poszczególnych krajach. W takim przypadku wymienianych będzie  $Q_I$  ilości danego dobra [Tomek, Robinson 2001; Figiel 2002].

**Rysunek 1.3.1. Model równowagi przestrzennej**  
(dwa regiony, założenie dużego kraju)



Źródło: opracowanie na podstawie Tomek i Robinson 2001, Figiel 2002.

Zakładając brak kosztów transferowych, należy się spodziewać, że cena światowa  $P_W$  zostanie przyjęta przez producentów i konsumentów w obydwu krajach. Ustalenie ceny danego produktu na całym świecie na jednym poziomie w teorii ekonomicznej nosi nazwę „prawa jednej ceny” (*Law of One Price* –



LOP). Aby rzeczywiście ono działało, należy przyjąć brak kosztów transferowych, brak ingerencji państwa, brak kosztów transakcyjnych czy pełną informację uczestników rynku.

W wyniku wymiany handlowej dojdzie do zmian w nadwyżce producenta i nadwyżce konsumenta. Efektem wymiany handlowej będzie zmniejszenie nadwyżki konsumenta i wzrost nadwyżki producenta w regionie A. Równocześnie następuje zwiększenie nadwyżki konsumenta i obniżenie nadwyżki producenta w regionie B. Efektem wymiany handlowej jest jednak ogólny przyrost dobrobytu w obydwu krajach.

Jednym ze skutków działania prawa jednej ceny jest amortyzacja wstrząsów wewnętrznych. Teoria handlu międzynarodowego wskazuje, że konwergencja cen krajowych z cenami światowymi oznacza wzrost dobrobytu ogólnospołecznego. Możliwości uzupełnienia niedoborów lub upłynnienia nadwyżek rynkowych na rynkach zagranicznych prowadzą do mniejszej zmienności cen surowców i w efekcie mniejszej amplitudy wahań cen, co zwiększa efektywność działania podmiotów gospodarczych. Z drugiej jednak strony wzmacniany jest wpływ zakłóceń globalnych. Wydaje się, że głównym beneficjentem wymiany handlowej są konsumenci, zaś producenci mogą być narażeni w niektórych okresach do rozszerzenia spektrum czynników ryzyka. Wynika to stąd, że w takim przypadku nie działa naturalny *hedging*, polegający na spadku cen w przypadku nadprodukcji i vice versa, w takim stopniu, w jakim mógłby działać w gospodarce zamkniętej.

W przypadku bardziej realistycznym ceny równowagi nie są równe teoretycznej cenie światowej  $P_W$ . Wynika to stąd, że ilość eksportowaną przez kraj A do kraju B (importowaną przez kraj B z kraju A) będą ostatecznie determinować koszty transferowe. Ich poziom zawiera pewien stały komponent związany z manipulacją towarem oraz zmienny komponent związany z odległością między rynkami. Oznacza to, że wysokość ich wzrasta wraz z odległością, ale tempo przyrostu jednostkowego jest malejące. Wielkość kosztów transferowych na dolnym rysunku 1.3.1 jest równa różnicy między  $P_{BW}$  i  $P_{AW}$ . Ceny te stanowią nowy poziom, przy jakim dochodzi do transakcji na rynkach B i A.

W wyniku występowania kosztów transferowych wyznaczona przy poziomie  $P_W$  ilość eksportowana (importowana) ulegnie zmniejszeniu z poziomu  $Q_1$  do poziomu  $Q_2$ . Mniejszy będzie również przyrost dobrobytu w porównaniu do hipotetycznej sytuacji zakładającej brak takich kosztów. Jeśli wielkość kosztów transferowych przekroczy różnicę cen na rynkach krajów A i B, wymiana handlowa nie będzie miała miejsca.

W rzeczywistości gospodarczej różnice cenowe mogą być przez dłuższy czas wyższe (częściej) lub niższe od kosztów transferowych. Wynikać to może z następujących czynników [Tomek, Robinson 2001]:

- braku pełnej informacji o cenach i ilościach oferowanych i pożądanym w świecie,
- preferowania towarów z określonego obszaru (np. w wyniku podpisywanych umów długookresowych, utrzymywania starych kanałów zaopatrzenia czy przyzwyczajenia),
- ograniczeń instytucjonalnych i prawnych wymiany handlowej (szerzej rozdział 1.4).

W analizach teoretycznych, jak również w badaniach empirycznych, przyjmuje się założenie dotyczące wielkości kraju (regionu), które determinuje siłę oddziaływania na ceny światowe. W przypadku „dużego kraju” na rynkach międzynarodowych jego eksport lub import stanowi znaczący udział w światowym rynku danego towaru (większy poziom  $Q$  na rysunku 1.3.1). W takim przypadku sytuacja popytowo-podażowa na danym rynku oraz polityka rolna czy handlowa może wpływać na poziom cen światowych.

W przypadku „małego kraju” zmiany sytuacji popytowo-podażowej, jak również polityki ekonomicznej nie mają istotnego wpływu na wielkość cen światowych. Oznacza to, że konsumenci i producenci przyjmują ceny światowe jako dane. Tak dzieje się w przypadku rynku konkurencji doskonałej, kiedy gospodarka jest otwarta, bez barier handlowych oraz przy założeniu braku kosztów transakcyjnych i transportowych.

Teoretyczny fundament powiązań między przestrzennie wyodrębnionymi rynkami towarowymi stanowi wspomniane już prawo jednej ceny. Podstawowymi parametrami, jakie bezpośrednio decydują o przekazie sygnałów cenowych w małej otwartej gospodarce są zmiany cen światowych i zmiany kursów walutowych. Stąd poziom ceny krajowej możemy ująć jako funkcję ceny światowej oraz kursu walutowego. Te dwa elementy można zapisać formalnie jako [Ardeni 1989, Figiel 2002]:

$$P_t^{ij} = \alpha * E_t^{ij} * fP_t^{ij}, \quad (1.5)$$

gdzie:

$t, i, j$  – odnosi się odpowiednio do: czasu, kraju, do którego porównujemy ceny oraz analizowanego dobra (surowca);

$P_t^{ij}$  – ceny krajowe surowca wyrażone w walucie krajowej;

$\alpha$  – odchylenie od prawa jednej ceny i koszty transferowe, różnica pomiędzy cenami krajowymi a światowymi;

$E_t^{ij}$  – kurs walutowy, jako wartość waluty zagranicznej kraju  $i$  wyrażona w walucie krajowej;

$fP_t^{ij}$  – ceny światowe surowca  $j$  wyrażone w walucie kraju  $i$ .

Polska z uwagi na relatywnie niewielki potencjał produkcyjny, jak i konsumpcyjny, w analizach traktowana jest jako tzw. mały kraj. Konsekwencją takiego założenia jest przyjęcie, że Polska jest tzw. biorcą ceny światowej – *price taker*. Potwierdzają to badania empiryczne [Rembeza 2006, 2010]. Oznacza to, że zmiany krajowej sytuacji popytowo-podażowej mają relatywnie niewielki wpływ na poziom cen większości surowców rolnych w Polsce. Konsekwencją tego jest konieczność wnikliwej obserwacji uwarunkowań kształtujących światowe i europejskie ceny surowców rolnych. Z prognostycznego punktu widzenia bardziej zasadne na wielu rynkach byłoby prognozowanie cen krajowych, jako funkcji cen światowych oraz kursu walutowego.

Zmiany kursu walutowego również mają swoje implikacje w sytuacji dochodowej producentów rolnych, rentowności nie tylko przedsiębiorstw importujących i eksportujących swoje towary, ale i przedsiębiorstw prowadzących działalność wyłącznie na rynku krajowym. Najbardziej narażeni na ryzyko walutowe są ci producenci i handlowcy, dla których udział handlu zagranicznego w całkowitych obrotach jest znaczny.

Producenci rolni są narażeni na ryzyko walutowe, i w konsekwencji dochodowe, co najmniej w trzech obszarach. Po pierwsze, obecnie obowiązująca polityka rolna Unii Europejskiej w postaci bezpośrednich transferów do rolnictwa powoduje, że poziom otrzymywanego wsparcia bezpośrednio zależy od kursu, jaki Europejski Bank Centralny przyjmie do przeliczenia płatności. Po drugie, kurs walutowy wpływa na poziom cen otrzymywanych za sprzedane produkty. Po trzecie, kurs walutowy determinuje poziom kosztów.

W przypadku, gdy analizujemy poszczególne rynki w sposób indywidualny można przyjąć, że zmiana cen, np. pszenicy, w minimalnym stopniu wpływa na zachowanie kursu walutowego EUR/PLN, który to jest wyrazem relacji cenowych w formie zagregowanej. Biorąc dodatkowo pod uwagę niewielkie znaczenie sektora rolnego w gospodarce rozumowanie takie jest tym bardziej uzasadnione. Można również założyć, że to ceny krajowe dostosowują się do cen światowych.

#### **1.4. Polityka ekonomiczna a ceny surowców rolnych**

W rzeczywistości poziom cen rynkowych nie jest tylko wynikiem czystej gry popytu i podaży w kraju, regionie czy w świecie. Sektor rolno-żywnościowy jest jednym z tych, które podlegają najsilniejszym procesom regulacyjnym. U podstaw implementacji różnych instrumentów polityki rolnej i handlowej leżą zarówno przesłanki wywodzące się z teorii ekonomii, jak również uwarunkowania polityczne.

Najczęściej podnoszonym argumentem za interwencją jest założenie o zawodności czy niedoskonałości rynku zarówno w aspekcie alokacyjnym (w mniejszym stopniu), jak i w aspekcie podziału (najczęściej). W drugim przypadku chodzi o dyskryminację dochodową producentów rolnych w stosunku do działalności pozarolniczych. Bez interwencji prowadziłyby to, jak się uważa, do nieakceptowanych społecznie dysparytetów dochodowych oraz w efekcie do osłabienia procesów wzrostu rolnictwa w porównaniu z pozostałymi sektorami [Kowalski, Rembisz 2005]. Przykładem polityki dochodowej w UE są dopłaty bezpośrednie.

Obok wspierania dochodów producentów rolnych interwencja rynkowa ma na celu między innymi: zapewnienie zrównoważonego wzrostu (kwestie społeczne i środowiskowe, efekty zewnętrzne i dobra publiczne), zapewnienie samowystarczalności w zakresie produkcji, ograniczanie niestabilności cen i dochodów czy zapewnienie niskiego poziomu cen płaconych przez konsumentów [Tomek, Robinson 2001; Rembisz, Stańko 2007]. Stosowane instrumenty polityki makroekonomicznej, handlowej i rolnej bezpośrednio lub pośrednio wpływają na ceny produktów rolnych i żywnościowych.

Należy pamiętać, że mechanizmem rynkowym rządzą dwie zasady: równowagi rynkowej oraz optymalizacji (na którą składa się proces alokacji i podziału) [Moschini, Hennessy 2000; Kowalski, Rembisz 2005]. Zasada równowagi polega na ciągłym dostosowywaniu kupujących poprzez ceny żądanej ilości produktów i usług do ich ilości oferowanej przez sprzedających. Jakikolwiek zachwiania tej równowagi uruchamiają określone wzajemnie sprzężone reakcje nabywców i sprzedawców, które przywracają równowagę – ustala się nowy punkt przecięcia między popytem i podażą. Zaburzenia w mechanizmach rynkowych w postaci interwencjonizmu państwowego, nadmiernej regulacji, ograniczeń i wyłączeń prowadzą w konsekwencji do zmiany alokacji czynników produkcji, ich wyceny (np. dochodów) i wpływają na poziom cen produktów. Producenci otrzymują inne sygnały (w postaci relacji cen otrzymywanych do cen płaconych) niż w przypadku braku interwencjonizmu, co w konsekwencji prowadzi do odmiennych decyzji produkcyjnych. W warunkach interwencjoni-

zmu mamy do czynienia z konkurencyjnością państwa wobec rynku w funkcjach regulacyjnych.

Zasadnicze pytanie dotyczy relacji zawodności rynku do niedoskonałości regulacji rządowej [Rembisz 2010]. Brak jest jednak jednoznacznych poglądów co do tego, co jest bardziej szkodliwe dla gospodarki, czy błędy regulacyjne, czy też niedoskonałości rynków. Natomiast odpowiedź na to pytanie determinuje rzeczywiste korzyści lub straty dobrobytu w wyniku prowadzonej interwencji.

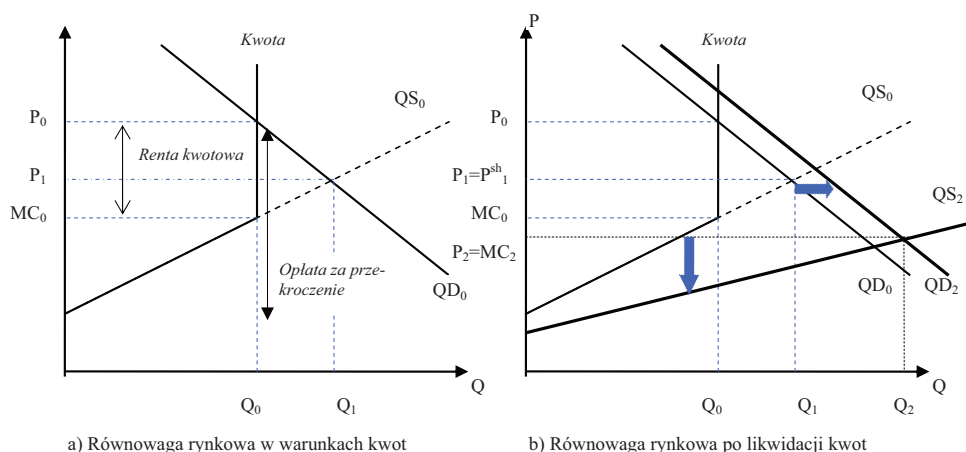
Interwencja może być prowadzona na wiele różnych sposobów i form, wpływając tym samym na rynek i jego kategorie (podaż, popyt i ceny). Szerzej na ten temat pisze np. Kowalski i Rembisz [2005] czy Gardner [1990]. Trudno dokonać jednoznacznej klasyfikacji instrumentów polityki państwa z uwagi na mnogość kryteriów. Z punktu widzenia kształtowania się poziomu cen rolnych instrumenty można podzielić na takie, które przyczyniają się do wzrostu cen (większość) lub takie, które prowadzą do obniżenia cen. Taką klasyfikację przedstawia Tomek i Robinson [2001].

Inną klasyfikacją byłby podział na instrumenty mające charakter dochodowy (w obecnej WPR dopłaty nie są powiązane z produkcją) oraz instrumenty rynkowe. Te pierwsze (dopłaty bezpośrednie, dopłaty z tytułu ONW itp.) mają niewielki (ujemny [Hertel 2007]) i pośredni wpływ na ceny. Ich oddziaływanie na ceny dotyczy długiego okresu. W warunkach wsparcia dochodowego zmniejsza się presja na ceny rolne, jako jedyne (obok efektywności) czynnika determinującego poziom dochodów. Również w warunkach wsparcia dochodowego zmniejsza się presja na wykorzystanie instrumentarium interwencji rynkowej z uwagi na fakt, że wsparcie dochodowe zmniejsza ekspozycję na ryzyko cenowe producentów rolnych (znaczący udział dochodów jest praktycznie pozbawiony ryzyka rynkowego) [Majewski i in. 2009].

Znaczący wpływ na poziom cen surowców rolnych mają różne instrumenty interwencji rynkowej. Ich oddziaływanie zmierza zazwyczaj do bezpośredniego kontrolowania podaży rynkowej surowców rolnych (kwoty produkcyjne, kwoty importowe, zakupy interwencyjne, bariery pozataryfowe itp.) lub też pośredniej kontroli podaży (np. obciążenia importowe, subsydia eksportowe).

Teraz zaprezentujemy mechanizmy wybranych instrumentów przedstawiając jednocześnie ich oddziaływanie na ceny. Na rysunku 1.4.1 zilustrowano wpływ ograniczeń produkcyjnych na równowagę rynkową oraz poziom cen rynkowych na przykładzie kwot mlecznych. Należy podkreślić, że oddziaływanie przedstawione tutaj jest możliwe tylko w warunkach gospodarki zamkniętej lub łącznie z innymi ograniczeniami handlowymi. Podobne oddziaływanie mają limity obszarowe czy odłogowanie gruntów (*set aside*).

**Rysunek 1.4.1. Wpływ kwotowania produkcji na równowagę rynkową**



Źródło: opracowanie własne na podstawie: Hamulczuk, Stańko 2009; Gardner 1990; Réquillart i in. 2008.

Ilościowe ograniczenie podaży oznacza, że równowaga zostaje ukształtowana na poziomie, na jakim nie byłaby w przypadku mechanizmu wolnorynkowego. W przypadku występowania ograniczeń kwotowych obserwowalna jest różnica pomiędzy ceną  $P_0$  obowiązująca w tych warunkach a kosztem krańcowym (marginalnym)  $MC_0$ , jako tzw. renta z tytułu kwoty (*quota rent*). Ograniczenie podaży rynkowej surowca poprzez kwotę umożliwi ich posiadaczom osiągnięcie wyższej ceny za produkt ( $P_0$ ) niż ceny równowagi bez tego ograniczenia. Jednocześnie prawo do posiadania kwoty nabiera „wartości”, co znajduje swój wyraz w różnicy między  $P_0$  a  $MC_0$ . W oparciu o ceny uzyskiwane za mleko i wartości renty z tytułu kwoty można określić cenę dualną ( $P_0^{sh}$  – *shadow price*). Powinna ona być co najmniej równa kosztom krańcowym produkcji mleka. Jest to minimalna cena rynkowa, przy której rolnicy będą produkować mleko w ramach kwoty mlecznej. Jeżeli cena rynkowa będzie niższa niż  $MC_0 = P_0^{sh}$ , wówczas produkcja nie jest uzasadniona ekonomicznie z punktu widzenia przedsiębiorstwa. W wyniku tego następuje ograniczanie produkcji i będzie ona niższa niż ograniczenie kwotowe  $Q_0$ . W przypadku, gdy ceny rynkowe będą wyższe niż  $MC_0$ , wówczas produkcja będzie równa kwocie  $Q_0$  z uwagi na administracyjne ograniczenia i kary związane z przekroczeniem kwoty [Hamulczuk, Hertel 2009; Hamulczuk, Stańko 2009; Réquillart i in. 2008].

Implikacje produkcyjne likwidacji kwot można rozpatrywać w krótkim i długim okresie. Okres krótki oznacza, że producenci nie są w stanie obniżyć swoich kosztów. Z okresem długim wiążą się zmiany jakościowe polegające na możliwości dostosowywania kosztów produkcji do zmieniającej się sytuacji

rynkowej. W przypadku eliminacji ograniczeń kwotowych nowa równowaga rynkowa ukształtuje się w miejscu, zrównoważenia popytu i podaży ( $P_1-Q_1$ ). Prowadzi to do wzrostu produkcji z  $Q_0$  do  $Q_1$ , przy jednoczesnym ukształtowaniu się cen skupu na poziomie rynkowym. Po zniesieniu kwot brak jest sztucznej różnicy pomiędzy ceną rynkową a ceną dualną  $P_1 = P^{sh}_1$ .

W wyniku likwidacji kwot na rynku w długim okresie zadziała dodatkowy mechanizm powodujący przesunięcie do dołu zagregowanej krzywej podaży  $S_0$ . Nowo ukształtowana krzywa podaży ( $QS_2$ ) odzwierciedla wzrost efektywności sektora jako całości. Poprawa efektywności sektora, spadek cen, wzrost konkurencyjności przetwórców w długim okresie mogą (ale nie muszą) wpływać na zmiany preferencji konsumentów powodując przesunięcie bądź zmianę kształtu (wypukłości) krzywej popytu. Ewentualne zmiany zaznaczono na rysunku 1.4.1b w postaci krzywej  $QD_2$ . W związku z powyższym nowa równowaga zostaje ukształtowana w punkcie  $P_2-Q_2$ , gdzie:  $P_2 < P_1$  i  $Q_2 > Q_1$ . W tym przypadku mamy do czynienia z optimum ekonomicznym, jako że cena równowagi jest równa kosztom krańcowym  $P_2 = MC_2$  [Hamulczuk, Stańko 2009].

Funkcjonowanie mechanizmu kwot możliwe jest dzięki istnieniu kar płaconych za ich przekroczenie. Wielkość kary jest ściśle powiązana z cenami mleka i kosztami produkcji. Kara ustalona jest na tak wysokim poziomie (rys. 1.4.1a), że przychód z dodatkowo wyprodukowanej i sprzedanej jednostki produktu pomniejszony o wysokość kary nie pokrywa kosztów krańcowych, co w konsekwencji prowadzi do ograniczania produkcji [Réquillart i in. 2008].

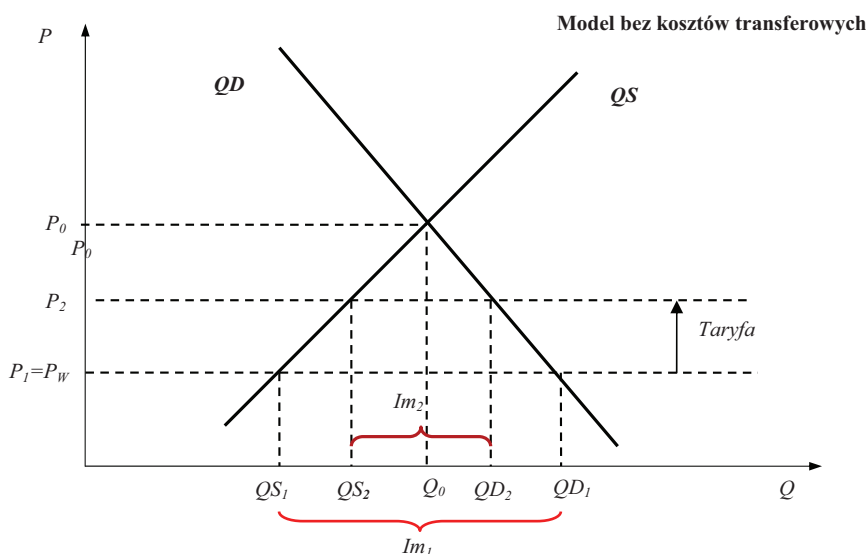
Patrząc na zjawisko z drugiej strony musimy mieć na uwadze, że kwotowanie produkcji powoduje nieefektywność alokacji czynników produkcji oraz wyższe koszty produkcji przerzucane na konsumentów. W tym kontekście likwidacja kwot mlecznych oznacza również znaczne korzyści społeczne (*welfare effects*).

Drugi sposób podtrzymywania cen surowców rolnych wynika z protekcji handlowej. Protekcja handlowa może przybierać różny charakter. Do najczęściej stosowanych instrumentów ochrony rynku wewnętrznego przed tanim importem zalicza się różnego rodzaju obciążenia importowe (np. cła). W wyniku stosowania takich środków produkty z zagranicy nie mogą konkurować cenowo z produktami wytworzonymi w danym kraju. Ograniczenia takie mogą mieć charakter stały lub też mogą być okresowo wprowadzane w zależności od relacji między ceną krajową a ceną światową. Ograniczeniu podaży na rynku krajowym produktów z zagranicy służą także inne narzędzia administracyjne i różne bariery pozataryfowe. Ograniczenia ilościowe (tzw. kwoty) w imporcie działają podobnie jak cła ograniczając podaż surowców w kraju. Na rynku lokalnym

ograniczać podaż mogą też różne formy barier pozataryfowych, które utrudniają dostęp do rynku wewnętrznego zmniejszając tym samym podaż. Są to szczególnie określone normy techniczne lub standardy jakościowe, procedury ich zatwierdzania, przepisy sanitarne, zasady opakowania towaru itp., którym muszą sprostać zagraniczne towary.

Oddziaływanie barier taryfowych na kształtowanie się cen przedstawiono na rysunku 1.4.2. W warunkach małej gospodarki zamkniętej rynek równoważy się w punkcie  $P_0$ - $Q_0$ . Jednak, gdy cena światowa  $P_W$  jest na niższym poziomie, to w warunkach gospodarki otwartej (i przy założeniu braku kosztów transferowych), cena na rynku krajowym ukształtuje się na poziomie ceny światowej  $P_1=P_W$ . Wówczas import jest równy  $Im_1=QD_1-QS_1$ . Import ten przesuwają w prawo krzywą podaży i równoważą niezaspokojony popyt krajowy będący wynikiem wysokich cen krajowych na poziomie wyjściowym  $P_0$ .

**Rysunek 1.4.2. Wpływ barier taryfowych na równowagę rynkową w małej gospodarce**



*Źródło: opracowanie własne na podstawie literatury.*

W momencie wprowadzenia ograniczeń taryfowych ceny surowców importowanych ulegają podwyższeniu. Oznacza to, że poziom ceny surowca na granicy jest równy  $P_W + Taryfa = P_2$ . Zakładając brak kosztów transferowych cena ta zostaje przyjęta jako cena krajowa, ponieważ zachodzi relacja  $P_2 < P_1$ . W efekcie import surowca  $Im_2$  po wprowadzeniu ceł będzie niższy niż w warunkach braku takich ograniczeń  $Im_1 > Im_2$ . Oznacza to, że konsumenci będą mogli



zakupić mniej towarów niż w przypadku braku ograniczeń taryfowych, ale jednocześnie więcej niż w przypadku gospodarki zamkniętej (braku wymiany handlowej). W przypadku bardzo wysokich ceł  $Taryfa > P_0 - P_W$  poziom cen krajowych ukształtuje się tak jak w przypadku gospodarki zamkniętej. Zbliżony mechanizm, co do ogólnej zasady i kierunku oddziaływania na ceny, zachodzi w przypadku wprowadzanych ograniczeń ilościowych w imporcie (np. kontyngentów importowych).

Inaczej oddziałuje wprowadzenie barier taryfowych w przypadku dużych gospodarek. Wówczas cło wbija klin między ceny wewnętrzne a ceny światowe (podobnie jak w gospodarce małej). Jednak w małej gospodarce import (lub jego ograniczenie w przypadku ceł) jest na tyle niewielki, że nie ma wpływu na ceny światowe. W dużej gospodarce cła podwyższają ceny krajowe (w większym stopniu) i jednocześnie obniżają ceny światowe (w mniejszym). Jeżeli za ceny światowe przyjmiemy ceny w krajach eksportujących, wówczas cła (u importerów) powodują obniżenie cen w krajach eksportujących.

Ważnym sposobem wspierania cen rolnych są refundacje wywozowe (subsydia eksportowe). Kiedy ceny na rynkach światowych są niższe niż ceny krajowe, eksporterzy mogą ubiegać się o dopłaty do eksportu nadwyżek. Stwarza to możliwości eksportu na rynki światowe nadwyżek rynkowych i gwarantuje konkurencję cenową. Jest to odwrotny mechanizm od przedstawionego na rysunku 1.4.2.

Chcąc chronić interesy konsumentów, ze względów bezpieczeństwa żywnościowego lub też z uwagi na czynniki polityczne, okresowo mogą być wprowadzane ograniczenia w eksporcie. Przykładowo, kiedy ceny światowe są wyższe niż krajowe, wprowadzone mogą być opłaty wywozowe (podatek eksportowy) w celu niedopuszczenia do nadmiernego eksportu. Poprzez takie działania zahamowany jest wzrost cen krajowych, który miałby miejsce w przypadku pełnego otwarcia gospodarki. W ostatnich latach takie działania obserwujemy w przypadku Ukrainy i Rosji na rynku zbóż. Mają one wpływ nie tylko na rynek krajowy, ale również na rynki światowe z uwagi na to, że kraje te należą do znaczących światowych eksporterów. Nie należy wykluczyć tego typu polityki, jako działania mającego charakter spekulacyjny i leżącego w interesie głównych eksporterów. Mogą to być podobne mechanizmy do działających na rynku ropy.

Do największych problemów, z jakimi się spotykają uczestnicy rynku, należy wysoka zmienność cen. W celu łagodzenia wahań cen można okresowo stosować szereg instrumentów interwencyjnych. Do najczęściej stosowanych należą zakupy interwencyjne nadwyżek rynkowych i ich sprzedaż w okresie niedoborów. Zakupy dokonywane są wówczas, gdy ceny rynkowe utrzymują się

poniżej ustalanych cen (cen interwencyjnych, kierunkowych), a produkty te spełniają określone normy jakościowe. Powoduje to sztuczne zwiększenie popytu na produkty, co prowadzi do wzrostu cen. W okresach niedoborów magazynowane nadwyżki są upłynniane (sztuczny wzrost podaży), przez co ceny nie osiągają poziomów takich jak w przypadku braku tego typu interwencji.

Podobne oddziaływanie mają dopłaty wypłacane prywatnym przedsiębiorcom przy przechowywaniu nadwyżek rynkowych (np. masła czy mięsa wołowego w UE). Subsydiowanie przedsiębiorcom kosztów składowania uwalnia rynek od nadmiaru podaży i wpływa stabilizująco na ceny. Przy czym jest to tańszy mechanizm i w mniejszym stopniu deformujący mechanizm rynkowy.

W ostatnich latach coraz większy wpływ na rynki rolne ma polityka energetyczna. Wprowadzenie w wielu krajach minimalnych limitów na zawartość biokomponentów w paliwach spowodowało wzrost światowego popytu na surowce rolne oraz doprowadziło do mocniejszego powiązania cen produktów rolnych (i ich zmienności) z cenami ropy naftowej [Abbott i in. 2008; Serra, Zilberman 2011; Hamulczuk, Klimkowski 2012]. Bezpośrednie oddziaływanie tej polityki dotyczy w największym stopniu takich roślin, jak rzepak, kukurydza, trzcina cukrowa czy palma kokosowa [Rosiak i in. 2011]. Natomiast efektem pośrednim jest wpływ tej polityki na pozostałe rynki roślinne i rynki produktów zwierzęcych.

Na wielkość zagospodarowania surowców do produkcji biopaliw wpływa kombinacja kilku czynników (w tym instrumentów polityki). Skala zagospodarowania surowców rolnych do produkcji biopaliw wynika z relacji pomiędzy cenami ropy naftowej a cenami wykorzystywanych surowców. Przykładowo Tyner i Taheripour [2008] wskazują, przy jakich relacjach cen ropy/kukurydzy opłacalna jest produkcja biopaliw. Przy wysokich relacjach cen ropy/kukurydzy produkcja biopaliw jest uzasadniona ekonomicznie, zaś przy niskich nie. Zatem przy wysokich cenach ropy mamy do czynienia ze wzrostem popytu na surowce rolne. Jednak, aby zachęcić do zwiększania udziału produkcji biopaliw (szczególnie przy niekorzystnych relacjach), stosuje się różne zachęty (zwolnienia podatkowe, dopłaty). Wówczas produkcja biopaliw jest opłacalna nawet przy niższych relacjach. Pytanie dotyczy, kiedy należy wprowadzać zachęty, w jakiej postaci i na jakim poziomie [Tyner 2010].

Jednak najważniejszym instrumentem są minimalne limity zawartości biokomponentów w paliwach *mandatory blending*. W efekcie wprowadzenia limitów krzywa popytu na dany surowiec rolny jest przesuwana w prawo, niezależnie od relacji: *cena ropy/ceny surowców rolnych*, co prowadzi do wzrostu cen. Zatem wpływ tego instrumentu na poziom cen surowców rolnych zależy od

szybkości zwiększania limitów w porównaniu do postępu technologicznego. Należy jednak mieć na uwadze, że ropę i surowce rolne traktuje się jako substytuty, stąd istnieje granica wzrostu dla limitów (w warunkach obecnej technologii), bo mamy do czynienia z ograniczeniami technicznymi.

Wszystkie powyższe działania interwencyjne mają swoje odzwierciedlenie w sposobie kształtowania się cen surowców rolnych. Osłabiają i deformują naturalne procesy rynkowe, przez co ceny rynkowe w długich i w krótkich okresach kształtują się nieco inaczej niż w przypadku braku takich rozwiązań instytucjonalnych. Problem prognostyczny polega na tym, że w większości przypadków działania te mają charakter okresowy i dosyć trudno jest oszacować wpływ netto każdej z form interwencji, szczególnie w długim okresie.

### **1.5. Interakcje międzyrynkowe**

W rolnictwie mamy do czynienia z szeregiem zależności między różnymi kierunkami produkcji. Można to rozpatrywać zarówno z makroekonomicznego punktu widzenia (w ujęciu sektorowym, gałęziowym), jak i mikroekonomicznego (producenta rolnego). Z reguły odbywa się to w wyniku mechanizmu rynkowego (gdzie główną rolę odgrywają ceny względne). Pewną rolę odgrywa tutaj polityka państwa, która poprzez wspieranie pewnych gałęzi lub też ich ochronę przed konkurencją zewnętrzną ma wpływ na alokację czynników produkcji.

Z mikroekonomicznego punktu widzenia chodzi tutaj o dostosowanie kierunku produkcji do warunków i możliwości, w których funkcjonuje gospodarstwo (przedsiębiorstwo). Zatem każdy producent w oparciu o relacje między cenami czynników produkcji, relacje cen produktów sprzedawanych oraz relacje cen produktów sprzedawanych do zakupywanych podejmuje decyzje zarówno o charakterze operacyjnym, jak i o charakterze inwestycyjnym [Rembisz 2007].

Możemy w zasadzie wyróżnić trzy rodzaje stosunków między gałęziami (produktami) rolnymi: konkurencyjny, komplementarny (uzupełniający) oraz suplementarny. Z drugiej strony możemy je rozpatrywać jako współzależności między działami produkcyjnymi, głównie między produkcją roślinną a zwierzęcą, oraz współzależności wewnątrz poszczególnych działów. Przykład powiązań między poszczególnymi kategoriami produkcji wieprzowiny oraz między rynkiem wieprzowiny a innymi rynkami przedstawiono na rysunku 1.5.1.

Teoretycznie, przy danych zasobach czynników produkcji występujących w rolnictwie (w gospodarstwach), wszystkie gałęzie produkcji konkurują o ten sam zasób. Ogólnie jednak konkurencja występuje wtedy, gdy zwiększenie produkcji w jednej gałęzi pociąga za sobą zmniejszenie produkcji w drugiej.

Występuje to wówczas, gdy gałęzie konkurują w tym samym czasie o te same czynniki produkcji. Dotyczy to gospodarstwa (przedsiębiorstwa), kraju, jak i świata. Weźmy dla przykładu powierzchnię gruntów ornych. Ich alokacja między różne uprawy przy danych plonach determinuje produkcję i podaż artykułów rolnych. Jest to szczególnie ważne w krótkich i średnich okresach. W tych okresach głównym determinantem kształtującym produkcję i podaż jest zmiana struktury zasiewów (upraw). Klasycznym przykładem takiej konkurencji może być uprawa zbóż w danych warunkach przyrodniczo-glebowych. Zwiększenie zasiewów jednego zboża, np. pszenicy, może nastąpić jedynie kosztem zmniejszenia uprawy innego rośliny uprawnej.

W tym samym czasie o grunty orne konkurują nie tylko rośliny zbożowe, ale także oleiste czy okopowe. O produkcji i podaży produktów rolnictwa w krótkich okresach decyduje struktura upraw. Jej zmiany determinowane są relacjami cen produktów, które mogą być uprawiane w danych warunkach. Podobne współzależności możemy wyróżnić w innych rodzajach działalności rolniczej.

Komplementarność między gałęziami produkcyjnymi polega na wzajemnym uzupełnianiu. Gałęzie produkcji roślinnej powiązane są z gałęziami produkcji zwierzęcej głównie poprzez pasze i nawozy zwierzęce. Polityka ekonomiczna (w zakresie ochrony środowiska) może zwiększać te współzależności poprzez odpowiednie standardy (wymagania) lub też wyższe dopłaty dla tych, którzy prowadzą zrównoważoną produkcję.

Suplementarność oznacza najczęściej luźny związek między gałęziami produkcji. W tym przypadku rozszerzenie jednej gałęzi nie wpływa zasadniczo na rozmiary produkcji w drugiej gałęzi. Zwiększenie tuczu trzody chlewnej opartego na zakupionych mieszankach pasz treściwych nie musi spowodować zmian produkcji w innych gałęziach. Związek taki występuje, gdy analizujemy gospodarstwa czy regiony. Natomiast w skali globalnej takie zależności nie występują. Należy zaznaczyć, że charakter związków między gałęziami wynika z określonych warunków, które powodują, że gałęzie mogą się w pewnych granicach uzupełniać, w innych zaś może cechować je konkurencja.

Związki między produktami w rolnictwie mają ważne znaczenie w kształtowaniu sytuacji podaży-popytu na rynkach rolnych. W prognozowaniu cen surowców rolniczych uwzględnienie powiązań między poszczególnymi produktami pozwala właściwie określić czynniki kształtujące podaż i popyt oraz czynniki je determinujące. Pozwala to także określić pełniejszy zestaw zmiennych wpływających na równowagę rynkową.

Z punktu widzenia konsumenta, który dysponuje pewnym ograniczonym budżetem, popyt na dany produkt (np. wieprzowinę) zależy od wielu czynników, w tym jej cen i cen towarów substytucyjnych, którymi mogą być inne rodzaje mięsa (wołowina, mięso drobiowe, baranina) itp.<sup>2</sup>. Zatem spożycie wieprzowiny per capita (rys. 1.5.1) jest uzależnione od relacji między tymi cenami a cenami innych gatunków mięsa, od dochodów ludności oraz preferencji. Oznacza to powiązanie rynku jednego rodzaju mięsa z innymi, poprzez ceny, które są wypadkową sytuacji podaży-popytu, która determinuje kształtowanie się relacji cenowych. Nadmierny wzrost cen na jednym rynku powoduje spadek popytu na dane dobro w wyniku zmian preferencji konsumentów (efekt substytucji). Oczywiście zmiany preferencji nie dokonują się natychmiast z uwagi na utrzymywane zapasy czy przyzwyczajenia.

W warunkach wspólnego rynku popyt na dany towar wynika nie tylko z zapotrzebowania krajowego, ale także zależy od cen w innych krajach. Ceny krajowe w relacji do cen innych krajów mogą się tak kształtować, że zachęcają do wywozu, kreując popyt na dany towar. Te różne rodzaje popytu są elementami składowymi wpływającymi na kształtowanie cen i ich zmiany (por. rys. 1.5.1).

Drugim elementem kształtującym równowagę rynkową jest podaż. Czynniki ją kształtujące są zróżnicowane w zależności od specyfiki poszczególnych grup towarowych. W każdej działalności podstawową przesłanką wpływającą na decyzje jest opłacalność produkcji. Na przykład, na opłacalność chowu trzody chlewnej wpływa wiele czynników, a najważniejszymi są ceny uzyskiwane za żywca i wysokość kosztów produkcji (rys. 1.5.1). W krótkich okresach szczególną rolę odgrywają tutaj ceny pasz, głównie zbóż.

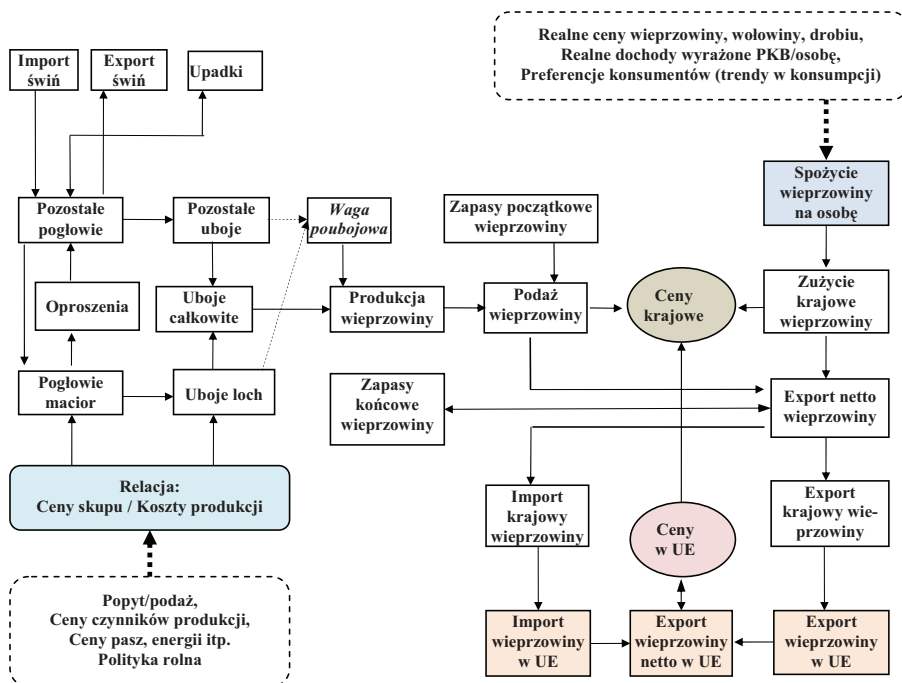
Kiedy zwiększa się opłacalność, wielu producentów trzody niezależnie od siebie podejmuje decyzję o zwiększeniu skali chowu lub rozpoczęciu działalności, spodziewając się wzrostu dochodów w przyszłości. Zwiększa się więc popyt na prosiąt i rosną ich ceny. Wzrost cen prosiąt jest zachętą do zwiększenia ich produkcji i wpływa na decyzje rolników dotyczące krycia loch, powodując wzrost liczebności loch prośnych oraz ich procentowego udziału w pogłowie. Od pokrycia lochy do oproszenia upływa prawie 4 miesiące. Kilka tygodni trwa odchów prosiąt, które następnie mogą trafiać do tuczu lub poprzez rynek do innych producentów żywca. Postępujący wzrost w pogłowie loch prośnych, potem prosiąt, a następnie warchlaków nie wpływa na wzrost podaży żywca, a więc jego ceny nadal są wysokie i zachęcają do dalszego powiększania stad. Podaż żywca zwiększa się dopiero, kiedy coraz więcej sztuk tuczników

---

<sup>2</sup> Zagadnienia te przedstawiono w rozdz. 1.1.

osiąga wagę ubojową i trafia do rzeźni. Powoduje to wzrost ubojów i podaży mięsa, co skutkuje stopniowym spadkiem cen. Jednocześnie rosnąca liczebność trzody, kreuje popyt na zboża i w szczytowej fazie rozwoju pogłowia ceny zbóż są zwykle wysokie. W tej sytuacji opłacalność chowu trzody maleje w jeszcze większym stopniu niż ceny żywca.

**Rysunek 1.5.1. Powiązania między zmiennymi na rynku wieprzowiny w modelu AGMEMOD**



Źródło: opracowanie własne na podstawie AGMEMOD Partnership [2005].

W miarę spadku cen skupu trzody chlewnej rolnicy ograniczają zakupy prosiąt i krycie loch. Liczebność tych grup zmniejsza się w pierwszej kolejności, determinując spadek w pozostałych grupach w kolejnych miesiącach. W pogłowie ogółem dynamika wzrostu maleje, a następnie rozpoczyna się jego spadek. Po pewnym czasie zmniejszają się również uboje i podaż żywca powodując wzrost jego cen i mechanizm zmian zaczyna się od nowa. Zatem proces produkcji i dostosowań rynkowych ma charakter dynamiczny.

Przedstawiony mechanizm kształtowania się pogłowia zwierząt wskazuje, że o podaży rynkowej żywca decydują zmiany w stadzie podstawowym i strukturze pogłowia. Z uwagi na biologiczno-techniczny charakter produkcji występują opóźnienia między momentem podejmowania decyzji a podażą, co powo-

duże, że bieżąca produkcja i podaż jest funkcją cen przeszłych. Oznacza to, że w prognozowaniu danego rynku należy uwzględnić opóźnienia czasowe między relacjami cen kształtującymi podstawę podejmowania decyzji produkcyjnych a podażą rynkową. One również kształtowane są nie tylko przez sytuację na krajowym rynku zbóż, ale także sytuację podażowo-popytową w innych krajach.

W gospodarce otwartej wielkość i struktura pogłowia nie są wyłącznymi determinantami przyszłej podaży. Na wspólnym rynku przedmiotem obrotów handlowych są także żywe zwierzęta (np. prosięta, warchlaki, tuczniki). Potwierdza to wzrost skali handlu zagranicznego żywymi zwierzętami po załamaniu pogłowia trzody chlewnej w Polsce. W latach 2007-2011 pogłowiu trzody chlewnej (stan w lipcu) zmniejszyło się o 25,5% (z 18 128,5 tys. szt. do 13 508,7 tys. szt.), w tym loch o 33,4% (z 1 767,4 tys. szt. do 1 177,3 tys. szt.) W tych latach znacznie zwiększyły się obroty handlowe żywymi zwierzętami. Import żywej trzody zwiększył się prawie 7-krotnie (z 401,2 tys. szt. w 2007 r. do 2 798 tys. szt. w 2011 r. a eksport zmniejszył prawie 3,7-krotnie (z 401,7 tys. szt. w 2007 r. do 109,7 tys. szt. w 2011 r.) [*Rynek mięsa. Stan i perspektywy*, nr 43; *Zwierzęta gospodarskie w 2011 r.*, 2012]. Takie zmiany w pogłowie i obrotach handlowych żywą trzodą oznaczają, że w prognozowaniu sytuacji popytowo-podażowej na rynku krajowym należy uwzględniać rynki żywca w innych krajach. Między tymi rynkami występują określone powiązania.

Podsumowując, należy stwierdzić, że w prognozowaniu cen surowców na danym rynku towarowym należy uwzględnić również zachowania na innych rynkach towarowych z nim powiązanych. Powiązania te dokonują się zarówno poprzez stronę popytową, jak i podażową. Występowanie efektów substytucyjnych i komplementarnych powoduje wzajemne zależności między rynkami. Nadmierny wzrost cen na jednym rynku powoduje spadek popytu na dane dobro i zastępowanie go tańszym towarem.

W warunkach powiązań rynkowych ważne jest określenie związków i kierunków transmisji impulsów cenowych między rynkami oraz opóźnień między takimi impulsami. Istotne jest poznanie odpowiedzi na pytanie, czy np. zboża stanowiące główny składnik pasz determinujący poziom kosztów produkcji zwierzęcej pociągają za sobą zmiany cen żywca czy odwrotnie? Jeżeli znamy odpowiedź, to znaczenie ma określenie opóźnień między zmianami cen na powiązanych rynkach. Wiedza o tych prawidłowościach umożliwia poprawną specyfikację modelu prognostycznego lub też merytoryczną ocenę uzyskanych prognoz.

## 2. Modele analizy i krótkookresowego prognozowania cen na podstawie zależności przyczynowych

W niniejszym rozdziale przedstawiono metodykę analizy i krótkookresowego prognozowania cen. Prezentowane metody są szczególnie przydatne w sytuacji, gdy dysponujemy danymi o częstotliwości tygodniowej, miesięcznej lub kwartalnej. Ważne jest w tym przypadku rozpoznanie dynamiki zmian danego zjawiska z uwzględnieniem informacji o innych czynnikach. Stąd należy przypuszczać, że prognoza powinna zależeć zarówno od informacji o przeszłym zachowaniu zmiennej prognozowanej, jak i innych zmiennych<sup>3</sup>. W kolejnych podrozdziałach porównano modele statyczne i dynamiczne, przedstawiono sposoby badania właściwości procesów stochastycznych oraz przedstawiono dynamiczne modele: ADL, VAR i VECM<sup>4</sup>.

### 2.1. Modele statyczne a modele dynamiczne

Podstawowym narzędziem badania współzależności zmiennych ekonomicznych jest model ekonometryczny. Jest to formalny opis stochastycznej zależności wielkości zjawiska (zjawisk) lub przebiegu procesu ekonomicznego (procesów) od czynników je kształtujących, przedstawiony jako pojedyncze równanie bądź układ równań. Strukturę każdego równania modelu ekonometrycznego definiują: zmienna objaśniana, zmienne objaśniające, parametry strukturalne modelu, składnik losowy oraz określony typ związku funkcyjnego między zmienną objaśnianą a zmiennymi objaśniającymi i składnikiem losowym.

Jednorównaniowy model ekonometryczny można przedstawić jako:

$$y = f(x_1, \dots, x_k, \varepsilon), \quad (2.1)$$

gdzie:

$y$  – zmienna objaśniana,

$x_1, \dots, x_k$  – zmienne objaśniające,

$\varepsilon$  – składnik losowy.

---

<sup>3</sup> Kwestie analizy i prognozowania na podstawie jednorównaniowych modeli szeregów czasowych, w tym modeli klasy ARIMA, omówiono w monografii: *Prognozowanie cen surowców rolnych z wykorzystaniem modeli szeregów czasowych* [Hamulczuk (red.) 2011].

<sup>4</sup> Omówione modele nie są jedynymi modelami dynamicznymi stanowiącymi podstawę dla analiz i krótkookresowego prognozowania cen surowców rolnych. Wśród innych metod można by wymieniać koncepcję zgodnego modelowania dynamicznego [por. Zieliński 1991; Kufel, Kufel 2007], modele sieci neuronowych czy modele klasy *System Dynamics*.



Wielorównaniowy model ekonometryczny składa się z wielu jednorównaniowych modeli ekonometrycznych i ma postać:

$$\begin{aligned} y_1 &= f(x_1, \dots, x_k, \varepsilon_1) \\ &\cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \\ y_m &= f(x_1, \dots, x_k, \varepsilon_k), \end{aligned} \quad (2.2)$$

w których zarówno zmienne objaśniające, zmienne objaśniane, jak i składniki losowe mogą być połączone różnego rodzaju relacjami.

W literaturze przedmiotu można spotkać wiele klasyfikacji modeli ekonometrycznych. Oprócz przytoczonego już podziału na modele jedno- i wielorównaniowe, modele ekonometryczne można podzielić na statyczne i dynamiczne. W modelach dynamicznych w zbiorze zmiennych objaśniających występuje zmienna czasowa i zmienne opóźnione w czasie. Modele statyczne nie uwzględniają czynnika czasu, czyli wśród zmiennych objaśniających nie występują ani zmienne opóźnione, ani zmienna czasowa. Wymienione tu kryteria podziału modeli ekonometrycznych nie są jedynymi. W literaturze zagadnienia można znaleźć jeszcze i inne kryteria podziału (postać analityczna funkcji, właściwości poznawcze modelu czy charakter powiązań między nieopóźnionymi zmiennymi endogenicznymi w modelu wielorównaniowym) [Witkowska 2006]. Z punktu widzenia celu niniejszego opracowania i charakteru dalszej analizy te dwa kryteria podziału modeli ekonometrycznych omówione bardziej szczegółowo – liczba równań w modelu i rola czynnika czasu w równaniach modelu – będą miały znaczenie podstawowe.

### 2.1.1. Model statyczny – model regresji wielorakiej

Bardzo często w analizie współzależności zmiennych ekonomicznych wykorzystywany jest jednorównaniowy liniowy model ekonometryczny o postaci [por. dla przykładu Borkowski i in. 2004, s. 25-26; Maddala 2006, s. 165]

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i, \quad (2.3)$$

który może być również zapisany jako:

$$y_i = \sum_{j=0}^k \beta_j x_{ij} + \varepsilon_i \quad (2.4)$$

lub w zapisie macierzowym:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (2.5)$$

gdzie:

$y_i$  –  $i$ -ta obserwacja w zmiennej objaśnianej ( $i = 1, 2, \dots, n$ ),

$x_{ij}$  –  $i$ -ta obserwacja w  $j$ -tej zmiennej objaśniającej ( $j = 0, 1, \dots, k$ ), wartości  $x_{i0}$  są tożsamościowo równe 1,

$\beta_j$  –  $j$ -ty parametr strukturalny modelu ( $j = 0, 1, \dots, k$ ),

$\varepsilon_i$  –  $i$ -ty składnik losowy,

$\mathbf{y}$  – wektor obserwacji w zmiennej objaśnianej,

$\mathbf{X}$  – macierz obserwacji w zmiennych objaśniających,

$\boldsymbol{\beta}$  – wektor parametrów strukturalnych modelu,

$\boldsymbol{\varepsilon}$  – wektor składników losowych (reszt) modelu.

Uzyskanie dobrego modelu wyjaśniającego rzeczywistość w stopniu zadowalającym nie jest proste i wymaga przejścia wielu etapów. O jakości modelu można wnioskować podczas weryfikacji modelu, która ma na celu sprawdzenie, na ile dobrze opisuje on rzeczywistość. Służy temu między innymi współczynnik determinacji, którego konstrukcja została przedstawiona poniżej. Zachodzi mianowicie następująca relacja [por. np. Borkowski i in. 2004, s. 38 i dalsze; Gajda 2002, rozdz. 4.6.2]:

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2 + \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2, \quad (2.6)$$

gdzie  $\hat{y}_i = \sum_{j=0}^k \beta_j x_{ij}$  jest wartością zmiennej objaśnianej wyznaczoną przez model.

Wyrażenie  $\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$  nazywane jest ogólną sumą kwadratów i jest miarą całkowitej zmienności zmiennej objaśnianej. Z kolei wyrażenie  $\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2$  nazywane jest regresyjną sumą kwadratów lub sumą kwadratów regresji. Jest ono miarą zmienności zmiennej objaśnianej przez model. Wyrażenie  $\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2$  nazywane jest losową (resztową) sumą kwadratów.

Dekompozycja zmienności zmiennej objaśnianej na część objaśnioną przez model oraz zmienność losową, dana wzorem (2.6), pozwala na skonstruowanie miary dopasowania modelu do danych empirycznych. Miara ta nazywana jest współczynnikiem determinacji i jest zdefiniowana wzorem:

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}. \quad (2.7)$$

Określa ona, jaka część całkowitej zmienności zmiennej objaśnianej jest wyjaśniona przez model. Współczynnik  $R^2$  przyjmuje wartości z przedziału  $[0, 1]$ . Im

wartość  $R^2$  bliższa jest jedności, tym lepiej model jest dopasowany do danych empirycznych i tym lepiej opisuje rzeczywistość.

Następnym elementem weryfikacji modelu jest badanie istotności parametrów strukturalnych modelu ( $\beta_j$ ), które ma na celu sprawdzenie, czy wpływ zmiennych objaśniających na zmienną objaśnianą jest istotny. Badanie to polega na przeprowadzeniu  $k$  testów statystycznych [por. np. Welfe 2009, s. 52-53 i 72-73]:

$$\begin{aligned} H_0 : \beta_j &= 0 \\ H_1 : \beta_j &\neq 0 \\ \alpha &= \alpha_0 \end{aligned} \quad (2.8)$$

$j = 1, \dots, k$  (w zasadzie nie bada się istotności  $\beta_0$ ). Statystyką tego testu jest:

$$t_j = \frac{|\beta_j - b_j|}{S(b_j)}, \quad (2.9)$$

gdzie:

$b_j$  – wartość oceny  $j$ -tego parametru strukturalnego,

$S(b_j) = \sqrt{d_{jj}s^2}$  – standardowy błąd szacunku  $j$ -tego parametru strukturalnego,

$s^2$  – wariancja reszt, a  $d_{jj}$  jest elementem diagonalnym macierzy  $(\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1}$ .

Statystyka dana wzorem (2.9) ma rozkład t-Studenta o  $n-k-1$  stopniach swobody, przy założeniu, iż składniki losowe mają rozkład normalny. Przeciwno hipotezie zerowej świadczą wartości statystyki testu większe od wartości krytycznej dla danej liczby stopni swobody i przyjętego poziomu istotności (najczęściej  $p = 0,05$ ). Jeśli hipotezy zerowej dla danego parametru strukturalnego nie można odrzucić, oznacza to, że dana zmienna objaśniająca nie wpływa w sposób istotny statystycznie na kształtowanie się zmiennej objaśnianej.

Pojawienie się w zbiorze zmiennych objaśniających modelu ekonometrycznego zmiennych nieistotnych każe postawić pytanie o sposób ich usuwania z modelu. Pozostawienie zmiennych nie powoduje co prawda negatywnych skutków dla jakości uzyskiwanych ocen parametrów, jednakże może prowadzić do fałszywego wniosku, że zmienne nieistotne oddziałują na zmienną objaśnianą, a ponadto nieistotne zmienne objaśniające niepotrzebnie komplikują model<sup>5</sup>.

<sup>5</sup> Wcześniej jeszcze pojawia się problem uznania różnych wielkości za, jak to jest niekiedy nazywane, „kandydatki na zmienne objaśniające”, czyli włączenia danej zmiennej do zbioru potencjalnych zmiennych. Z reguły przyjmuje się, że aby tak się stało, nie może dana wielkość być *quasi*-stała, czyli musi się charakteryzować dostatecznie dużą zmiennością, na przykład jej współczynnik zmienności ( $v_j = s_j / \bar{x}_j$ , gdzie  $s_j$  odchylenie standardowe  $j$ -tej zmiennej a  $\bar{x}_j$  to jej średnia arytmetyczna) nie może być mniejszy niż 0,1.

Usuwanie ze zbioru zmiennych objaśniających jednorazowo wszystkich zmiennych nieistotnych (jeśli zmiennych nieistotnych jest więcej niż jedna) prowadzić może do błędów. Błędy te polegają na możliwości usuwania z modelu zmiennych istotnych, gdy zmienne należące do zbioru zmiennych objaśniających (również te nieistotne) są ze sobą skorelowane. Stąd konieczność zastosowania specjalnych procedur doboru zmiennych do modelu. Szeroki opis tych procedur można znaleźć u Drapera i Smitha [1973] czy Grabińskiego, Wydymusa i Zeliaś [1982]. Procedury te można najogólniej podzielić na dwie grupy: tak zwaną metodę „wszystkich regresji”<sup>6</sup> oraz procedury sekwencyjne.

Procedury sekwencyjne polegają na sekwencyjnym wprowadzaniu do modelu zmiennych objaśniających, jak to się dzieje w procedurze selekcji *a priori*, bądź sekwencyjnym usuwaniu zmiennych ze zbioru zmiennych objaśniających, jak w przypadku procedury eliminacji *a posteriori*. Wśród procedur sekwencyjnych wyróżnić można również tak zwaną procedurę krokową, którą można zdefiniować jako procedurę selekcji *a priori*, w której po każdym kroku tej procedury zbiór zmiennych objaśniających weryfikowany jest przy pomocy procedury eliminacji *a posteriori*. W przypadku większości pakietów statystycznych można znaleźć obydwie podstawowe procedury selekcji, procedurę selekcji *a priori* i eliminacji *a posteriori*, błędnie na ogół nazywane procedurami krokowymi. Procedurę krokową, w postaci tu zdefiniowanej, znaleźć można jedynie w pakiecie STATGRAPHICS.

Estymatory parametrów strukturalnych modelu (2.3) uzyskane klasyczną metodą najmniejszych kwadratów<sup>7</sup> zachowują pożądane właściwości (nieobciążoność, zgodność i efektywność), jeżeli spełnione są pewne, dosyć mocne założenia [por. dla przykładu: Welfe 2009, s. 60-62].

Założenia te dotyczą przede wszystkim kształtowania się reszt modelu:  $E(\varepsilon_i) = 0$  dla każdego  $i$ , składnik losowy jest sferyczny:  $D^2(\varepsilon_i) = \sigma^2$  dla każdego  $i$  (wariancja składnika losowego jest stała),  $\text{cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0, i \neq j$  (reszty modelu nie są skorelowane) oraz reszty modelu mają wielowymiarowy rozkład normalny. Ponadto zakłada się, że model jest niezmienniczy ze względu na obserwacje (relacja między zjawiskami jest stabilna w czasie), a zmienne objaśniające

---

<sup>6</sup> Procedury „wszystkich regresji” polegają na tworzeniu ze zbioru „kandydatek na zmienne objaśniające” wszystkich możliwych podzbiorów oraz ocenie modeli regresji zbudowanych w oparciu o te podzbiory. Różnice pomiędzy poszczególnymi procedurami polegają na tym, jakie jest kryterium oceny modelu. Jedną z takich metod jest popularna swego czasu w Polsce metoda Hellwiga, w której kryterium oceny jest tzw. pojemność informacyjna [Hellwig 1969].

<sup>7</sup> Opis metody najmniejszych kwadratów znaleźć można na przykład w podręczniku Welfe [Welfe 2009, s. 65-66].

są nielosowe. Aby można było otrzymać estymatory parametrów strukturalnych modelu, konieczne jest też dołączenie dwóch założeń formalnych. Pierwsze i dosyć oczywiste mówi, iż model jest liniowy bądź sprowadzalny do liniowego, czyli liniowy względem parametrów ( $y = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}$ )<sup>8</sup>. Drugie założenie stanowi, że macierz  $\mathbf{X}$  – obserwacji na zmiennych objaśniających – ma pełny rząd kolumnowy<sup>9</sup>. Założenia te, zwane założeniami twierdzenia Gaussa-Markowa<sup>10</sup>, tworzą tak zwany klasyczny (standardowy) model regresji liniowej.

Klasyczny model regresji liniowej przy całej swej prostocie, zarówno z punktu widzenia estymacji jego parametrów, jak i interpretacji uzyskanych wyników, niesie ze sobą liczne problemy. Wynikają one głównie z tego, że założenia tego modelu, które czynią go tak atrakcyjnym, są bardzo rzadko spełnione.

Niespełnienie przez model założeń formalnych powoduje, iż niemożliwa jest aproksymacja parametrów strukturalnych modelu. Inne skutki powoduje niespełnienie założeń opisujących właściwości reszt modelu. Powoduje to, że estymatory uzyskane klasyczną metodą najmniejszych kwadratów tracą pożądane właściwości.

Estymatory parametrów strukturalnych modelu są obciążone, jeśli wartość oczekiwana reszt nie jest równa zero, gdy istnieją takie  $i$ , że  $E(\varepsilon_i) \neq 0$ . Sytuacja taka pojawia się, gdy w modelu pominięta zastała przynajmniej jedna zmienna objaśniająca istotnie związana ze zmienną objaśnianą lub gdy zależność krzywoliniowa estymowana jest przy pomocy funkcji liniowej. Otrzymane wtedy oceny parametrów strukturalnych modelu są bezwartościowe.

Niespełnienie założenia o sferyczności składnika losowego, jeśli wariancja składnika losowego nie jest stała, powoduje, że estymatory parametrów strukturalnych tracą efektywność, ich standardowe błędy szacunku są większe. Powoduje to problemy z badaniem istotności parametrów strukturalnych modelu. Statystyki tych testów przyjmują niskie wartości (por. formuła 2.9), co w rezultacie może powodować usuwanie z modelu zmiennych istotnie wpływają-

---

<sup>8</sup> W podręcznikach ekonometrii można znaleźć wiele przykładów funkcji nieliniowych, które przez proste na ogół przekształcenia można sprowadzić do funkcji liniowych względem parametrów [por. dla przykładu: Welfe 2009, s. 31].

<sup>9</sup> Założenie to oznacza, iż żadne dwie lub więcej zmienne objaśniające nie są dokładnie współliniowe, a więc żadnej z kolumn macierzy  $\mathbf{X}$  nie można przedstawić w postaci kombinacji liniowej innych kolumn, oraz że liczba obserwacji jest większa od liczby szacowanych parametrów. Niespełnienie tego założenia oznacza, iż nie można otrzymać wektora parametrów strukturalnych modelu danego wzorem  $\mathbf{b} = (\mathbf{X}^T\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{y}$ , gdyż nie istnieje macierz odwrotna do macierzy  $\mathbf{X}^T\mathbf{X}$ .

<sup>10</sup> Twierdzenie Gaussa-Markowa mówi, iż estymatory otrzymane klasyczną metodą najmniejszych kwadratów mają pożądane właściwości (nieobciążoność, zgodność i efektywność).

cych na kształtowanie się zmiennej objaśniającej, co powoduje, że oceny pozostałych parametrów strukturalnych stają się bezwartościowe. Niespełnienie założenia o sferyczności rozkładu polegające na występowaniu korelacji pomiędzy resztami modelu, zwanej autokorelacją, skutkuje przeszacowaniem wartości współczynnika determinacji i tym samym zbyt optymistyczną oceną jakości modelu<sup>11</sup>. Niespełnienie założenia o normalności rozkładu składnika losowego powoduje również problemy z testowaniem istotności parametrów strukturalnych, gdyż statystyka testu wykorzystywanego w tym celu (por. formuła 2.9) ma rozkład *t*-Studenta tylko wtedy, gdy reszty mają rozkład normalny.

Naruszenie założenia o nielosowości zmiennych objaśniających nie pociąga za sobą konsekwencji dla własności estymatorów, o ile zmienne objaśniające i składniki losowe nie są skorelowane. Skorelowanie tych dwóch elementów modelu ekonometrycznego powoduje, że estymatory parametrów strukturalnych modelu tracą pożądane właściwości, a oceny parametrów strukturalnych modelu uzyskane przy ich pomocy są bezwartościowe. Uchylenie założenia o stabilności w czasie powoduje, iż dla uzyskania wartościowych ocen parametrów strukturalnych modelu (2.3) konieczne jest zastosowanie bardziej skomplikowanych modeli, na przykład wprowadzenie tak zwanych modeli przełącznikowych.<sup>12</sup>

Model (2.3) jest z założenia modelem statycznym, to znaczy zależności przez niego opisywane odnoszą się do określonego momentu czasowego. Technicznie możliwe jest szacowanie parametrów strukturalnych tego modelu w oparciu o dane pochodzące z szeregów czasowych, jednakże pojawi się wówczas kilka przynajmniej problemów. Przede wszystkim nie jest na ogół możliwe utrzymanie założenia o sferyczności składnika losowego. Remedium na to może być zastosowanie innej metody estymacji, na przykład uogólnionej metody najmniejszych kwadratów<sup>13</sup>. Znacznie bardziej poważnym problemem jest naruszenie w takim przypadku założenia o braku korelacji pomiędzy resztami modelu i zmiennymi objaśniającymi. Problem ten jest tym poważniejszy, że zmienne objaśniające pochodzące z szeregów czasowych trudno traktować jako nielosowe. W tym przypadku problem nie może być rozwiązany przez zmianę estymacji parametrów strukturalnych modelu (2.3).

Zastosowanie modelu statycznego do analizy zależności zmiennych ekonomicznych w oparciu o dane pochodzące z szeregów czasowych powoduje

---

<sup>11</sup> Problem ten może pojawić się wyłącznie w modelach szacowanych w oparciu o dane pochodzące z szeregów czasowych.

<sup>12</sup> Więcej na temat modeli przełącznikowych por. [Welfe 2009, rozdz. 7.2-7.4].

<sup>13</sup> Szczegóły uogólnionej metody najmniejszych kwadratów można znaleźć w każdym w zasadzie podręczniku ekonometrii [por. dla przykładu Borkowski i in 2004., rozdz. 7.]

również i inne problemy, niż tylko związane z naruszeniem założeń klasycznego modelu regresji liniowej. Pierwszym jest pojawianie się tak zwanej regresji pozornej (*spurious regression*), której wystąpienie może prowadzić do zupełnie błędnych wniosków<sup>14</sup>. Problematyka regresji pozornej zostanie szczegółowo omówiona w podrozdziale 2.2.2.

Bardzo poważną kwestią pojawiającą się w przypadku zastosowania modelu (2.3) w przypadku, gdy dane pochodzą z szeregów czasowych, jest problem zależności przyczynowo-skutkowych zachodzących pomiędzy zmiennymi. Wnioskowanie o tych zależnościach w zasadzie odbywa się w przypadku modeli statycznych na zasadzie stawianych *a priori* hipotez, nie wynika z następstwa czasowego zdarzeń, czego model statyczny z definicji nie jest w stanie opisać. W przypadku analiz dotyczących kształtowania się cen, zagadnienie określenia przyczyn ma natomiast szczególne znaczenie<sup>15</sup>. Stąd model statyczny, dany relacją (2.3), aczkolwiek prosty, nie jest najlepszym narzędziem identyfikacji czynników wpływających na kształtowanie się cen. Znacznie lepszym narzędziem są modele dynamiczne, omówione w następnym podrozdziale.

### 2.1.2. Modele dynamiczne – model ADL

Zależności pomiędzy cenami a czynnikami, które na nie wpływają, przebiegają w czasie. Oznacza to, że w równaniach regresji opisujących kształtowanie się cen, zmienna objaśniana (cena) może zależeć nie tylko od równoczesnych, ale i od opóźnionych obserwacji tak zmiennych objaśniających, jak zmiennej objaśnianej. Modele, w których występują zarówno bieżące, jak i opóźnione wartości zmiennej objaśnianej oraz opóźnione wartości zmiennej objaśniającej, nazywane są modelami dynamicznymi i są wyznaczane na podstawie szeregów czasowych tych zmiennych.

Model o rozłożonych opóźnieniach rzędu  $q$  –  $DL(q)$  (*Distributed Lag*), w którym modelowany jest rozłożony w czasie wpływ wektora zmiennych niezależnych (egzogenicznych)  $x_t$  na zmienną zależną  $y_t$ , dany jest równaniem [Osińska 2006, s. 180]:

---

<sup>14</sup> W podręcznikach ekonometrii można znaleźć wiele przykładów modeli ekonometrycznych charakteryzujących się dobrymi własnościami statystycznymi, które opisują absurdalne zależności. Stock i Watson podają przykład modelu wykazującego zależność pomiędzy inflacją w USA w latach 1960-1989 i wielkością japońskiego PKB w tym samym okresie [Stock, Watson 2007]. Jeszcze bardziej absurdalny przykład regresji pozornej podaje Tomczyk, która przedstawiła model opisujący zależność pomiędzy liczbą wypadków drogowych spowodowanych w Polsce przez nietrzeźwych kierowców a spożyciem piwa w Grecji [Tomczyk 2010].

<sup>15</sup> Do kwestii przyczynowości wrócimy w rozdz. 2.2.3.

$$y_t = \mu + \sum_{j=0}^q \beta_j^T \mathbf{x}_{t-j} + \omega_t \quad (2.10)$$

gdzie:

$\mu$  – stała równania,

$\beta_j$  – wektor parametrów strukturalnych modelu dla  $j$ -tego opóźnienia zmiennych objaśniających,

$\omega_t$  – składnik losowy modelu.

Gdy wektor  $\mathbf{x}_t$  ma tylko jedną składową, model  $DL(1)$ , przybiera postać:

$$y_t = \alpha + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_q x_{t-q} + \omega_t \quad (2.11)$$

Model, w którym kształtowanie się wartości zmiennej opisywane jest przez jej opóźnione wartości, nazywany jest modelem autoregresyjnym (*Autoregressive*) rzędu  $p$  –  $AR(p)$  – gdy liczba opóźnień jest równa  $p$ . Model ten ma postać [Box, Jenkins 1983]<sup>16</sup>:

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \varphi_t, \quad (2.12)$$

gdzie:

$a_0$  – stała równania,

$a_i$  –  $i$ -ty parametr strukturalny równania,

$\varphi_t$  – składnik losowy modelu.

Złożenie tych dwóch modeli –  $DL(q)$  oraz  $AR(p)$  – daje model  $ADL(p,q)$  o postaci:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j^T \mathbf{x}_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (2.13)$$

gdzie:  $\varepsilon_t$  – składnik losowy, pozostałe oznaczenia jak wyżej.

Wykorzystanie modeli  $ADL$  w opisie zależności ekonomicznych oraz w prognozowaniu nasuwa liczne problemy, które nie występują w przypadku modeli wyznaczanych w oparciu o dane przekrojowe. Problemy te są ze sobą powiązane i dotyczą:

- specyfikacji modelu,
- estymacji jego parametrów,
- interpretacji wyników oraz wykorzystania ich w prognozowaniu.

---

<sup>16</sup> Kwestie prognozowania na podstawie jednorównaniowych modeli, w tym modeli klasy ARIMA, były badane przez autorów i przedstawione w: *Prognozowanie cen surowców rolnych z wykorzystaniem modeli szeregów czasowych* [Hamulczuk i in. 2011].



Problemy związane ze specyfikacją modeli dynamicznych dotyczą dwóch zagadnień: występowania tak zwanej regresji pozornej oraz kwestii ustalenia rzędu opóźnień, tak dla zmiennych objaśniających, jak i dla zmiennej objaśnianej. Regresja pozorna pojawia się wtedy, gdy podejmowana jest próba zbudowania modelu ekonometrycznego w oparciu o niestacjonarne szeregi czasowe. Wówczas, nawet jeśli zmienne „nie są ze sobą powiązane w sensie przyczynowo-skutkowym, mogą stwarzać pozory statystycznie istotnej zależności” [Welfe 2009, s. 370].

Problem ten wynika z faktu, że modele dynamiczne szacowane są w oparciu o szeregi czasowe. Charakterystykę szeregów czasowych zmiennych ekonomicznych (w tym cen surowców rolnych) oraz ich właściwości omówiono w rozdziale 2.2. Rozdział ten zawiera podstawowe pojęcia istotne dla specyfikacji modeli.

Innym ważnym problemem związanym ze specyfikacją modeli *ADL*, i ogólnie modeli dynamicznych, wiąże się z kwestią rzędu opóźnienia, zarówno zmiennych egzogenicznych, jak i zmiennej objaśnianej. Rząd ten może zależeć od charakterystyki szeregów czasowych wykorzystanych w budowie modelu. W przypadku danych kwartalnych opóźnienie może wynosić 4 lub wielokrotność tej liczby, w przypadku danych miesięcznych – 12 lub jej wielokrotność itp. Wprowadzenie zbyt wielu opóźnień zmniejsza jednak liczbę stopni swobody, co z kolei skutkuje obniżeniem precyzji oszacowania modelu. Kwestia ta staje się szczególnie istotna, gdy liczba zmiennych objaśniających modelu jest duża, a szereg czasowy niezbyt długi.

Wyboru rzędu opóźnienia można dokonać stosując dwa rozwiązania. Pierwszym jest wykorzystanie tak zwanych kryteriów informacyjnych, które określają stopień utraty informacji związany z przyjęciem danego rzędu opóźnienia. Niezależnie od tego, które z kryteriów informacyjnych zostanie przyjęte, przyjmuje się ten rząd opóźnienia, dla którego wartość kryterium informacyjnego jest najmniejsza<sup>17</sup>. Drugie rozwiązanie jest mniej sformalizowane, a bardziej intuicyjne – budując model *ADL* zwiększa się rząd opóźnienia, aż współczynnik autorelacji reszt będzie dostatecznie niski.

## **2.2. Procesy stochastyczne i testowanie ich właściwości**

Punktem wyjścia do określenia szeregu czasowego jest definicja procesu stochastycznego  $\{X_t\}$ , który rozumiany jest jako ciąg zmiennych losowych o argumentie naturalnym, uporządkowanych według indeksu czasu –  $t$ . Szereg czasowy z kolei rozumiany jest jako realizacja procesu stochastycznego

---

<sup>17</sup> Więcej na temat kryteriów informacyjnych i ich stosowania pisze Osińska [2005, s. 54-55].

w pewnej próbie losowej, jako pojedyncza realizacja tego procesu losowego. Mówiąc inaczej, proces stochastyczny jest opisem statystycznym zmienności pewnego zjawiska w czasie. Szereg czasowy natomiast, będący realizacją tego procesu, jest serią uporządkowanych w czasie pomiarów zmiennej charakteryzującej to zjawisko [Osińska 2006, rozdz. 2.1].

### 2.2.1. Badanie stacjonarności

Kluczową właściwością zarówno procesu stochastycznego, jak i szeregu czasowego, jest jego stacjonarność. Proces stochastyczny jest ściśle stacjonarny (w szerszym sensie), jeśli dla każdego podzbioru indeksów czasu  $(r, s, \dots, w)$  i dla każdej liczby całkowitej  $k$  łączny rozkład zmiennych losowych  $\{x_r, x_s, \dots, x_w\}$  jest taki sam jak łączny rozkład zmiennych  $\{x_{r+k}, x_{s+k}, \dots, x_{w+k}\}$ . Proces stochastyczny jest ściśle stacjonarny, gdy jego wielowymiarowy rozkład prawdopodobieństwa nie zmienia się w czasie. Z przyczyn praktycznych (możliwość przeprowadzenia testów stacjonarności) wygodniej jest posługiwać się pojęciem słabej stacjonarności procesu stochastycznego. Proces jest słabo stacjonarny (stacjonarny w węższym sensie), jeśli spełnia równocześnie trzy warunki [Box, Jenkins 1983; Charemza, Deadman 1997]:

- skończona i stała w czasie wartość oczekiwana –  $E(X_t) = const$ ,
- skończona i stała w czasie wariancja –  $V(X_t) = const$ ,
- wartość kowariancji pomiędzy obserwacjami z dwóch okresów zależy jedynie od odległości (odstępu) między nimi –  $Cov(X_t, X_{t-p}) = const$ , dla każdego  $t$ .

Proces stochastyczny nie spełniający tych warunków jest procesem niestacjonarnym. Stacjonarne procesy stochastyczne generują stacjonarne szeregi czasowe, zaś niestacjonarne procesy stochastyczne generują szeregi czasowe niestacjonarne. Stacjonarność szeregów czasowych definiowana jest analogicznie jak stacjonarność procesów stochastycznych. Szereg czasowy jest ściśle stacjonarny, gdy wszystkie jego charakterystyki nie zmieniają się w czasie, i słabo stacjonarny, gdy nie zmieniają się w czasie jego wartość oczekiwana, wariancja i kowariancja. Niestacjonarny szereg czasowy zmiennej  $X_t$  nazywany jest zintegrowanym rzędu  $d$  i oznaczany jest jako  $X_t \sim I(d)$ , gdzie  $d$  oznacza krotność różnicowania szeregu czasowego, w wyniku którego uzyskiwany jest szereg stacjonarny. Szeregi czasowe zmiennych ekonomicznych są z reguły zintegrowane stopnia pierwszego ( $d = 1$ ). Występowanie szeregów czasowych zintegrowanych stopnia drugiego jest rzadkością, nie stwierdzono występowania szeregów czasowych zintegrowanych w stopniu 3 i wyższym [Majsterek 2003].

Stacjonarność szeregów czasowych jest badana za pomocą wielu testów statystycznych. Najpopularniejszymi testami stacjonarności i zaimplementowanymi w większości pakietów statystycznych są: rozszerzony test Dickeya-Fullera (*ADF*, *Augmented Dickey-Fuller test*) oraz test *KPSS* (test Kwiatkowskiego, Phillipsa, Schmidta i Shina)<sup>18</sup>.

W teście *ADF* hipoteza zerowa mówi, że szereg czasowy jest niestacjonarny, hipoteza alternatywna jest zaprzeczeniem hipotezy zerowej. Punktem wyjścia w budowie statystyki testu *ADF* jest równanie regresji o postaci [Maddala 2006, s. 616; Welfe 2009, s. 366-367]:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (2.14)$$

Parametry strukturalne ( $\delta$ ,  $\gamma$ ) tego modelu szacowane są metodą najmniejszych kwadratów. Suma opóźnionych składników po prawej stronie służy temu, aby usunąć autokorelację składnika losowego. Liczba opóźnień  $k$ -tej sumy nazywana jest augmentacją testu. Statystyką tego testu jest iloraz wartości współczynnika stojącego przy opóźnionej zmiennej z równania (2.14) oraz odchylenia standardowego szacunku tego współczynnika  $S(\delta)$ :

$$\tau = \frac{\delta}{S(\delta)}. \quad (2.15)$$

Przeciwko hipotezie zerowej świadczą wartości statystyki  $\tau$  mniejsze od wartości krytycznej. Rozkład statystyki  $\tau$  jest różny od rozkładów standardowych, mimo podobieństwa tej statystyki do stosowanej w testowaniu istotności parametrów strukturalnych klasycznego modelu regresji liniowej (por. równanie 2.9). Wynika stąd konieczność wykorzystywania odpowiednio przygotowanych tablic wartości krytycznych. Tablice takie można znaleźć na przykład u Charemzy i Deadmana [por. Charemza, Deadman 1997, s. 255-260]<sup>19</sup>.

W teście *KPSS* hipotezy zerowa i alternatywna mają układ odwrotny niż w teście Dickeya-Fullera. Hipoteza zerowa mówi, iż szereg czasowy jest stacjonarny, alternatywna natomiast, że jest niestacjonarny. Statystyka testu *KPSS* ma złożoną konstrukcję i bardzo skomplikowany rozkład prawdopodobieństwa. Wyznaczanie wartości statystyki testu *KPSS* można przedstawić następująco [Maddala 2006, s. 618; Welfe 2009, s. 368-370]:

- przy pomocy MNK wyznaczone są parametry strukturalne i reszty równania:

<sup>18</sup> Szczegółowy opis problematyki badania stacjonarności szeregów czasowych można znaleźć na przykład w pracy Maddali [Maddala 2006 s. 299-306 oraz 613-622].

<sup>19</sup> Więcej na temat testu *ADF* por. na przykład Osińska [2006, s. 187-188].

$$y_t = \delta + \zeta t + \varepsilon_t, \quad (2.16)$$

- wyznaczane są sumy reszt:

$$S_t = \sum_{r=1}^t e_r, \quad (2.17)$$

dla  $t = 1, \dots, T$ , gdzie  $T$  – długość badanego szeregu czasowego,

- wyznaczana jest suma reszt zgodnego estymatora wariancji długookresowej reszt –  $S^2(k)$ <sup>20</sup>,
- wartość statystyki testu  $\eta$  jest wyznaczana ze wzoru:

$$\eta = \frac{\sum_{t=1}^T S_t}{T^2 S^2(k)}. \quad (2.18)$$

Hipoteza zerowa jest odrzucana, gdy wartość statystyki testu jest większa od wartości krytycznej.

Testy *ADF* i *KPSS*, o przeciwnie sformułowanych hipotezach zerowych, są wykorzystywane w tak zwanej analizie potwierdzającej [Maddala 2006, s. 619; Welfe 2009, s. 368]. Zgodnie z tą analizą odrzucenie hipotezy zerowej w teście *ADF* i stwierdzenie braku podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej w teście *KPSS* „silnie wskazuje” na stacjonarność badanego szeregu czasowego, a sytuacja odwrotna „silnie wskazuje” na niestacjonarność.

### 2.2.2. Zależności długookresowe

Problem regresji pozornej po raz pierwszy zdefiniowany został przez Grangera i Newbolda [Granger, Newbold 1974]. Stwierdzili oni mianowicie, że nawet wtedy, gdy niestacjonarne szeregi czasowe są generowane losowo, to „(...) będzie raczej regułą niż wyjątkiem”<sup>21</sup>, że zbudowane w oparciu o nie modele ekonometryczne będą „stwarzać pozory statystycznie istotnej zależności”. Wynika to stąd, że rozkład współczynnika korelacji pomiędzy niestacjonarnymi zmiennymi losowymi nie jest jednomodalny jak to się dzieje, gdy zmienne są stacjonarne (wówczas funkcja gęstości rozkładu współczynnika korelacji jest skupiona w zerze), a dwumodalny o maksimach lokalnych funkcji gęstości prawdopodobieństwa przesuniętych w stronę -1 i 1 [Granger, Newbold 1974, s. 114]. W efekcie daje to większe prawdopodobieństwo pojawienia się różnych od zera wartości współczynnika korelacji oraz miar pokrewnych, na przykład współczynnika determinacji. Powoduje to również, że rozkłady statystyk testów istotności parametrów strukturalnych mają rozkłady różne od zakładanych, co daje fałszywe wyniki tych testów.

<sup>20</sup> Więcej na temat wyznaczania  $S^2(k)$  por. Welfe [2009, s. 368], Maddala [2006, s. 618].

<sup>21</sup> „(...) it will be the rule rather than the exception” [Granger, Newbold, s. 117].

Występowanie regresji pozornej objawia się w dosyć charakterystyczny sposób [por. dla przykładu Charemza, Deadman 1997, rozdz. 5]. Estymacja modeli regresji, w których występuje regresja pozorna daje obiecujące wyniki – wartości współczynników determinacji są wysokie, a parametry strukturalne modelu są istotne, co potwierdzają wartości statystyki testu *t*-Studenta. Jeżeli weryfikacja modelu zostanie na tym zakończona, można dojść do wniosku, że model jest poprawny. Wartość statystyki testu Durbina-Watsona jest jednak niska. Jako pewną regułę mnemotechniczną służącą do wykrywania regresji pozornej, przyjmuje się zasadę, że jeśli wartość statystyki testu Durbina-Watsona jest niższa od  $R^2$ , wówczas mamy do czynienia z regresją pozorną.

Podstawowy problem związany ze specyfikacją modeli *ADL* opisujących kształtowanie się cen surowców rolnych wynika stąd, że ich szeregi czasowe są z reguły niestacjonarne, zintegrowane rzędu 1 [por. dla przykładu: Gędek 2010; Hamulczuk, Klimkowski 2011]. Już więc tylko z tego powodu modele *ADL* objaśniające kształtowanie się cen surowców rolnych mogą dawać pozornie dobre wyniki. Niestacjonarne mogą też być i szeregi czasowe zmiennych objaśniających tych modeli. Wartości współczynnika determinacji mogą być wysokie, a wartości statystyki testu *t*-Studenta mogą wskazywać na istotność parametrów strukturalnych modelu.

Metodyka typowa dla badania współzależności w przypadku niestacjonarnych szeregów czasowych i pozwalająca uniknąć niebezpieczeństw wynikających z występowania regresji pozornej, obejmuje analizę kointegracyjną oraz, gdy stwierdzony zostanie brak skointegrowania, badanie współzależności pomiędzy pierwszymi różnicami zmiennych<sup>22</sup>. Badanie kointegracji służy uchwyceniu równowagi (zależności) długookresowej, zaś badanie współzależności pomiędzy pierwszymi różnicami służy badaniu dynamiki krótkookresowej.

Do wykrywania i opisu zależności długookresowych służy tak zwana analiza kointegracyjna [por. Enders 2010, rozdz. 6; Kusideł 2000, s. 455 i dalsze]. Kointegracja szeregów czasowych dwóch zmiennych  $(x_t, y_t)$  występuje, gdy są one zintegrowane w stopniu  $d$ , a ich liniowa kombinacja  $-\beta_1 x_t + \beta_2 y_t$ , jest zintegrowana rzędu  $d - b$  ( $d \geq b \geq 0$ ). Wektor  $[\beta_1 \beta_2]$  jest nazywany wektorem kointegracyjnym. Najczęściej spotykana jest taka sytuacja, że szeregi czasowe obserwacji na zmiennych są zintegrowane stopnia pierwszego, a ich liniowa kom-

---

<sup>22</sup> Syntetyczny opis metodologii badania współzależności w przypadku niestacjonarnych szeregów czasowych można znaleźć w pracy Maddali [Maddala 2006, rozdz. 14], a znacznie bardziej szczegółowy w pracy Charemzy i Deadmana, poświęconej w zasadzie w całości analizie tej metodologii [Charemza, Deadman 1997].

binacja jest stacjonarna. Składowe wektora kointegracyjnego określają długookresowe związki pomiędzy zmiennymi.

W teście Engle'a-Grangera [Engle, Granger 1987], badającym skointegrowanie zmiennych, po stwierdzeniu w pierwszym kroku niestacjonarności zmiennych, bada się stacjonarność reszt następującego modelu:

$$y_t = \beta_0 + \beta_2 x_t + \varepsilon_t, \quad (2.19)$$

gdzie:

$x_t, y_t$  są zmiennymi, których skointegrowanie jest badane,

$\beta_0, \beta_2$  są parametrami strukturalnymi,

$\varepsilon_t$  – składnik losowy.

Jeśli szereg czasowy reszt jest stacjonarny, to zmienne  $x_t$  i  $y_t$  są skointegrowane. Uzupełnienie modelu (2.19) o zmienną czasową pozwala na uchwycenie trendu liniowego w resztach.

W przypadku, gdy liczba zmiennych w modelu jest większa niż dwa, może występować do  $m - 1$  (gdzie  $m$  jest liczbą zmiennych) liniowo niezależnych wektorów kointegracyjnych. Nie ma wówczas możliwości zastosowania opisanego powyżej testu Engle'a-Grangera, gdyż procedura ta wymaga określenia, która zmienna jest zmienną objaśnianą, a która objaśniającą. W przypadku wielu możliwych wektorów kointegracyjnych byłoby to co najmniej trudne. Wad testu Engle'a-Grangera nie ma procedura Johansena wykorzystująca do badania kointegracji modele *VAR* [Majsterek 1998; Kusideł 2000, s. 48 i dalsze]. Procedura ta zostanie szczegółowo omówiona w rozdziale 2.3 przy okazji omawiania modeli *VECM*.

Jeśli stwierdzony zostanie brak skointegrowania zmiennych, pozostaje jedynie analiza zależności krótkookresowych. Model *ADL* ma wówczas postać:

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^r \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^k \sum_{i=0}^r \Delta \beta_{ij} x_{j,t-i} + \varepsilon_t, \quad (2.20)$$

gdzie:

$\Delta y_t, \Delta x_{ij}$  – pierwsze różnice odpowiednio zmiennej objaśnianej i zmiennych objaśniających,

$\alpha_i, \beta_{ij}$  – parametry strukturalne modelu,

$\varepsilon_t$  – reszty modelu,

$k$  – liczba zmiennych objaśniających,

$r$  – rząd opóźnienia.

Relację pomiędzy zmiennymi skointegrowanymi można, zgodnie z twierdzeniem Engle'a-Grangera o reprezentacji [Engle, Granger 1987], zapisać za pomocą modelu korekty błędem o postaci:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_t + \gamma ECM_{t-1} + \eta_t, \quad (2.21)$$

gdzie wartości  $ECM_t$  (*Error Correction Mechanism*) wyznaczane są z równania integrującego (2.19) jako:

$$ECM_t = y_t - \beta_0 - \beta_1 x_t. \quad (2.22)$$

Jeżeli model korekty błędem wykazuje autokorelację, należy go zmodyfikować przez dodanie opóźnionych wartości pierwszych różnic, tak zmiennej  $x$ , jak i  $y$  [Osińska 2006, s. 189].

Parametr  $\alpha_1$  modelu (2.21) informuje o dostosowaniach krótkookresowych w momencie  $t$  do stanu równowagi w momencie  $t-1$ . O dostosowaniach do długookresowej ścieżki równowagi informuje parametr  $\gamma$ . Mówi on, jaką część odchylenia od ścieżki długookresowej model koryguje w kolejnym okresie. Układ będzie przywracany do równowagi, jeżeli wartość tego parametru będzie się zawierała w przedziale (0;-1). W przypadku, gdy  $\gamma > 0$  nie występuje mechanizm korekty błędem, zmienne nie są skointegrowane, a gdy  $\gamma < -1$  występują oscylacje wokół trajektorii długookresowej o zwiększającej się amplitudzie [Welfe 2009, s. 198-199].

### 2.2.3. Przyczynowość

Zależności przyczynowe pomiędzy zmiennymi objaśniającymi i zmienną objaśnianą badane są w modelu *ADL* przy pomocy testu przyczynowości Grangera, w oparciu o wyniki estymacji modelu (2.13) lub modelu (2.20). Idea tego testu polega na sprawdzeniu, czy wprowadzenie danej zmiennej do modelu wraz ze wszystkimi opóźnieniami zmniejszy istotnie wariancję resztową<sup>23</sup>. Test przyczynowości Grangera bada występowanie tzw. przyczynowości w sensie Grangera. Zmienna  $x$  jest przyczyną  $y$  w sensie Grangera, jeśli bieżące wartości  $y$  są lepiej objaśniane przy użyciu opóźnionych i bieżących wartości  $x$  niż bez ich wykorzystania. Szczegółowo ten problem omawiany jest w pracy Charemzy i Deadmana [Charemza, Deadman 1997, rozdz. 6.3].

Najczęściej wykorzystywanym wariantem testu Grangera jest wariant Walda [Osińska 2006, s. 212]. Statystyką tego testu jest wyrażenie:

$$T = \frac{N[S^2(\eta_t) - S^2(\varepsilon_t)]}{S^2(\varepsilon_t)} \quad (2.23)$$

<sup>23</sup> Szerzej na temat testu przyczynowości Grangera por. [Charemza, Deadman 1997, rozdz. 6.3; Osińska 2006, s. 212].

gdzie:

$N$  – liczebność próby;

$S^2(\eta_i)$  – wariancja resztowa modelu, w którym zmienna, której przyczynowość jest badana, nie występuje;

$S^2(\varepsilon_i)$  – wariancja resztowa modelu, w którym zmienna, której przyczynowość jest badana, występuje. Statystyka  $T$  jest asymptotycznie zbieżna do rozkładu  $\chi_q^2$ , gdzie  $q$  jest rzędem opóźnienia zmiennej, której przyczynowość jest badana.

W analizie przyczynowości może też być wykorzystany test  $F$  (wariant Walda) służący przede wszystkim badaniu braku restrykcji w modelu ekonometrycznym<sup>24</sup>. Formalnie test ten służy badaniu, czy wprowadzenie do modelu zmiennej lub zbioru zmiennych zmniejszy istotnie wariancję resztową modelu, czyli w gruncie rzeczy odpowiada na to samo pytanie, na które odpowiada klasyczny test Grangera. Jego stosowanie jest o tyle prostsze, że w przypadku większości pakietów statystycznych obsługujących analizę regresji (na przykład w pakiecie GRETL) wartości statystyki tego testu i prawdopodobieństwa błędu I rodzaju podawane są automatycznie. Ułatwia to znacznie badanie przyczynowości, gdyż nie ma wtedy konieczności wykonywania dodatkowych obliczeń.

Zależności przyczynowe w znaczeniu omówionym powyżej i w ten sposób badane mogą być testowane tylko w przypadku stacjonarnych szeregów czasowych. W przypadku niestacjonarnych szeregów czasowych możliwe jest to wówczas, gdy niestacjonarność można usunąć wprowadzając zmienne deterministyczne, jak trend czy sezonowość, lub transformując szeregi czasowe przez wyznaczenie pierwszych różnic bądź logarytmowanie [Enders 2005]. Badania przeprowadzone przez Todę i Yamamoto [1995] wskazują jednak, że nie powinno się przeprowadzać badań na przyrostach, tylko zwiększyć liczbę opóźnień modelu VAR (składającego się z dwóch modeli ADL) o stopień integracji szeregów czasów  $m$ , a następnie badać wpływ nakładanych restrykcji (restrykcji nie nakładamy na dodatkowe  $m$  opóźnień) za pomocą testu  $F$  – wariant Walda.

W przypadku niestacjonarnych szeregów czasowych, które są skointegrowane tradycyjne testy przyczynowości Grangera nie powinny być stosowane [Osińska 2008, s. 86]. Lepiej zamiast tego wnioskować na podstawie modelu VECM opisanego w rozdziale 2.3. Już samo występowanie kointegracji szeregów czasowych jest podstawą do uznania przyczynowości co najmniej w jednym kierunku, ale nie wskazuje w którym. Z kolei Toda i Yamamoto [1995] wskazują, że ta sama procedura (opisana w poprzednim akapicie) może być sto-

---

<sup>24</sup> Konstrukcję testu  $F$  w zastosowaniu do analizy modelu ekonometrycznego można znaleźć na przykład w podręczniku Borkowskiego [Borkowski i in. 2004, s. 54-55] czy Maddali [Maddala 2006, s. 194-195].



sowana zarówno w przypadku szeregów skointegrowanych, jak i stacjonarnych, czy też nieskointegrowanych.

### 2.3. Modele dynamiczne – modele VAR i VECM

W niniejszym podrozdziale przedstawiono istotę dynamicznych modeli VAR i VECM stanowiących alternatywę dla dynamicznych modeli jednorównaniowych i statycznych modeli o równaniach współzależnych.

#### 2.3.1. Konstrukcja modeli VAR i VECM

Analiza powiązań pomiędzy kształtowaniem się zmiennych może wskazywać, że wpływają one na siebie nawzajem i przebieg zależności jest dwukierunkowy. Wymaga to zastosowania metodologii *VAR* (*Vector AutoRegressive*) opracowanej przez Simsa [Sims 1980], jako alternatywa dla klasycznego modelu wielorównaniowego o równaniach współzależnych<sup>25</sup>. Podstawowa postać modelu *VAR* [Charemza, Deadman 1998, s. 153-157; Kusideł 2000, s. 15-17; Maddala 2006, s. 609 i dalsze; Mills 2002] jest następująca:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{A}_0 \mathbf{d}_t + \sum_{i=1}^r \mathbf{A}_i \mathbf{x}_{t-i} + \mathbf{e}_t, \quad (2.24)$$

gdzie:

$\mathbf{x}_t = [x_{1t}, \dots, x_{mt}]^T$  jest wektorem obserwacji na bieżących wartościach zmiennych,  
 $\mathbf{d}_t = [d_{0t}, \dots, d_{kt}]^T$  jest wektorem  $k + 1$  deterministycznych składników równań (wyraz wolny, zmienna czasowa, zmienne binarne, itp.),

$\mathbf{A}_0$  – macierz parametrów przy zmiennych wektora  $\mathbf{d}_t$ ,

$\mathbf{A}_i$  – macierz parametrów przy opóźnionych zmiennych wektora  $\mathbf{x}_t$ , gdzie maksymalny rząd opóźnienia jest równy  $r$ ,

$\mathbf{e}_t = [\mathbf{e}_{1t}, \dots, \mathbf{e}_{mt}]^T$  zawiera wektory reszt równań modelu.

Wektory reszt równań modelu powinny spełniać klasyczne założenia (zerowa średnia, stała wariancja, brak autokorelacji), natomiast kowariancje jednoczesne pomiędzy resztami poszczególnych równań mogą być różne od zera. Rząd opóźnienia ( $r$ ) powinien być tak dobrany, aby odzwierciedlał naturalne interakcje (na przykład dla danych kwartalnych rząd opóźnienia nie powinien być mniejszy od 4), jak też, aby wyeliminowana zastała autokorelacja<sup>26</sup>.

<sup>25</sup> W literaturze polskiej szczegóły tak zwanej „krytyki Simsa” klasycznej metodologii opartej na podejściu Komisji Cowlesa można znaleźć w pracach Majsterka [Majsterek 1998] oraz Kusideł [Kusideł 2000, s. 10-11].

<sup>26</sup> W całej rozciągłości mają tutaj zastosowanie procedury doboru rzędu opóźnienia stosowane w przypadku modeli *ADL* i opisane w podrozdz. 2.1.2.

Estymatory modelu *VAR* otrzymane metodą najmniejszych kwadratów zachowują pożądane właściwości tylko wówczas, gdy szeregi czasowe obserwacji na zmiennych są stacjonarne<sup>27</sup>. W przypadku szeregów niestacjonarnych (zintegrowanych) model *VAR* może być zastosowany po obliczeniu pierwszych przyrostów (jeśli szereg jest zintegrowany w stopniu pierwszym<sup>28</sup>) w celu osiągnięcia stacjonarności lub, gdy zmienne są skointegrowane, wykorzystanie modelu *VECM* (*Vector Error Correction Model*).

Badanie kointegracji zmiennych w przypadku, gdy współzależność zmiennych opisana jest wieloma równaniami, gdy zmienne objaśniane w jednym równaniu są zmiennymi objaśniającymi w innych równaniach, przeprowadzane jest przy pomocy procedury Johansena. Zgodnie z tą procedurą, aby wykorzystać model *VAR* do badania kointegracji, należy go przekształcić do modelu *VECM* (*Vector Error Correction Model*) o postaci<sup>29</sup>:

$$\Delta \mathbf{x}_t = \Psi_0 \mathbf{d}_t + \Pi \mathbf{x}_{t-1} + \sum_{i=1}^{r-1} \Pi_i \Delta \mathbf{x}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (2.25)$$

gdzie:

$\Psi_0$  – macierz parametrów przy zmiennych wektora  $\mathbf{d}_t$ ,

$\Pi = \sum_{i=1}^k \mathbf{A}_i - \mathbf{I}$ ;  $\Pi_i = \sum_{j=i+1}^k \mathbf{A}_j$ ,  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  – reszty modelu.

Do badania kointegracji w procedurze Johansena używa się rzędu macierzy  $\Pi$ , który jest równy liczbie niezależnych wektorów kointegracyjnych [por. Kusideł 2000, s. 58-59; Majsterek 1998, s. 123-124]. Wykorzystuje się tu fakt, że liczba niezerowych pierwiastków charakterystycznych macierzy jest równa jej rzędowi. Statystykami testu mogą być dwie charakterystyki estymatora macierzy  $\Pi$  –  $\lambda_{trace}$  i  $\lambda_{max}$ :

$$\lambda_{trace}(R) = -N \sum_{i=R+1}^m \ln(1 - \lambda_i), \quad (2.26)$$

$$\lambda_{max}(R) = -N \ln(1 - \lambda_{R+1}), \quad (2.27)$$

<sup>27</sup> Ścisłej, chodzi tu o słabą stacjonarność inaczej lub stacjonarność w szerszym sensie. Wówczas średnie i wariancje szeregu są stałe w czasie, a wielkość kowariancji dla dwóch momentów obserwacji zależy tylko od odstępów pomiędzy nimi [por. Charemza, Deadman 1997, s. 104-105].

<sup>28</sup> Szeregi czasowe danych ekonomicznych z reguły są zintegrowane w stopniu pierwszym (szereg czasowy pierwszych różnic obliczony dla takiego szeregu jest stacjonarny). [Majsterek 2003].

<sup>29</sup> Sposób otrzymywania modelu *VECM* opisuje Kusideł [Kusideł 2000, s. 48-50], zaś procedurę estymacji parametrów tego modelu można znaleźć w pracy Majsterka [Majsterek 1998].

gdzie:

$\lambda_i$  – oszacowane wartości własne,

$N$  – liczba obserwacji.

Pierwsza statystyka służy do testowania hipotezy zerowej, iż liczba różnych wektorów kointegracyjnych jest mniejsza lub równa  $R$ , wobec hipotezy alternatywnej mówiącej, że liczba wektorów kointegracyjnych jest większa od  $R$ . Druga statystyka służy do testowania hipotezy zerowej mówiącej, że liczba wektorów kointegracyjnych jest równa  $R$ , wobec hipotezy alternatywnej, że jest ich  $R+1$ . W obydwu przypadkach obszar krytyczny jest położony prawostronnie. Test ten jest testem iteracyjnym. Wartości własne estymatora macierzy  $\Pi$  szeregowane są malejąco. W pierwszym kroku hipoteza zerowa zakłada, że  $R = 0$ . Jeśli jest ona odrzucona, wówczas w kolejnym zakłada się, że  $R = 1$  itd., aż do momentu, gdy hipoteza zerowa nie będzie mogła być odrzucona bądź  $R = m - 1$ , co określa rząd macierzy i liczbę wektorów kointegracyjnych.

W wyniku zastosowania procedury Johansena mogą pojawić się trzy przypadki [Kusideł 2000, s. 49]:

- rząd macierzy  $\Pi$  jest równy 0 – wówczas model (2.25) jest modelem VAR dla przyrostów zmiennych, w którym nie występuje zależność długookresowa;
- rząd macierzy  $\Pi$  jest większy od 0 i mniejszy od  $m$ , wówczas liczba wektorów kointegracyjnych jest równa temu rządowi;
- macierz  $\Pi$  jest pełnego rzędu, wówczas szeregi zmiennych są stacjonarne i model (2.25) jest modelem VAR dla poziomów zmiennych.

W przypadku szeregów niestacjonarnych i nieskointegrowanych model VAR może być zastosowany po obliczeniu pierwszych przyrostów (jeśli szereg jest zintegrowany w stopniu pierwszym) w celu osiągnięcia stacjonarności. W przypadku takiej modyfikacji modelu (2.24), gdy wektory  $\mathbf{x}_t$  i  $\mathbf{x}_{t-i}$  zawierają wartości przyrostów zmiennych, uzyskiwane są jedynie informacje o krótkookresowym wpływie poszczególnych zmiennych na zmienne objaśniane, a model VAR będzie miał wówczas postać:

$$\Delta \mathbf{x}_t = \mathbf{A}_0 \mathbf{d}_t + \sum_{i=1}^r \mathbf{A}_i \Delta \mathbf{x}_{t-i} + \mathbf{e}_t, \quad (2.28)$$

gdzie:

$\Delta \mathbf{x}_t = [\Delta x_{t1} \dots \Delta x_{tk}]^T$  jest wektorem obserwacji na bieżących wartościach pierwszych różnic zmiennych objaśnianych,

$\mathbf{d}_t = [d_0 \ \Delta d_t \ \Delta d_{t-1}, \dots \ \Delta d_{1-t-r} \dots \ \Delta d_{1-t-r}]^T$  jest wektorem egzogenicznych składników równań, którego składowymi są odpowiednio: stała równania oraz bieżące i opóźnione wartości pierwszych różnic zmiennych egzogenicznych,

$\mathbf{A}_0$  – macierz parametrów przy zmiennych wektora  $\mathbf{d}_t$ ,

$\mathbf{A}_t$  – macierz parametrów przy opóźnionych zmiennych wektora  $\mathbf{x}_t$ ,

$\mathbf{e}_t = [\mathbf{e}_{1t} \dots \mathbf{e}_{kt}]^T$  – wektory reszt równań modelu.

### 2.3.2. Egzogeniczność i wnioskowanie

W przypadku modeli wielorównaniowych istotne jest wyróżnienie egzogenicznych (pełniących wyłącznie rolę zmiennych objaśniających) z całego zbioru zmiennych. Zmienne egzogeniczne powinny być wyłączone ze zbioru zmiennych objaśnianych przez model, lub mówiąc bardziej technicznie, powinny zostać wyłączone z wektora  $\mathbf{x}$  modeli (2.24), (2.25) i (2.28). Arbitralny podział na zmienne egzogeniczne i endogeniczne (objaśniane przez model) był jednym z elementów tak zwanej „krytyki Simsa”.

W metodologii wykorzystującej szeregi czasowe w modelowaniu zależności problem egzogeniczności zmiennych wyróżnia się egzogeniczność słabą i silną [Maddala 2006, rozdz. 9.10; Osińska 2006, rozdz. 8.2.2; Welfe 2009, rozdz. 11.10]<sup>30</sup>. Zmienna, na przykład  $x_t$ , jest słabo egzogeniczna względem estymowanego wektora parametrów modelu, na przykład  $\boldsymbol{\psi}$ , jeśli wnioskowanie o  $\boldsymbol{\psi}$  warunkowe względem  $x_t$  nie wiąże się z utratą informacji. Oznacza to że, można efektywnie przeprowadzić wnioskowanie o składowych wektora  $\boldsymbol{\psi}$  warunkowo względem wyłącznie  $x_t$ .

Formalnie pojęcie egzogeniczności można wyjaśnić wychodząc od łącznej funkcji gęstości prawdopodobieństwa modelu *VAR*, na przykład dwurównaniowego, która ma postać [Charemza, Deadman 1997, s. 209]:

$$D(\mathbf{Z}_t | \mathbf{Z}_{t-i}, \boldsymbol{\theta}) = D_1(Y_t | Y_{t-i}, X_t, \lambda_1) \times D_2(X_t | \mathbf{Z}_{t-i}, \lambda_2) \quad (2.29)$$

gdzie:

$$\mathbf{Z}_t^T = [Y_t, X_t]^T, \quad \mathbf{Z}_{t-i}^T = [Y_{t-i}, X_{t-i}]^T,$$

$\boldsymbol{\theta} = [\lambda_1, \lambda_2]$  – wektor parametrów,

$D_1(\cdot | \cdot)$ ,  $D_2(\cdot | \cdot)$  – warunkowa gęstość prawdopodobieństwa odpowiednio procesów  $Y_t$  i  $X_t$ .

<sup>30</sup> Wyróżnia się również tak zwaną superegzogeniczność [por. Maddala 2006, s. 431].

Proces  $X_t$  będzie słabo egzogeniczny dla wektora parametrów  $\psi$  biorących udział w badaniu, jeśli brzegowa gęstość prawdopodobieństwa  $D_2(X_t | \mathbf{Z}_{t-i}, \lambda_2)$  nie zawiera istotnych informacji pozwalających oszacować wektor  $\psi$ . Dla stwierdzenia silnej egzogeniczności potrzeba dodatkowo, aby proces  $Y_t$  nie był przyczyną w sensie Grangera procesu  $X_t$ . Procedurę testowania słabej egzogeniczności podaje Osińska [2006]. Procedura testowania silnej egzogeniczności wynika wprost z jej definicji i polega na zastosowaniu testu słabej egzogeniczności, a następnie testu przyczynowości [por. Osińska 2006, s. 214].

Występowanie kowariancji jednoczesnej pomiędzy składnikami losowymi poszczególnych równań składających się na model *VAR* pozwala na tworzenie tak zwanych modeli strukturalnych [Kusideł 2000, s. 35 i dalsze]. Modele strukturalne *VAR* dają możliwość konstrukcji funkcji odpowiedzi na impuls (*IRF* – *Impulse Response Function*), określającej rozkład w czasie zmian wielkości  $j$ -tej zmiennej w odpowiedzi na zaburzenia w resztach  $k$ -tej zmiennej. Najczęściej *IRF* jest przedstawiana w postaci wykresu pokazującego zmianę w czasie reakcji  $j$ -tej zmiennej na zaburzenia w wysokości jednego odchylenia standardowego reszt  $k$ -tej zmiennej<sup>31</sup>. Analiza funkcji odpowiedzi na impuls dotyczy trzech elementów: kierunku oddziaływania impulsu, siły tego impulsu oraz rozkładu w czasie i szybkości wygasania.

Istnienie powiązań pomiędzy składnikami losowymi modelu *VAR*, czego wyrazem jest niezerowa kowariancja jednoczesna pomiędzy składnikami losowymi poszczególnych równań składających się na model, pozwala na tworzenie modeli strukturalnych. Strukturalny model *VAR* ma postać [Kusideł 2000, s. 35 i dalsze; Osińska 2006, s. 207]:

$$\mathbf{B}\mathbf{x}_t = \Gamma_0\mathbf{d}_t + \sum_{i=1}^r \Gamma_i\mathbf{x}_{t-i} + \xi_t \quad (2.30)$$

gdzie:

$\mathbf{B}$  – macierz parametrów przy nieopóźnionych zmiennych wektora  $\mathbf{x}_t$ ,

$\Gamma_0$  – macierz parametrów przy zmiennych wektora  $\mathbf{d}_t$ ,

$\Gamma_i$  – macierz parametrów przy opóźnionych zmiennych wektora  $\mathbf{x}_t$ , ( $i = 1, \dots, r$ ),

$\xi_t$  – wektor reszt modelu.

---

<sup>31</sup> Opis konstrukcji i interpretacji funkcji odpowiedzi na impuls można znaleźć w pracy Kusideł [2000, s. 36 i dalsze].

Pomnożenie równania (2.30) przez  $\mathbf{B}^{-1}$  pozwala na pokazanie związku pomiędzy modelem (2.24) a jego postacią strukturalną (2.30). Wówczas:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{B}^{-1}\Gamma_0\mathbf{d}_t + \sum_{i=1}^r \mathbf{B}^{-1}\Gamma_i\mathbf{x}_{t-i} + \mathbf{B}^{-1}\xi_t. \quad (2.31)$$

Jeżeli przyjmiemy oznaczenia:  $\mathbf{B}^{-1}\Gamma_0 = \mathbf{A}_0$ ,  $\mathbf{B}^{-1}\Gamma_i = \mathbf{A}_i$ ,  $\mathbf{B}^{-1}\xi_t = \mathbf{e}_t$ , pozwoli to na otrzymanie modelu (2.24).

Zależność pomiędzy modelem (2.24) i (2.30) wynika stąd, że  $\mathbf{e}_t = \mathbf{B}^{-1}\xi_t$  pozwala na badanie interakcji pomiędzy zmiennymi wektora  $\mathbf{x}_t$ . Model (2.24) można bowiem przedstawić w postaci modelu *VMA*<sup>32</sup>, gdy  $r = 1$ :

$$\mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \sum_{i=0}^{\infty} \mathbf{A}_1^i \mathbf{e}_{t-i}, \quad (2.32)$$

gdzie  $\boldsymbol{\mu}$  jest wektorem średnich wartości zmiennych, co daje:

$$\mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \sum_{i=0}^{\infty} \mathbf{A}_1^i \mathbf{B}^{-1} \xi_{t-i}, \quad (2.33)$$

a gdy dokonane zostanie podstawienie  $\Phi_i = \mathbf{A}_1^i \mathbf{B}^{-1}$ , uzyskujemy:

$$\mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \xi_{t-i}. \quad (2.34)$$

Elementy macierzy  $\Phi_i$  stosowane są do określenia wpływu zaburzeń losowych  $\xi_t$  na przebieg zmian w czasie zmiennych  $\mathbf{x}_t$ , bowiem  $\phi_{jk}(i)$  mierzy wpływ zmiany w  $\xi_{k-t-i}$  na  $j$ -tą zmienną. Kolejne wartości  $\phi_{jk}(i)$  dla  $i = 0, 1, \dots, T$  tworzą funkcję odpowiedzi na impuls (*IRF – Impulse Reaction Function*), która określa zachowanie  $j$ -tej zmiennej w odpowiedzi na zaburzenia w resztach  $k$ -tej zmiennej. Najczęstszym sposobem prezentacji *IRF* jest wykres pokazujący zmianę w czasie reakcji  $j$ -tej zmiennej na zaburzenia w wysokości jednego odchylenia standardowego reszt  $k$ -tej zmiennej.

Ze względu na sposób wyznaczania wartości *IRF*, na ich wartość wpływa kolejność zmiennych składających się na wektor  $\mathbf{x}$  [por. Kusideł 2000, s. 38-40]. Uporządkowanie to ma tym większe znaczenie, im wyższe są współczynniki korelacji pomiędzy resztami modelu *VAR*. Gdy są one na tyle wysokie, że uporządkowanie zmiennych ma wpływ na wartość *IRF*, sposób uporządkowania jest określany w oparciu o dekompozycję błędu prognoz [Kusideł 2000, s. 41-43].

W rozdziale przedstawiono niektóre zagadnienia związane z opisem prawidłowości, jakie występują między zmienną zależną (w naszym przypadku ce-

<sup>32</sup> *Vector Moving Average*. Podobnie jak jednorównaniowe modele autoregresyjne (*AR*), model *VAR* można przedstawić w postaci średniej ruchomej – *VMA* [Kusideł 2000, s. 35 i dalsze; Osińska 2006, s. 215-216].

nami) a czynnikami wpływającymi na ich kształtowanie. Uwaga została skierowana przede wszystkim na wykorzystanie metod ekonometrycznych do wnioskowania i krótkookresowego prognozowania cen na podstawie danych empirycznych. Jest to więc ekonometria stosowana [Gajda 2004].

Prognoz uzyskanych w oparciu o modele ekonometryczne nie można traktować w sposób mechaniczny. Ich jakość uzależniona jest od wielu czynników, przede wszystkim od jakości danych statystycznych. Należy jednak pamiętać, że nawet najlepsze dane nie zapewnią poprawnej prognozy, jeśli zastosowany model będzie wadliwy, czy też dane nie będą dobrze odzwierciedlały rzeczywistości.

### **3. Modele równowagi cząstkowej sektora rolnego**

Analiza powiązań między poszczególnymi rynkami towarowymi oraz ocena wpływu różnych rozwiązań regulacyjnych jest możliwa do wykonania na wiele sposobów. W skali kraju, regionu lub świata oceny tej dokonuje się w oparciu o konstruowane modele nieformalne lub formalne. Wśród modeli formalnych najczęściej zastosowanie znajdują modele równowagi ogólnej i cząstkowej. Modele takie mogą być również wykorzystywane do przewidywania przyszłego stanu rynku [Baumel 2001; Wisner i in. 2002; Hamulczuk 2011].

Do najbardziej rozpowszechnionych modeli równowagi cząstkowej sektora rolnego należą model AGLINK-COSIMO oraz model FAPRI. Z ich wykorzystaniem corocznie przygotowywane są długookresowe projekcje dla najważniejszych rynków rolnych w świecie. Modele te nie obejmują Polski, a jedynie agregat, jakim jest Unia Europejska. Projekcje dla poszczególnych krajów UE można za to uzyskać wykorzystując model AGMEMOD. W kolejnych podrozdziałach przybliżymy istotę modeli równowagi cząstkowej oraz scharakteryzujemy ww. trzy modele.

#### **3.1. Istota modeli równowagi cząstkowej**

Równowaga rynkowa definiowana jest jako stan rynku, w którym wielkość popytu i podaży są sobie równe. W takich warunkach producenci nie mają motywacji do zmiany struktury produkcji, konsumenci nie mają motywacji do zmiany struktury konsumpcji, wielkości produkcji jest równa ich konsumpcji, zaś analizowana gospodarka osiąga najwyższy poziom na krzywej obojętności. Stanowi to walrasowskie rozumienie równowagi charakteryzującej gospodarkę w „stanie spoczynku”. Założeniem tej równowagi jest konkurencyjność wszystkich rynków i podporządkowanie mechanizmowi rynkowemu. W ujęciu neumannowskim gospodarka znajduje się w równowadze, jeśli może równomiernie zwiększać produkcję przy niezmienionej strukturze, przy czym zostaje zachowana pełna zgodność wzrostu technologicznego z ekonomicznym. Neoklasyczne ujęcie równowagi to pośrednia forma między walrasowską i neumannowską, zgodnie z którą gospodarka znajduje się w równowadze, jeżeli umożliwia równomierny wzrost wszystkich podstawowych wielkości ekonomicznych: czynników produkcji, produkcji (dochodu) i konsumpcji [Dąbrowski 2009].

Modele równowagi w formie zaprezentowanej przez Walrasa czy Marshalla podlegały i podlegają krytyce. Podkreśla się nieadekwatność neoklasycznych założeń dla modeli równowagi ogólnej do obserwowanej rzeczywistości.



Krytycy wskazują przede wszystkim na niedoskonałą mobilność i podzielność, niedoskonałą informację (zarówno stanów przyrody, jak i zachowań innych uczestników rynku), czy też ograniczoną racjonalność uczestników rynku. Oznacza to, że rynek nie osiąga równowagi w ujęciu klasycznym (supraoptymalnej), natomiast może dążyć do równowagi optymalnej. Równowaga optymalna jest teoretycznie możliwa do osiągnięcia pod warunkiem, że możemy przełamywać defekty koordynacji na poszczególnych rynkach. Przy czym kluczowe znaczenie ma założenie racjonalności działania podmiotów i związanej z tym awersji do ryzyka. Szerzej na ten temat pisze Dąbrowski [2009].

Równowaga zachodząca w całej gospodarce, czyli jednocześnie na wszystkich rynkach, nazywana jest równowagą ogólną. Z kolei, jeżeli rozpatrujemy równowagę na pojedynczych rynkach czy sektorach, określamy ją równowagą cząstkową. Modele równowagi ogólnej mają szerszą formułę zakładającą interakcje pomiędzy wszystkimi sektorami gospodarki, w tym między sektorem rolnym a pozostałymi. Stanowi to bezsprzecznie zaletę tego typu modeli. Z drugiej jednak strony, silnie zagregowana struktura modeli równowagi ogólnej powoduje, że modele te słabo odzwierciedlają interakcje wewnątrz sektorów. Również w niewystraszający sposób uwzględnione są w nich specyficzne cechy poszczególnych sektorów, w tym rolnictwa. Z tego powodu w analizie rozwoju poszczególnych sektorów wykorzystuje się modele równowagi cząstkowej.

Modele równowagi cząstkowej pozwalają na opis i analizę danego sektora na znacznie wyższym poziomie dezagregacji (szczegółowości) niż modele ogólnej równowagi gospodarki [Banse, Tagermann 1996; Tongeren i in. 2001]. Z uwagi na szczegółowe określenie powiązań pomiędzy poszczególnymi rynkami a instrumentami polityki ekonomicznej modele równowagi cząstkowej są często wykorzystywane do oceny zmian na rynkach rolnych, gdzie polityka państwa ma dosyć duże znaczenie. Modele te pozwalają szczegółowo analizować powiązania wewnątrz sektora i między sektorem a jego otoczeniem. Jest to istotne w rolnictwie, w którym występują powiązania wewnątrz- i międzygałęziowe. Ważne znaczenie ma także powiązanie rolnictwa z sytuacją na rynkach krajów sąsiednich i rynkami światowymi.

Koncepcja równowagi cząstkowej wywodzi się z teorii podaży i popytu Marshalla i dotyczy tylko jednego rynku lub sektora. Stan równowagi cząstkowej występuje wówczas, gdy na rynku  $i$ -tego towaru wielkość zrealizowanego popytu równa jest wielkości podaży. Stan równowagi statycznej, który pozwala na jednoczesne ustalenie ceny oraz ilości produktu, definiowany jest algebraicznie za pomocą dwóch równań (3.1, 3.2). Trzecie równanie wyraża równość pomiędzy popytem a podażą [Tomek, Robinson 2001]:

$$Q_t^d = \alpha - \beta P_t \quad (3.1)$$

$$Q_t^s = -\delta + \gamma P_t \quad (3.2)$$

$$Q_t^d = Q_t^s \quad (3.3)$$

gdzie:  $Q_t^d$  – popyt,  $Q_t^s$  – podaż,  $P_t$  – ceny, zaś  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\delta$ ,  $\gamma$  – parametry strukturalne (przyjmujące wartości większe od zera).

Podstawowym mankamentem statycznej analizy jest brak możliwości oceny sposobu dochodzenia do równowagi, jeżeli stan układu wyjściowego cechuje nierównowaga (np. wskutek wystąpienia szoku). Stąd w ujęciu dynamicznym do analizy włączany jest czynnik czasu, który pozwala na uwzględnienie relacji międzyokresowych. Dynamiczne ujęcie pozwala również na włączenie do modelu oczekiwań uczestników rynku (agentów) oraz uwzględnienie reakcji producentów na ceny z poprzednich okresów. Koncepcja dynamicznego ujęcia dostosowań rynkowych wydaje się bardziej przystawać do rzeczywistości panującej w rolnictwie, gdzie pomiędzy podjęciem decyzji produkcyjnych a pojawieniem się produktu na rynku upływa znaczny okres czasu.

W najprostszym ujęciu oczekiwania mogą mieć charakter naiwny, opisywany w postaci tzw. modelu pajęczyny popytowo-podażowej. W modelu tym popyt jest wyznaczany za pomocą równania (3.1), zaś wielkość podaży (produkcji) jest funkcją nie bieżących, ale przeszłych cen. Stąd równanie (3.2) zostaje zmodyfikowane do postaci  $Q_t^s = -\delta + \gamma P_{t-1}$ . Zatem cena równowagi w bieżącym okresie zależy nie tylko o elastyczności krzywych popytu i podaży w krótkim okresie, ale uwzględnia sytuację w okresach poprzednich i jest równa  $P_t = (\alpha + \delta) / (\beta + \gamma) P_{t-1}$ .

Rozwiązanie takiego układu równań pozwala określić przyszły poziom cen na danym rynku. W powyższym ujęciu model równowagi cząstkowej ma charakter bardzo uproszczony, ponieważ brana pod uwagę jest tylko cena jednego dobra przy założeniu niezmienności cen wszystkich innych towarów. Do opisu podaży i popytu przez poszczególne równania można wykorzystywać bardziej szczegółowe informacje dotyczące poszczególnych części składowych. Na przykład podaż całkowita może stanowić sumę produkcji, poziomu zapasów z poprzedniego okresu i wielkości importu.

Włączenie do analizy dodatkowych dóbr z danego sektora pozwala na uwzględnienie interakcji międzyrynkowych. Od strony popytowej oznacza to, że popyt na dobro ( $i$ ) będzie funkcją nie tylko jego bieżących cen, ale również cen innych produktów mających charakter substytucyjny i komplementarny. Strona podażowa również ulega modyfikacjom. W rzeczywistości (w zależności od stopnia specjalizacji) producenci mają możliwość ulokowania swoich zasobów (czynników produkcji) w różne alternatywne zastosowania. Stąd też wielkość

produkcji będzie zależała od relacji między oczekiwanymi cenami rozważanego dobra (i) a cenami innych dóbr (oczekiwania bazują na przeszłości), które producent może wytwarzać. Jeżeli dodamy do tego koszty (wycenę czynników produkcji), to obraz równowagi komplikuje się coraz bardziej.

Mimo wzrostu szczegółowości rozważań jest to ciągle model równowagi cząstkowej, ponieważ szereg interakcji ma charakter jednostronny. Wiele zmiennych wpływających na stan sektora jest danych z zewnątrz. Mówimy tutaj głównie o uwarunkowaniach makroekonomicznych w postaci zmiennych, takich jak: populacja, technologia, PKB, stopy procentowe czy kurs walutowy. W ramach modelu nie rozpatruje się równowag w innych sektorach, czy równowagi w ujęciu globalnym (światowym). Gdybyśmy równowagę rozpatrywali na wszystkich (n) powiązanych ze sobą rynkach, to mielibyśmy do czynienia ze stanem równowagi ogólnej.

W modelach równowagi cząstkowej dotyczących sektora rolnego uwzględnia się szereg innych, oprócz makroekonomicznych, interakcji mających na celu jak najwierniejsze przybliżenie rzeczywistości. Mogą one mieć charakter jednostronny bądź wielostronny. Należy do nich sposób uwzględnienia instrumentów polityki handlowej, polityk sektorowych czy powiązania rynku z uwarunkowaniami światowymi. Zatem następuje przybliżenie modelu do rzeczywistości, w której decyzje producentów i konsumentów podejmowane są w świecie odbiegającym od konkurencji doskonałej. Przykładowo, producent podejmując decyzje kieruje się nie tylko relacjami cen do kosztów, ale bierze pod uwagę potencjalne korzyści pozarynkowe możliwe do uzyskania dzięki interwencji państwa.

Mimo że koncepcja równowagi ma długą historię, to relatywnie od niedawna stosuje się modele mające charakter aplikacyjny (*computable*). Podstawą do ich tworzenia jest teoria równowagi ogólnej i cząstkowej. Z uwagi na ograniczenia w sferze danych statystycznych oraz technik obliczeniowych modele te mają charakter uproszczony i bazują na szeregu upraszczających założeń.

Modele równowagi cząstkowej wykorzystuje się w dwóch zasadniczych celach. Po pierwsze, modele umożliwiają wykonywanie prognoz. Po drugie, pozwalają na przeprowadzanie symulacji. Prognozy pochodzące z modeli równowagi nazywane są często projekcjami<sup>33</sup> lub też scenariuszem bazowym (*baseline*

---

<sup>33</sup> Termin *projekcja* wydaje się bardziej bezpieczny dla osoby lub ośrodka, który ją przygotowuje, ponieważ zawsze może wskazać, że błąd wynika z przyjętych, często na podstawie innych badań, założeń. Oznaczenie *projekcja* jest stosowane i podkreślane w przypadku instytucji publicznych, np. NBP, który podkreśla, że w przeciwieństwie do banków komercyjnych, NBP swymi działaniami istotnie wpływa na rozwój sytuacji gospodarczej. Gdyby zatem NBP

*scenario*). Jest to najbardziej prawdopodobny obraz rzeczywistości w świetle obecnej wiedzy i przyjętych założeń co do zmiennych egzogenicznych. Jeżeli założenia nie mają charakteru hipotetycznego, ale najbardziej prawdopodobne, wówczas projekcje takie można nazywać prognozami. Długookresowe projekcje sektora rolnego w przypadku kilku modeli równowagi cząstkowej są regularnie publikowane wraz z obszernym uzasadnieniem i interpretacją wyników. Raporty te noszą nazwę Agricultural Outlook.

Praktycznie tylko trzy instytucje: USDA (United States Department of Agriculture), FAPRI (Food and Agricultural Policy Research Institute) oraz wspólnie OECD i FAO (Organisation for Economic Co-operation and Development, Food and Agriculture Organization) przygotowują corocznie raporty (Agricultural Outlooks) obejmujące charakterystykę światowych rynków rolnych i ich projekcje na okres 8-10 lat. Projekcje takie są oparte na pewnych założeniach dotyczących kształtowania się zmiennych egzogenicznych, takich jak: pogoda, założenia makroekonomiczne czy założenia dotyczące kształtowania się polityki rolnej i handlowej. Zakłada się typowe zachowania, jeżeli chodzi o pogodę czy wzrost gospodarczy (lub dążenie do średniego tempa wzrostu po wystąpieniu szoku) oraz status quo polityki ekonomicznej i handlowej.

Scenariusz bazowy stanowić może punkt odniesienia dla scenariuszy alternatywnych zakładających inne zachowania zmiennych egzogenicznych. Takie porównania noszą nazwę symulacji. Przykładem symulacji może być ocena wpływu reformy likwidacji kwot na sektor rolny [Hamulczuk, Hertel 2009].

### **3.2. Model AGLINK-COSIMO**

Spośród modeli równowagi cząstkowej model AGLINK-COSIMO zyskał największą popularność. Stanowi on połączenie modelu AGLINK rozwijanego od 1992 roku przez OECD oraz modelu COSIMO będącego w gestii FAO. Połączenie obydwu modeli nastąpiło w roku 2004, zaś widocznym efektem współpracy są 10-letnie projekcje publikowane jako OECD-FAO Agricultural Outlook. Model ten koncentruje się nie tylko na wskazywaniu kierunków zmian w przyszłości, ale też pozwala na ocenę potencjalnego wpływu zmian polityki rolnej i handlowej na rolnictwo w perspektywie średnioterminowej. Ważnym elementem publikacji są analizy wrażliwości modelu na szoki egzogeniczne.

Model AGLINK ma swoje korzenie w statycznym modelu MTM (Ministerial Trade Mandate). Model MTM w swoim pierwotnym założeniu miał na

---

przygotowywał prognozy takie same jak inne ośrodki, znaczyłoby to, że w znacznej mierze musiałyby prognozować swoje własne zachowanie. Aby tego uniknąć, NBP zamiast prognoz publikuje projekcje. Wynika to z mikroekonomicznego charakteru prognoz.

celu analizę efektów redukcji protekcji i barier handlowych. Pierwsze publikacje projekcji i wyników symulacji zostały opublikowane w roku 1987. Z uwagi na statyczny charakter model MTM nie spełniał pokładanych w nim nadziei, stąd w 1989 roku rozpoczęto prace nad modelem AGLINK, który miałby większe możliwości oceny ścieżki dochodzenia do równowagi w wyniku szoku, którym jest np. zmiana polityki. Pierwszy raport (The OECD Agricultural Outlook) używany na podstawie nowego modelu ukazał się w roku 1995. Od tego czasu publikacje te ukazują się regularnie w pierwszej połowie roku.

Model AGLINK jest dynamicznym, rekursywnym modelem równowagi cząstkowej rolnictwa OECD i wybranych krajów oraz regionów spoza OECD. Obejmuje on roczną podaż, popyt i ceny głównych surowców rolnych wytwarzanych, konsumowanych i wymienianych w każdym z krajów (regionów) reprezentowanych w modelu. W ramach ogólnej struktury modelu uwzględnia się specyfikę gospodarczą obserwowaną w poszczególnych krajach, szczególnie w kwestii polityki rolnej.

W 2004 roku model AGLINK został rozszerzony o komponent COSIMO (Commodity Simulation Model). Ogólna struktura modelu COSIMO rozwijanego przez specjalistów z FAO została dopasowana do struktury modelu AGLINK. Jeżeli chodzi o parametry behawioralne, to model COSIMO jest kontynuacją prac podejmowanych w ramach modelu WFM (World Food Model). Uwzględnienie modułu COSIMO pozwoliło na rozszerzenie modelu AGLINK o bardziej szczegółowe analizy dla krajów/regionów, które nie należą do OECD. Głównie chodzi tutaj o kraje rozwijające się. Niemniej jednak należy pamiętać, że nie wszystkie moduły (rynków towarowe) modeli AGLINK i COSIMO są w pełni zintegrowane ze sobą.

Ogólnie właściwości modelu AGLINK-COSIMO można ująć w trzech punktach [OECD 2007]:

1. AGLINK-COSIMO jest rekursywnym, dynamicznym modelem równowagi cząstkowej dla najważniejszych surowcowych rynków rolnych świata. Rynki nierolnicze nie są modelowane, a ich wpływ na rolnictwo uwzględnia się w sposób egzogeniczny.
2. Zakłada się, że poszczególne rynki rolne są konkurencyjne. Oznacza to, że sprzedający i kupujący nie posiadają przewag konkurencyjnych wynikających z ich pozycji monopolowej, a poziom cen rynkowych jest wynikiem równowagi rynkowej popytu i podaży w ujęciu globalnym lub regionalnym.
3. Przyjmuje się, że produkty rolne wytwarzane i wymieniane w różnych krajach są uznawane przez kupujących jako doskonałe substytuty. Oznacza to, że importerzy czy konsumenci nie dokonują rozróżnienia produktu ze względu na kraj jego pochodzenia.

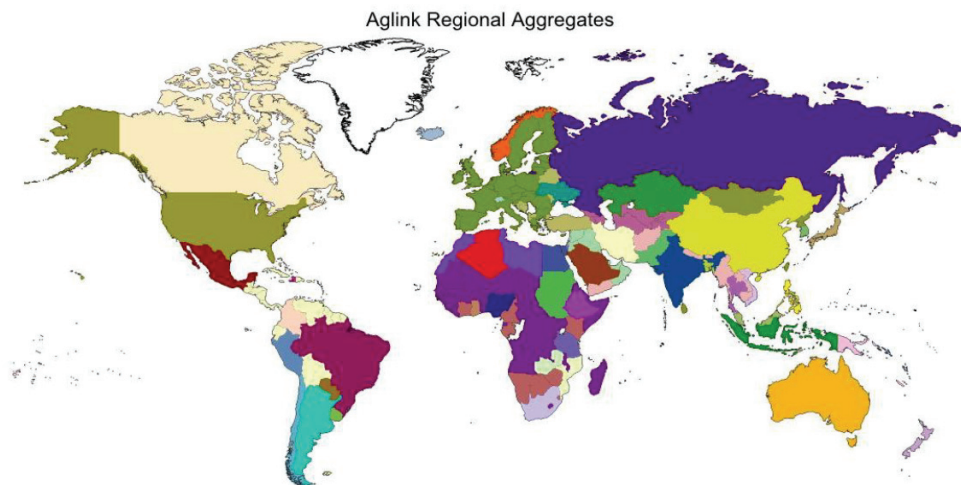
Cena równowagi ustalana jest jako poziom, przy którym następuje „wyczyszczenie rynku”. To znaczy, że popyt globalny równy jest globalnej podaży. Rolę cen światowych pełnią ceny referencyjne notowane w krajach, regionach czy portach uznawanych za wyznacznik dla cen w świecie. Równania behawioralne łączące popyt i podaż z cenami mają w większości przypadków charakter liniowy dla logarytmów poszczególnych zmiennych. Współczynniki tych równań odzwierciedlają elastyczności cząstkowe i pochodzą z różnych źródeł. Część współczynników jest uzyskiwana w wyniku estymacji równań metodami ekonometrycznymi, niektóre pochodzą z innych modeli (WFM czy bazy współczynników elastyczności modelu FAPRI) albo też przyjmowane są na podstawie szeroko rozumianej literatury. Z uwagi na dynamiczny charakter modelu, niektóre równania (głównie związane z produkcją) uwzględniają opóźnienia czasowe sięgające nawet kilku lat. Wpływa to w oczywisty sposób na ścieżkę dochodzenia do równowagi rynkowej (stabilizacji), która przypomina model pączęzyny popytowo-podażowej [OECD 2007, Uebayashi 2008].

Dla większości krajów (regionów) przyjmuje się założenie małej otwartej gospodarki, a co za tym idzie, zakłada się, że zmiany cen tam notowanych nie odbiegają od zmian cen światowych. Ceny krajowe są wówczas funkcją cen światowych (przekonwertowanych na walutę danego kraju). Różnice między ceną krajową a światową wynikają z uwzględnienia kosztów transportu, jakości produktów czy wpływu polityki handlowej (taryfy, podatki, subsydia itp.) [OECD 2007].

Saldo wymiany handlowej ustalone może być w różny sposób, w zależności od statusu kraju, który to status determinowany jest prowadzoną polityką rolną i handlową. W skrajnym przypadku, dla krajów o restrykcyjnej polityce handlowej, można poziom wymiany handlowej założyć (np. w oparciu o kontyngenty importowe). Natomiast w przypadku braku barier w wymianie handlowej saldo wymiany handlowej jest zmienną rezydualną produkcji krajowej i zużycia krajowego.

Model AGLINK-COSIMO w ujęciu terytorialnym obejmuje praktycznie cały świat (rys. 3.2.1) w podziale na kraje oraz regiony. W roku 2012 został podzielony na 42 kraje i regiony [OECD/FAO 2012]. Przy czym status niektórych krajów (regionów) w modelu ma charakter egzogeniczny, tzn. te rynki towarowe nie są modelowane, ale przyjęte w formie założenia. Należy podkreślić, że Unia Europejska występuje w postaci jednego regionu (agregatu), który jest podzielony na stare i nowe kraje członkowskie.

### Rysunek 3.2.1. Agregacja przestrzenna modelu AGLINK-COSIMO



*Źródło: Pérez Domínguez i in. 2012.*

Modelowaniem objęto większość najważniejszych surowcowych rynków rolnych. Należą do nich: zboża (w podziale na pszenicę, zboża paszowe, ryż), rośliny oleiste (w podziale na różne rośliny i na rozdysponowanie produkcji – nasiona, pasze i olej), cukier, mleko i jego produkty, mięso (wołowina i cielęcina, wieprzowina, drób, baranina), jaja oraz ryby i owoce morza. W ostatnich latach dodano również model rynku biopaliw. Można powiedzieć, że w przypadku każdego regionu (lub kraju) mamy do czynienia z modelami poszczególnych rynków towarowych. Jednak stopień szczegółowości modelowania poszczególnych rynków jest zróżnicowany w zależności od kraju czy regionu.

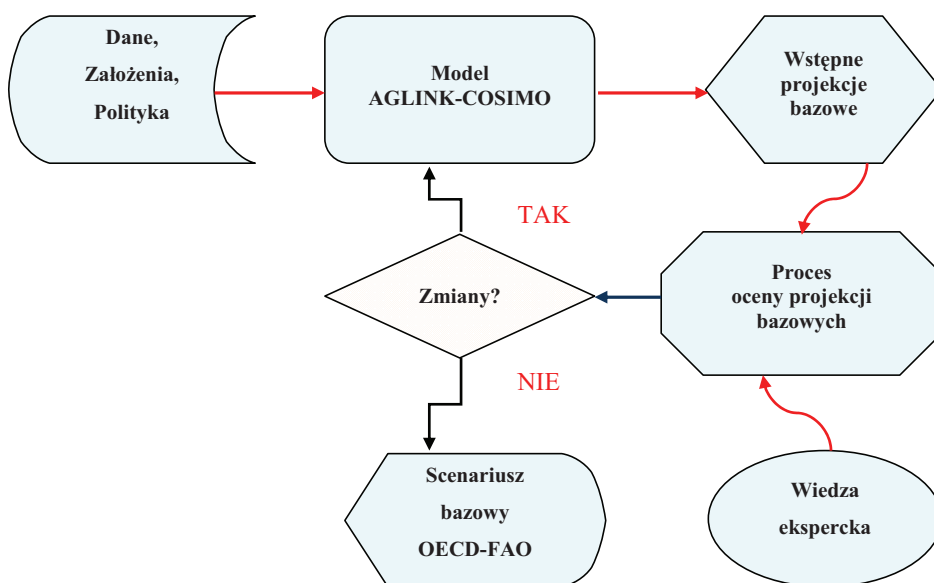
Poszczególne rynki towarowe powiązane są ze sobą związkami o charakterze substytucyjnym i komplementarnym. Popyt na żywność jest funkcją cen, dochodów oraz liczby ludności. Popyt paszowy jest funkcją pogłowia zwierząt oraz cen. Z kolei popyt na biopaliwa jest uwarunkowany instytucjonalnymi wymaganiami. Produkcja poszczególnych produktów rolnych generalnie jest funkcją wydajności, przeszłych cen (w tym względnych) oraz potencjalnych korzyści z polityki rolnej.

Można uznać, że modele dla poszczególnych krajów (regionów) są w pewnym sensie modelami niezależnymi. Jednak istnieje procedura agregacji poszczególnych modułów modelu AGLINK-COSIMO w całość w czasie tworzenia projekcji bazowej. W ostatecznym rozrachunku, aby uzyskać projekcje, cały model jest optymalizowany. Można również rozwiązywać model dla poszczególnych krajów indywidualnie traktując pozostałe zmienne jak egzoge-

niczne. Sama struktura zagregowanego modelu oraz sposób uzyskiwania równowagi nie jest do końca jasno określony, a brak aktualnej literatury nie ułatwia zrozumienia całości powiązań.

Model AGLINK-COSIMO stanowi centrum i najważniejsze narzędzie tworzenia scenariuszy: bazowego i alternatywnych w horyzoncie 10 lat. Scenariusz bazowy stanowi projekcję, która ma charakter prognozy. Sam proces tworzenia scenariusza bazowego nie jest zautomatyzowany, jak to bywa w przypadku modeli ekonometrycznych czy opartych na programowaniu optymalizacyjnym, ale zawiera dużą dozę wiedzy eksperckiej i ma charakter pewnego algorytmu (rys. 3.2.2).

**Rysunek 3.2.2. Proces tworzenia scenariusza bazowego przez OECD-FAO**



Źródło: opracowanie własne na podstawie Blanco-Fonseca (2010).

Z uwagi, że AGLINK-COSIMO jest modelem równowagi cząstkowej należy przyjąć szereg założeń dotyczących czynników egzogenicznych, liczby ludności, technologii produkcji czy kształtu polityki ekonomicznej (makroekonomicznej, handlowej i rolnej). Szczegółowe ujęcie polityk rolnych stanowi o sile modelu AGLINK-COSIMO i wyróżnia go na tle innych modeli [Burrell (red.) 2010]. Spośród zmiennych makroekonomicznych są cztery podstawowe pozycje wskaźników [OECD 2007]:

1. PKB wyrażony w postaci indeksu i stanowiący zmienną *proxy* informującą o zmianach dochodów konsumentów.



2. Deflatory wydatków konsumenckich i deflator PKB (dla uchwycenia inflacji i kosztów produkcji).
3. Kursy walutowe.
4. Ceny ropy naftowej.

Projekcje powyższych zmiennych przyjmuje się na podstawie analiz Departamentu Ekonomicznego OECD (Economic Outlook), publikacji Banku Światowego, jak również innych dostępnych źródeł. W okresie objętym horyzontem projekcji przyjmuje się też przeciętne warunki pogodowe oraz zmiany produktywności zgodnie z trendami obserwowanymi w okresie historycznym. Koszty produkcji są przybliżone w postaci indeksu kosztów będącego agregatem między innymi deflatora PKB, cen ropy, cen nawozów, kursu walutowego. Indeksy kosztów są zróżnicowane w zależności od rodzaju produkcji [OECD/FAO 2012].

W ostatnich latach część analiz jest wykonywana z użyciem modelu stochastycznego zamiast modelu deterministycznego [OECD 2011, 2012]. W modelu deterministycznym zakłada się jeden zestaw zmiennych egzogenicznych (jeden ich scenariusz). W modelu stochastycznym zmienne egzogeniczne (plony, ceny ropy, ceny nawozów, zmienne makroekonomiczne) poddaje się eksperymentom symulacyjnym uzyskując wiele stanów zmiennych egzogenicznych. Na tej podstawie dokonuje się wielokrotnego optymalizowania (rozwiązywania) formalnego modelu AGLINK-COSIMO uzyskując różne wyniki w formie rozkładu. Stanowią one podstawę oceny niepewności (a co za tym idzie – ryzyka) formułowanych projekcji bazowych na poszczególnych rynkach.

Podstawą właściwych projekcji są dane dla poszczególnych rynków towarowych mające charakter bilansów. Pochodzą one głównie ze źródeł krajowych lub baz danych OECD i FAOSTAT. W przypadku modułu OECD (model AGLINK) część danych uzyskiwana jest w drodze rozsyłanych na początku roku kwestionariuszy z pytaniami dotyczącymi perspektyw rozwojowych poszczególnych rynków oraz ewolucji polityki rolnej i handlowej w okresie objętym projekcją. Dane te (uzupełnione o inne źródła) stanowią wstęp do projekcji modułów krajowych i regionalnych [Conforti, Londero 2001; Blanco-Fonseca 2010].

Jeżeli chodzi o kraje nie należące do OECD, to wstępne projekcje modelu COSIMO są kombinacją wyników pochodzących z formalnego modelu oraz opinii analityków (ekspertów) FAO. W obydwu przypadkach brane są pod uwagę różne zewnętrzne źródła w celu uzupełnienia wiedzy na temat głównych czynników determinujących zachowanie rynków rolnych (informacje o zmiennych egzogenicznych). Na podstawie tych założeń dokonuje się

wstępnej kalibracji modeli dla poszczególnych krajów [Blanco-Fonseca 2010, OECD/FAO 2012].

W kolejnym kroku następuje połączenie modeli krajowych i regionalnych w całość i ich optymalizacja, przez co uzyskuje się wstępne globalne projekcje bazowe. Projekcje te porównywane są z ocenami uzyskanymi z kwestionariuszy czy wstępnych projekcji modułu COSIMO. Weryfikacja uzyskanych wyników jest dokonywana najpierw przez ekspertów z FAO oraz OECD, następnie przez ekspertów krajowych (regionalnych) z OECD Commodity Working Groups (dokonywana na początku roku). W tworzenie projekcji bazowej i jej ewaluację zaangażowanych jest wielu ekspertów z dziedziny polityki rolnej i poszczególnych rynków rolnych. Ma to swoje zalety i wady. Z jednej strony uczestnictwo ekspertów z poszczególnych krajów zwiększa prawdopodobieństwo uwzględnienia specyfiki poszczególnych krajów, z drugiej zaś powoduje trudności uwzględniania często skrajnych opinii [Uebayashi 2008, OECD/FAO 2012].

Na podstawie powyższych opinii dokonuje się modyfikacji założeń w tych obszarach, w których występują największe rozbieżności. Dzięki temu system modelowania rynków rolnych w ramach modelu AGLINK-COSIMO pozwala na uzyskanie wzajemnej zgodności projekcji w wyniku przyjęcia pewnego konsensusu co do kształtowania się czynników wpływających na rynek rolny [OECD 2007, OECD/FAO 2012].

Po dokonaniu zmian nowy scenariusz bazowy jest generowany na podstawie formalnego modelu AGLINK-COSIMO. Uaktualniony scenariusz bazowy jest znowu poddawany weryfikacji. W przypadku braku większych zastrzeżeń na tej podstawie przygotowuje się wstępny zarys publikacji (Agricultural Outlook), który dyskutowany jest przez Senior Management Committee w FAO oraz przez Working Party on Agricultural Policies and Markets of the Committee for Agriculture w OECD. Po uwzględnieniu uwag następuje publikacja raportu.

### **3.3. Model FAPRI**

Instytut FAPRI (Food and Agricultural Policy Research Institute) jest wspólnym przedsięwzięciem Iowa State University oraz University of Missouri, Columbia, utworzonym w roku 1989. Z czasem konsorcjum powiększało się o inne jednostki (np. University of Arkansas czy University of Wisconsin), które biorą aktywny udział podczas modelowania i przygotowywania długookresowych projekcji i symulacji. Głównym odbiorcą opracowań FAPRI (i fundatorem finansującym badania) jest senacka komisja ds. rolnictwa, żywienia (nutrition) i leśnictwa oraz komisja ds. rolnictwa Izby Reprezentantów USA. Oprócz nich

z opracowań korzysta USDA, inne agencje rządowe, organizacje farmerskie oraz wszyscy, którzy są tym zainteresowani, jako że prognozy i symulacje powstałe na podstawie modelu są bezpłatnie upowszechnione na stronach internetowych FAPRI. Możliwości rozbudowy modelu są bezsprzecznie związane z ewaluacją wpływu zmian w amerykańskiej polityce rolnej (Farm Bill) na poszczególne rynki, jak i analizą wpływu zmian w zakresie polityki rolnej UE (CAP) oraz porozumień międzynarodowych w ramach GATT/WTO [Meyers i in. 2010].

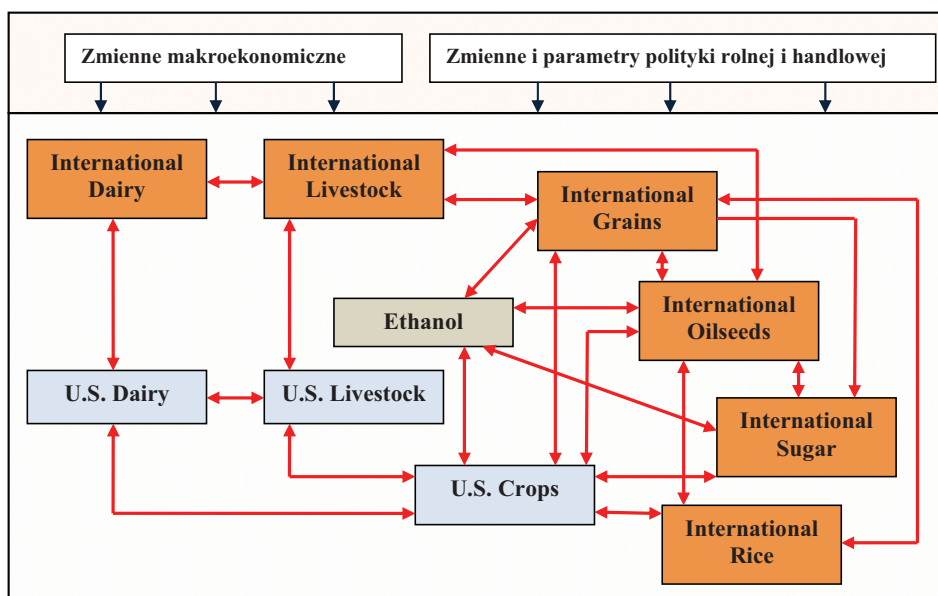
Publikowane corocznie raporty (FAPRI US and World Agricultural Outlook) są przygotowywane w oparciu o szeroką bazę danych, wyniki modelowania oraz proces oceny merytorycznej dokonywanej przez ekspertów [FAPRI 2011]. Cały raport przygotowywany jest przy wykorzystaniu podejścia iteracyjnego. Obejmuje ono elementy modelowania wraz z dużą dozą wiedzy eksperckiej. Mimo że proces ten ewaluował na przestrzeni ostatnich ponad 25 lat, ogólnie określa się go jako *FAPRI approach*.

Modelowanie ma swoje źródła w procesie tworzenia raportów (Outlook) przez USDA-ERS. Wynika to z faktu, że w momencie powstania instytutu wielu pracowników FAPRI miało doświadczenia z pracy w USDA-ERS. Proces tworzenia raportu w przypadku FAPRI bardziej polega na wykorzystaniu modelowania niż w przypadku USDA, gdzie Outlook opiera się na wiedzy ekspertów. Nie można też nie doceniać roli ekspertów i analityków, których wiedza pozwala na jak najwierniejsze odzwierciedlenie specyfiki poszczególnych rynków [Meyers i in. 2010].

Proces przygotowania samego raportu odbywa się w ciągu dwóch tygodni raportowych (*baseline weeks*). Jest to proces iteracyjny zbliżony do zaprezentowanego w rozdziale 3.2. W pierwszym kroku mamy do czynienia z indywidualnym modelowaniem amerykańskich i międzynarodowych rynków surowcowych oraz zmiennych egzogenicznych. Następnie badacze zajmujący się modelowaniem poszczególnych rynków spotykają się podczas paneli dyskusyjnych dzieląc się swoimi wynikami. Kluczowymi zmiennymi są w tym przypadku ceny oraz wielkość bilansu handlowego. Spotkania panelowe pozwalają na uzyskanie dodatkowych informacji na temat powiązanych rynków oraz na dokonanie korekty modeli. Procedura iteracyjna (poprawa równań modelu i dyskusje) jest dokonywana dotąd, aż wszystkie rynki znajdą się w stanie równowagi. Uzyskuje się w ten sposób scenariusz bazowy, którego wstępne projekcje są oceniane przez panel ekspertów wewnętrznych FAPRI, pracowników różnych departamentów USDA, przedstawicieli organizacji międzynarodowych, doradztwa czy przemysłu. Uwagi merytoryczne co do realności projekcji brane są pod uwagę przed ostatecznym opublikowaniem raportu [FAPRI 2011].

Model FAPRI jest zbiorem modeli równowagi cząstkowej obejmujących modele rynku USA oraz międzynarodowych rynków zbóż, roślin oleistych, bawełny, ryżu, cukru, mleka oraz produktów zwierzęcych (rys. 3.3.1). W ostatnich latach został rozbudowany komponent biopaliw, jako że wpływ tego kierunku zagospodarowania produkcji rolnej jest coraz większy. Model FAPRI to ponad trzy tysiące równań wyjaśniających zachowanie zmiennych określających rynek rolny (amerykański i światowy) i jego poszczególne komponenty.

Rysunek 3.3.1. Interakcje w modelu FAPRI



Źródło: opracowanie własne na podstawie Meyers i in. [2010].

Modele poszczególnych rynków są modelami dynamicznymi reprezentującymi obecnie 26 najważniejszych, z gospodarczego punktu widzenia, krajów (regionów) oraz pozostałą część reprezentowaną w postaci agregatu – Reszta świata (Rest of the World). Można zauważyć, że analogiczne modele amerykańskie i pozostałych rynków światowych charakteryzują się dość dużym zróżnicowaniem biorąc pod uwagę szczegółowość modelowania różnych aspektów rzeczywistości. Główny nacisk położony jest na rynki amerykańskie, które znacząco przewyższają pozostałe rynki, jeżeli chodzi o szczegółowość ujęcia polityki rolnej. Unia Europejska występuje w modelu w postaci agregatu UE-27. Polska do roku 2004 była uwzględniana w projekcjach, zaś po tym okresie znalazła się w ramach UE-27 [Hamulczuk 2011].

Strukturę modelu tworzą trzy komponenty: komponent egzogeniczny, komponent obejmujący rynki amerykańskie (U.S.) oraz komponent światowy (International) (rys. 3.3.1). Z jednej strony modele dla poszczególnych rynków towarowych są częściowo niezależne od siebie, bo zajmują się nimi różne osoby i instytucje w ramach konsorcjum. Z drugiej jednak strony, poszczególne rynki są powiązane ze sobą stroną popytową lub podażową, a także cenami. Stopień współzależności wzrasta wraz z ilością spotkań konsultacyjnych w ramach konsorcjum. Kierunki zależności przedstawiono w postaci strzałek na rysunku 3.3.1. Przykładowo, modele (rynk) mleka i produktów zwierzęcych pozwalają określić popyt paszowy na zboża, zaś zmienne makroekonomiczne determinują popyt konsumpcyjny. Inne rynki roślinne (zboża, oleiste, ryż, cukier) dostarczają informacji umożliwiających określenie względnych wskaźników opłacalności produkcji poszczególnych roślin, a tym samym są podstawą rozdysponowania gruntów pod zasiewy.

Dane dla poszczególnych krajów/regionów czy świata mają typowo bilansowy charakter: Zapasy początkowe + Produkcja + Import = Zapasy końcowe + Zużycie + Eksport. Pochodzą z baz danych USDA-FAS oraz innych źródeł. Produkcja jest iloczynem wydajności (np. plonów na hektar, mleczności czy też wydajności rzeźnej) oraz zasiewów czy też pogłowia zwierząt. Zużycie jest dzielone na konsumpcję, zużycie na pasze i zużycie przemysłowe. Po to, aby następowała równowaga na danym rynku, jedna ze zmiennych (najczęściej eksport lub import) pełni rolę zmiennej rezydualnej. Cena krajowa (regionalna) jest modelowana z reguły jako funkcja ceny światowej za pomocą równania transmisji cenowej. Cena światowa jest ceną równowagi zapewniającą zachowanie równowagi bilansowej [FAPRI 2011].

Modele poszczególnych rynków są również powiązane z pełniącymi rolę zmiennych egzogenicznych zmiennymi polityki makroekonomicznej, sektorowej i handlowej. Model FAPRI wyróżnia się szczegółowym ujęciem instrumentów polityki rolnej przybliżającym ich oddziaływanie do wpływu obserwowanego w rzeczywistości. Do instrumentów tych należą m.in.: dopłaty do eksportu, taryfy i kwoty eksportowe, subsydia eksportowe, ceny interwencyjne czy wskaźniki przymusowego odłogowania. W ostatnich latach ważnym elementem polityki wpływającym na stronę popytową są wskaźniki wykorzystania biopaliw (compulsory blending). Poszczególne polityki rolne i handlowe w modelu wpływają na decyzje agentów po stronie popytowej lub podażowej. Przykładowo, utrzymanie taryf celnych hamujących import powoduje wzrost cen, przez co mamy do czynienia ze wzrostem produkcji oraz spadkiem konsumpcji, a w efekcie poprawą bilansu handlowego. W przypadku projekcji bazowych zakłada się brak zmian polityk lub zmiany zgodnie z przyjętymi i znanymi już porozumieniami. W modelu FAPRI

mamy do czynienia z różnym stopniem szczegółowości ujęcia polityk. Polityki dotyczące Stanów Zjednoczonych są bardziej szczegółowo ujęte w modelu niż innych krajów, w tym UE [Blanco-Fonseca 2010].

Zmiennymi egzogenicznymi są również zmienne makroekonomiczne, takie jak PKB, liczba ludności czy zmiany kursów walutowych. Źródłem danych makroekonomicznych jest Międzynarodowy Fundusz Walutowy (IMF). Zmienne te są istotne, jeżeli chodzi o długookresowe projekcje. Wielkości PKB oraz liczba ludności determinują zmiany popytu konsumpcyjnego na świecie, jak i w poszczególnych krajach. Ważne znaczenie odgrywa kurs walutowy, który określa względną opłacalność produkcji w ujęciu przestrzennym (międzynarodowym) oraz kierunki handlu zagranicznego. W przypadku FAPRI projekcje zmiennych makroekonomicznych są przyjmowane za IHS Global Insight [FAPRI 2011].

Instytut FAPRI generalnie specjalizuje się w odpowiedziach na pytanie „co-jeśli”. Przez wiele lat głównym narzędziem wykorzystywanym w analizach był model deterministyczny, który pozwalał na uzyskanie punktowych estymacji poszczególnych zmiennych obrazujących poszczególne rynki. Z uwagi na pewne ograniczenia tego podejścia FAPRI wdrożyło model stochastyczny i sukcesywnie dokonuje jego ulepszeń. Model ten jest wykorzystywany do analiz amerykańskich rynków rolnych oraz rynku biopaliw. Natomiast projekcje rynków światowych nadal pochodzą z modelu deterministycznego. Model stochastyczny pozwala na wskazanie źródeł zmienności na rynkach rolnych i rynku biopaliw. Więcej na temat korzyści z modelowania stochastycznego oraz struktury równań stochastycznego modelu FAPRI można znaleźć w opracowaniach: [Westhoff i in. 2006; Westhoff i in. 2008; FAPRI 2011a].

### **3.4. Model AGMEMOD**

Model AGMEMOD<sup>34</sup> jest modelem sektora rolnego Unii Europejskiej opracowanym w ramach 5 i 6 Projektu Ramowego Unii Europejskiej (FP5 i FP7). Stanowi on rozwinięcie modelu GOLD<sup>35</sup> będącego odpowiednikiem modelu FAPRI dla kilku najważniejszych krajów UE. Szczegółowo na temat modelu GOLD piszą: Binfield i in. [2005], Hanrahan [2001], Westhoff [2001]. W ramach FP5 i FP6 zaadaptowano model FAPRI-GOLD do specyfiki krajów europejskich i opracowano wspólne procedury budowy, estymacji i weryfikacji modelu, tak aby umożliwić połączenie modeli krajowych w spójną całość po-

---

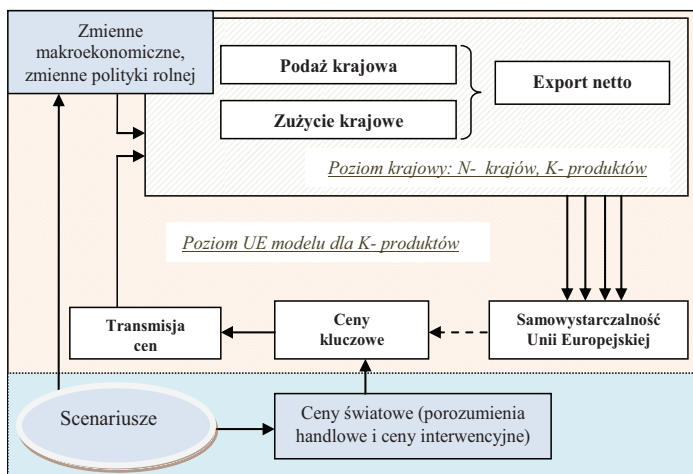
<sup>34</sup> Akronim pochodzi od słów angielskich: Agriculture, Macro, Economic, Modeling. Jest on zagregowanym modelem rolnictwa dla UE, na który składa się kombinacja modeli krajowych.

<sup>35</sup> GOLD – Grains, Oilseeds, Livestock, Dairy.

zwalając tym samym na opracowanie łącznych prognoz dla krajów „piętnastki” oraz nowych krajów członkowskich [Chantreuil, Hanrahan 2007]. Jednocześnie trwają prace nad rozszerzeniem modelu o niektóre kraje bałkańskie, Rosję, Ukrainę i Turcję czy Kazachstan.

AGMEMOD jest modelem ekonometrycznym, dynamicznym, wieloproduktowym. Modelowaniem objęte są najważniejsze rynki: zbóż, roślin oleistych, roślin okopowych, artykułów mleczarskich, mięsa (wołowego, wieprzowego, drobiowego, baraniny) oraz szereg mających mniejsze znaczenie rynków, np.: jabłek, pomidorów, tytoniu, roślin białkowych, bawełny, oliwy z oliwek, owoców cytrusowych czy wina. Należy podkreślić, że nie wszystkie rynki towarowe są uwzględniane w modelach krajowych. Wykorzystywane dane statystyczne mają charakter danych bilansowych w ujęciu rocznym. Ich źródłem jest Eurostat, źródła krajowe (w przypadku Polski GUS, IERiGŻ, ARR) czy oszacowania ekspertów. Ogólną strukturę modelu przedstawiono na rysunku 3.4.1.

Rysunek 3.4.1. Struktura modelu AGMEMOD



Źródło: opracowanie własne na podstawie Chantreuil i in. (red.) [2012].

Każdy rynek jest modelowany za pomocą zestawu równań behawioralnych i tożsamościowych. Modele na poziomie krajowym są dynamicznymi modelami równowagi cząstkowej, na które składa się strona popytowa, podażowa, ceny oraz międzynarodowe powiązania handlowe (eksport, import). Dynamiczny charakter modelu związany jest z rekurencyjnym układem równań, gdzie opóźnione zmienne endogeniczne są determinantami bieżącej równowagi. Model jest rozwiązywany dla danego poziomu cen poprzez doprowadzenie do

zrównania podaży i popytu zarówno na poziomie całej UE, jak i na poziomie poszczególnych krajów członkowskich.

Po stronie podażowej mamy produkcję, import oraz zapasy początkowe. Najważniejszą zmienną jest produkcja, której poziom jest funkcją oczekiwań cenowych (na podstawie cen przeszłych), korzyści pozarynkowych (polityka rolna) oraz kosztów produkcji. Po stronie popytowej występują między innymi takie elementy bilansu, jak: zużycie krajowe, eksport i zapasy końcowe. Popyt krajowy jest sumą popytu żywnościowego, przemysłowego (w tym na pasze) i zużycia na nowe zasiewy czy reprodukcję. Najważniejszymi zmiennymi determinującymi popyt są relacje cenowe rozpatrywanego dobra i dóbr substytucyjnych dla bieżącego roku.

Samo zrównanie popytu i podaży możliwe jest dzięki tzw. zmiennym zamykającym (closing variables). Rolę takiej zmiennej pełni z reguły export bądź import. Dotyczy to zarówno poziomu krajowego, jak i całego modelu UE [AGMEMOD 2008].

W modelu AGMEMOD interakcje występują w dwóch płaszczyznach: przestrzennej (między krajami) i produktowej (między rynkami poszczególnych produktów). Interakcje pomiędzy poszczególnymi rynkami produktowymi w obrębie danego kraju dokonują się poprzez substytucję lub komplementarność produkcji lub konsumpcji. Przykładem powiązań między produktami jest alokacja ziemi między różne kierunki produkcji roślinnej czy zużycie paszowe i przemysłowe roślin, o których decyduje poziom cen. Powiązanie między rynkiem roślinnym a zwierzęcym ma miejsce poprzez zmienne reprezentujące paszowe rozdysponowanie produkcji roślinnej i poprzez zmienne wyrażające popyt na pasze ze strony produkcji zwierzęcej (pogłowie) [Chantreuil i in. (red.) 2012].

Najważniejszym elementem w modelu równowagi jest przyjęcie sposobu modelowania i prognozowania cen poszczególnych produktów. Równanie cenowe jest najważniejszym sposobem powiązania rynku krajowego z rynkiem innych krajów oraz rynkiem światowym. Wybór sposobu modelowania cen jest kluczowy, bo od niego zależy, w głównej mierze, jakość projekcji. W modelach równowagi znajdują zastosowanie dwa sposoby modelowania cen światowych. W pierwszym z nich, wychodząc z założenia tzw. „małego otwartego kraju”, zakłada się, że ceny światowe produktów stanowią zmienną zewnętrzną (egzogeniczną). W drugim podejściu ceny światowe produktów modelowane są endogeniczne, czyli stanowią zmienną objaśnianą modelem [Tongeren i in. 2001].

Ceny światowe modelu AGMEMOD stanowią zmienną zewnętrzną nie podlegającą modelowaniu (egzogeniczną). Stąd też formułując projekcje należy



przyjąć pewne założenia co do ich kształtowania się. Prognozy cen światowych przyjmuje się za opracowaniami wykonanymi przez FAPRI (głównie), OECD-FAO czy USDA.

Sama transmisja cen między rynkiem światowym a poszczególnymi krajami członkowskimi wykorzystywana w modelu AGMEMOD ma charakter dwustopniowy. Oznacza to, że ceny światowe wpływają na cenę unijną, zaś cena unijna na ceny krajowe. Dla większości produktów ustalono tzw. ceny kluczowe (key prices). Ceny kluczowe są cenami w kraju UE najważniejszym z punktu widzenia popytu lub podaży danego produktu i stanowią odniesienie dla innych krajów [Esposti, Camaioni 2007; Chantreuil, Tabeau, van Leeuwen 2008]. Poziom cen kluczowych uzależniony jest od cen światowych (i ich prognoz), zmiennych wyrażających WPR, porozumień w ramach WTO i innych zmiennych, w tym samowystarczalności UE. Przyjmując taki sposób modelowania, należy oczekiwać, że w przypadku braku ograniczeń w przepływie towarów projekcje cen kluczowych nie będą odbiegały zasadniczo od projekcji cen światowych. Większe różnice mogą istnieć w przypadku towarów (rynków), znacząco regulowanych w ramach WPR czy przez politykę handlową.

Drugim rodzajem równań modelu są równania cen krajowych. W modelu AGMEMOD mamy do czynienia z dwoma rodzajami równań transmisji cen, za pomocą których wyliczana jest cena krajowa. W jednym przypadku cena krajowa jest uzależniona bezpośrednio od cen światowych (rzadziej). W drugim przypadku cena krajowa zależy od tzw. cen kluczowych (procedura dwustopniowa). Obok cen światowych lub kluczowych w równaniu na cenę krajową występują opóźnione zmienne obrazujące samowystarczalność kraju, dla którego wyliczana jest cena, oraz kraju, dla którego mamy cenę kluczową lub samowystarczalność całej UE. Uwzględnienie samowystarczalności umożliwia odchylenie ścieżki kształtowania się cen krajowych od ścieżki cen kluczowych czy światowych (w zależności od tego, czy dany kraj jest eksporterem netto czy też nie, ceny krajowe mogą być niższe lub wyższe od cen kluczowych).

Ostatnio trwają prace nad endogenizacją cen światowych tak, aby ceny światowe były zmiennymi objaśnianymi i przez to niezależnymi w okresie prognozowania od zmiennych wejściowych, jakimi są projekcje cen światowych z innych modeli. Wzajemne oddziaływanie między eksportem netto UE a potencjalnym popytem reszty świata powoduje, że to, co się dzieje w Unii Europejskiej wpływa na poziom cen światowych. Stąd poziom cen światowych przy ich endogenizacji jest funkcją eksportu netto UE, czynników podażowych, takich jak światowy PKB, liczba ludności czy zmienne polityki rolnej (np. subsydia). Ceny światowe są estymowane z wykorzystaniem modelu pozornie niezależnych regresji SUR [Listorti, Esposti 2008; Banse i in. 2012].

Aby zwiększyć ekonomiczną integrację wśród starych i nowych krajów członkowskich, zakłada się cenową i technologiczną konwergencję do poziomu cen lub efektywności unijnej [AGMEMOD Partnership 2005]. Sama szybkość konwergencji uzależniona jest od charakteru dobra i lokalnych uwarunkowań, które oceniane są przez ekspertów. Może okazać się, że poziom cen nie będzie zmierzał dokładnie do poziomu cen UE, tylko zatrzyma się kilka lub kilkanaście procent poniżej lub powyżej niej z uwagi na specyfikę rynku czy relacje popytowo-podażowe (wyrażając pośrednio wpływ kosztów transakcyjnych).

Ważnym elementem modelu jest sposób implementacji polityki rolnej. Model zawiera typowe instrumenty WPR jak kwoty, płatności bezpośrednie czy ceny interwencyjne. Dodatkowo w modelu uwzględnione są zmienne polityki rolnej uwarunkowane międzynarodowymi porozumieniami w ramach GATT/WTO. Głównym problemem było opracowanie sposobu przejścia pomiędzy okresami, w których prowadzona polityka rolna i stosowane instrumenty miały różny charakter oraz sposobu umieszczenia w modelu różnych systemów płatności, jakie obowiązywały (przed wejściem do UE) i obowiązują obecnie (system uproszczony i system pełny) w starych i nowych krajach członkowskich. W aspekcie modelowania polityki rolnej największe różnice występują między „starymi” i „nowymi” krajami członkowskimi. W systemie pełnym (starczy członkowie UE) dosyć łatwo jest dokonać alokacji dopłat. W systemie uproszczonym (większość nowych krajów członkowskich) należy dokonać podziału płatności bezpośrednich na płatności do produkcji roślinnej i zwierzęcej (*decoupling*). W poszczególnych modelach występują różne założenia dotyczące wpływu płatności bezpośrednich na wielkość produkcji rolniczej. Więcej na temat problemów związanych z implementacją polityki rolnej piszą: Binfield i in. [2005], Conforti [2001] czy Donnellan i in. [2002].

Równania behawioralne większości modeli są równaniami oszacowanymi ekonometrycznie. Stosowaną procedurą jest uogólniona metoda najmniejszych kwadratów dla modeli jednorodnaniowych. Wiele równań musiało zostać skalirowanych w oparciu o teorię ekonomiczną oraz ocenę wyników wstępnych przez ekspertów. Estymacja ekonometryczna równań jest często nieuzasadniona, a wyniki niezgodne z teorią ekonomiczną z uwagi na załamania strukturalne (transformację ustrojową, etap przedakcesyjny, wejście do UE) oraz charakter dostępnych danych statystycznych (krótkie szeregi czasowe) [AGMEMOD 2005]. Weryfikacja modeli ma charakter merytoryczny (zgodność z teorią ekonomiczną znaków i wielkości współczynników elastyczności) i statystyczny (dopasowanie, istotność parametrów, rozkład składnika losowego).

Ocena realności wyników generowanych przez model dokonywana jest przez ekspertów. Rezultatem negatywnej oceny jest reestymacja lub

rekalibracja modeli (równań) mająca na celu uzyskanie bardziej racjonalnych wyników. Ważnym elementem weryfikacji modeli jest prawidłowość reakcji na szoki zewnętrzne zapewniająca zdolności symulacyjne modelu [Chantreuil i in. (red.) 2012].

Projekcja na rynkach rolnych obejmuje średni i długi okres. Dla takich horyzontów czasowych podstawowe znaczenia ma określenie kierunków rozwoju sytuacji na rynkach. Określenie to wymaga przyjęcia pewnych założeń dotyczących czynników egzogenicznych oddziałujących na produkcję, rynek rolny i jego kategorie. Czynniki te to tempo wzrostu PKB, stopa inflacji, kursy walutowe, zmiany liczby ludności, przebieg warunków przyrodniczo-klimatycznych. Zmienne makroekonomiczne przyjmowane są na podstawie projekcji Komisji Europejskiej, OECD, ministerstw poszczególnych krajów. Zakłada się także, że warunki przyrodniczo-klimatyczne i sposoby oddziaływania państwa na rolnictwo nie ulegną zmianom. Ceny światowe (przy uznaniu ich za egzogeniczne) są powiązane z prognozami OECD, FAPRI oraz USDA [Chantreuil, Hanrahan 2007]. Potencjalne scenariusze wyrażają możliwy zakres zmian w różnych wariantach polityki WPR i innych zmiennych egzogenicznych.

Jak dotychczas prognozy uzyskiwane na podstawie modelu AGMEMOD nie są publikowane regularnie w formie podobnej jak w przypadku modelu FAPRI czy AGLINK. Jednakże rozważa się przygotowywanie w kolejnych latach projekcji dla poszczególnych krajów, jak i całej Unii Europejskiej.

## **4. Prawidłowości w kształtowaniu się miesięcznych cen produktów rolnych**

W niniejszym rozdziale przedstawiono empiryczną analizę prawidłowości, które mogą być przydatne w krótkookresowym prognozowaniu cen surowców rolnych w Polsce. Oparto ją na miesięcznych informacjach dotyczących czynników makroekonomicznych w świecie oraz światowych i krajowych cen surowców rolnych. Badanie prawidłowości obejmuje ocenę ogólnych właściwości szeregów czasowych, badanie kierunków przepływu impulsów między zmiennymi oraz ocenę występowania zależności długookresowych między wybranymi zmiennymi.

### **4.1. Właściwości szeregów czasowych**

Właściwości szeregów czasowych determinują charakter prowadzonych analiz, dobór odpowiedniej metodyki oraz stosowane przekształcenia zmiennych. Ocena właściwości obejmuje analizę graficzną szeregów czasowych, badanie struktury danych z wykorzystaniem wyników automatycznej procedury X-12-ARIMA [szerzej: Grudkowska 2011; X-12-ARIMA 2011] oraz badanie stacjonarności (szerzej rozdz. 2). Analizując właściwości szeregów czasowych (poszukując wahań cyklicznych) posługiwano się również periodogramem dla danych skorygowanych z trendu.

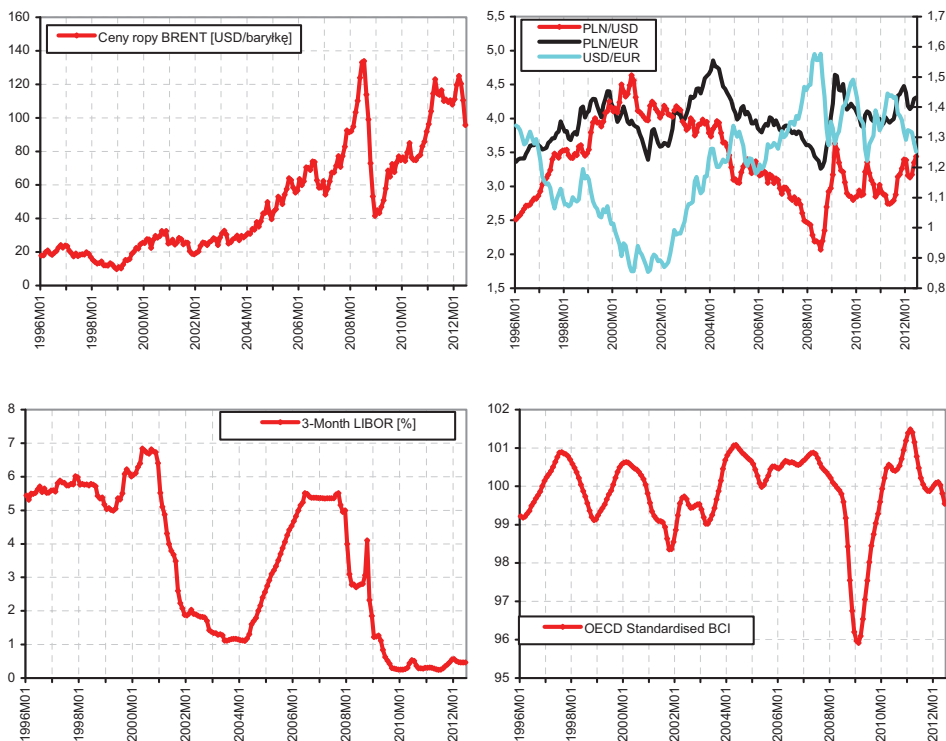
Sezonowość była uwzględniana w badaniu istnienia pierwiastka jednostkowego, w postaci zmiennych deterministycznych, jeżeli procedura X-12-ARIMA potwierdzała jej występowanie. Analiza stacjonarności przeprowadzona została w oparciu o dane niepoddawane żadnym przekształceniom w przypadku występowania modelu addytywnego szeregu czasowego lub w oparciu o dane zlogarytmowane (logarytmem naturalnym), jeżeli szereg czasowy charakteryzowany był przez model multiplikatywny. Wybór miał źródło w wynikach zastosowania do tych szeregów procedury X-12-ARIMA, gdzie na podstawie kryterium informacyjnego Akaike'a sugerowane są transformacje szeregu czasowego. Dobór opóźnień (augmentacji) w testach na pierwiastek jednostkowy podyktowany był warunkiem spełnienia braku autokorelacji i dokonywany był na podstawie kryteriów informacyjnych w ramach procedury *ADF* i *KPSS* (szerzej na ten temat w rozdz. 2.).

#### 4.1.1. Makroekonomiczne determinanty zmian cen surowców rolnych

Ceny surowców rolnych zależą zarówno od uwarunkowań sektorowych, jak i od uwarunkowań makroekonomicznych, ogólnogospodarczych. Z uwagi na niewielkie znaczenie sektora rolnego często przyjmuje się, że to czynniki makroekonomiczne w większym stopniu determinują zachowania w rolnictwie niż odwrotnie. Dlatego zostały one potraktowane jako egzogeniczne w stosunku do rolnictwa.

Na rysunku 4.1.1 przedstawiono, w jaki sposób kształtują się wybrane zmienne charakteryzujące sytuację ogólnogospodarczą i mogące wpływać na poziom cen produktów rolnych. Należą do nich kursy walutowe (warunki wymiany handlowej), ceny ropy naftowej (koszty produkcji w różnych ogniwach, zagospodarowanie surowców rolnych na biopaliwa), zmiany koniunktury gospodarczej (strona popytowa), trzymiesięcznej stopy procentowej LIBOR (koszt kapitału, wpływ na spekulację w warunkach niskiego kosztu kapitału).

**Rysunek 4.1.1. Szeregi czasowe obrazujące kształtowanie się wybranych zmiennych makroekonomicznych**



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych OECD, NBP, MFW, BŚ.

Spośród analizowanych szeregów czasowych tylko ceny ropy naftowej charakteryzują się sezonowością. Sezonowo ceny ropy Brent są najwyższe w kwietniu, zaś najniższe w okresie od września do października (różnica około 12 p.p.). Ceny ropy naftowej charakteryzują się również najwyższym wzrostem w analizowanym okresie. W szeregu czasowym cen ropy można zauważyć dwa dominujące rodzaje wahań cyklicznych: o długości 50-60 miesięcy i o długości około 30 miesięcy [Hamulczuk, Klimkowski 2012]. Wyraźne wahania cykliczne widoczne są również w przypadku szeregu czasowego obrazującego koniunkturę gospodarczą (wskaźnik standaryzowany BCI dla krajów OECD) o długości około 40-42 miesięcy. Zauważalny jest też spadek rynkowych 3-miesięcznych stóp procentowych LIBOR do poziomów bliskich zeru, co wiąże się z polityką niskich stóp procentowych w świecie.

**Tabela 4.1.1. Wyniki testu ADF szeregów czasowych wybranych zmiennych makroekonomicznych**

Przekształcenie	Zmienna	Sezonowość	Augmentacja	Statystyka testu	<i>p</i>
Poziomy zmiennych (bez trendu, z wyr. wolnym)					
Logarytm	PLN/EUR	NIE	1	-3,3086	0,0145
Brak	PLN/USD	NIE	3	-2,0280	0,2749
Logarytm	USD/EUR	NIE	2	-1,3958	0,5860
Brak	OECD-BCI	NIE	5	-3,8399	0,0025
Logarytm	Ropa Brent	TAK	6	-0,8743	0,7969
Logarytm	LIBOR	NIE	4	-0,9447	0,7745
Pierwsze różnice (bez wyr. wolnego)					
Logarytm	PLN/EUR	NIE	4	-6,7030	0,0000
Brak	PLN/USD	NIE	2	-7,0196	0,0000
Logarytm	USD/EUR	NIE	1	-9,5161	0,0000
Brak	OECD-BCI	NIE	2	-5,3362	0,0000
Logarytm	Ropa Brent	TAK	0	-11,6912	0,0000
Logarytm	LIBOR	NIE	3	-5,2335	0,0000
Poziomy zmiennych (z wyr. wolnym i z trendem)					
Logarytm	PLN/EUR	NIE	1	-3,3631	0,0564
Brak	PLN/USD	NIE	3	-2,7410	0,2198
Logarytm	USD/EUR	NIE	2	-2,3433	0,4098
Brak	OECD-BCI	NIE	5	-3,8506	0,0141
Logarytm	Ropa Brent	TAK	3	-3,5125	0,0378
Logarytm	LIBOR	NIE	4	-1,8543	0,6780

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rysunku 4.1.1.

Wyniki testów na pierwiastek jednostkowy zamieszczono w tabeli 4.1.1 i 4.1.2. W teście ADF hipoteza zerowa zakłada niestacjonarność szeregu czasowego, w teście KPSS natomiast hipoteza zerowa zakłada stacjonarność szeregu czasowego. Hipoteza zerowa jest w teście ADF odrzucana w każdym przypad-

ku, gdy prawdopodobieństwo błędu pierwszego rodzaju ( $p$ ) jest mniejsze od 0,05, przyjmowanego zazwyczaj jako graniczne. Z kolei w teście KPSS wartość statystyki testu jest w każdym przypadku mniejsza od wartości krytycznej, co powoduje, że hipotezy zerowej o stacjonarności nie można odrzucić. Taka sytuacja „silnie wskazuje na stacjonarność zmiennych” [Welfe 2009, s. 368]. Więcej na temat testów ADF i KPSS por. rozdział 2.2.1 niniejszego opracowania.

Jedynym szeregiem czasowym, który można uznać za stacjonarny w świetle wyników obydwu testów, jest szereg obrazujący koniunkturę gospodarczą krajów OECD (OECD-BCI). Z definicji jest on pozbawiony trendu deterministycznego. W przypadku testu ADF odrzucono hipotezę zerową (na poziomie istotności wyższym niż 0,0145) mówiącą o pierwiastku jednostkowym również dla szeregu czasowego kursu PLN/EURO. Wynik ten jednak nie został potwierdzony za pomocą testu KPSS (por. tabela 4.1.2).

**Tabela 4.1.2. Wyniki testu KPSS dla szeregów czasowych wybranych zmiennych makroekonomicznych**

Przekształcenie	Zmienna	Sezonowość	Opóźnienie	Poziomy zmiennych		Statystyka testu dla I różnic	Wartość krytyczna ( $\alpha = 0,05$ )
				Statystyka testu	$p$ (jeśli w przedziale 0,1-0,01)		
Poziomy zmiennych (bez trendu)							
Logarytm	PLN/EUR	NIE	1	1,0133		0,0586	0,4640
Brak	PLN/USD	NIE	3	1,7407		0,2142	
Logarytm	USD/EUR	NIE	2	2,5892		0,2214	
Brak	OECD BCI	NIE	5	0,0907		0,0647	
Logarytm	Ropa Brent	TAK	6	2,6529		0,0457	
Logarytm	LIBOR	NIE	4	2,1806		0,1419	
Poziomy zmiennych (z trendem)							
Logarytm	PLN/EUR	NIE	1	0,4875		X	0,148
Brak	PLN/USD	NIE	3	0,6732			
Logarytm	USD/EUR	NIE	2	0,7973			
Brak	OECD BCI	NIE	5	0,0846			
Logarytm	Ropa Brent	TAK	3	0,2098	0,014		
Logarytm	LIBOR	NIE	4	0,3436			

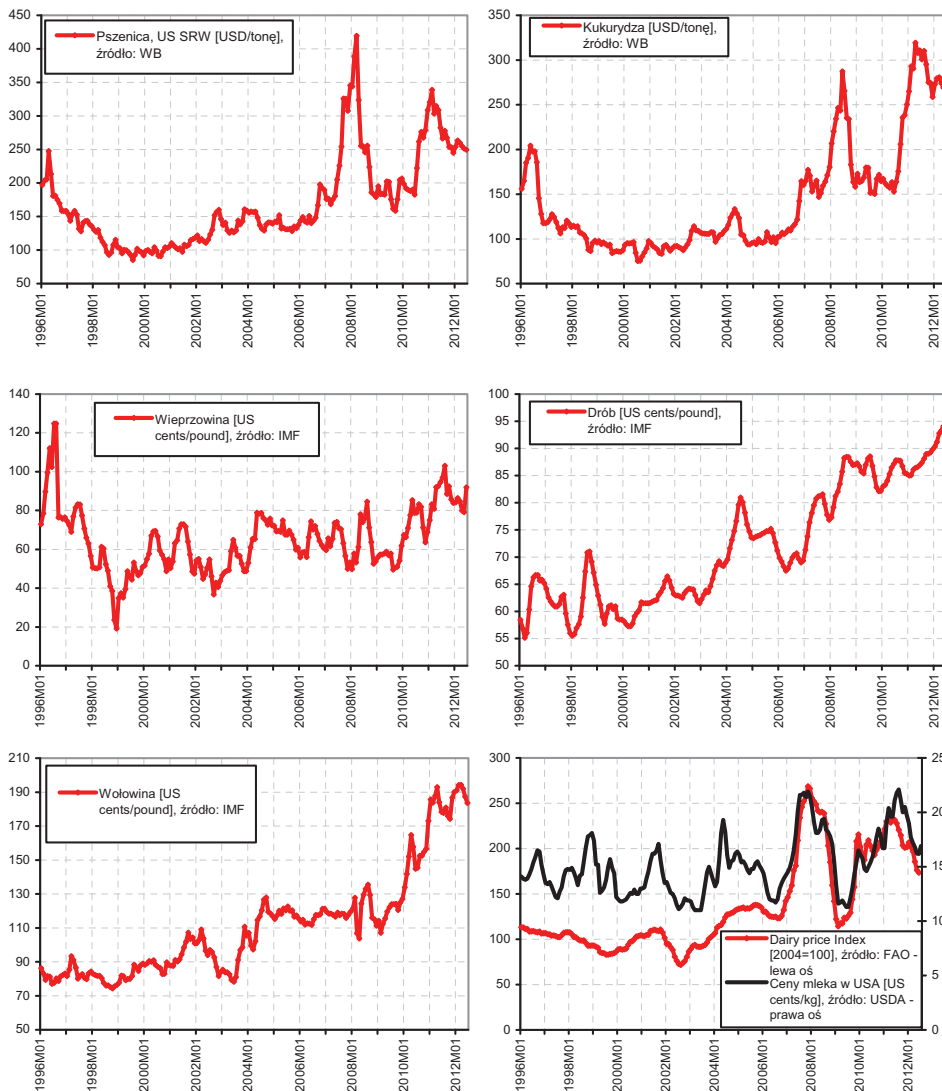
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rysunku 4.1.1.

Spośród analizowanych szeregów czasowych jedynie ten opisujący kształtowanie się cen ropy Brent posiada pewne właściwości trendostacjonarne. Włączenie trendu liniowego do równania powoduje, że można odrzucić  $H_0$  o braku pierwiastka jednostkowego w teście ADF na poziomie  $<0,05$ . W przypadku testu KPSS nie można odrzucić  $H_0$  zakładającej stacjonarność zmiennej na poziomie istotności  $p=0,05$ . Można więc uznać, że, poza szeregiem OECD-BCI, niestacjonarność badanych szeregów czasowych zmiennych makroekonomicznych została „silnie potwierdzona”.

### 4.1.2. Światowe ceny surowców rolnych

W warunkach otwartej gospodarki ceny towarów na danym przestrzennie wyodrębnionym rynku są uzależnione od ich odpowiedników w innych krajach. Podobnie, w świetle badań [Figiel 2002, Hamulczuk 2006, Rembeza 2006, 2007], dzieje się na rynku surowców rolnych, co wynika z oddziaływania prawa jednej ceny (szerzej na ten temat w rozdz. 1.3).

Rysunek 4.1.2. Szeregi czasowe wybranych światowych cen produktów rolnych



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych BŚ, MFW, FAO, USDA.



Na rysunku 4.1.2 przedstawiono kształtowanie się wybranych światowych cen produktów rolnych. W przypadku zbóż (pszenica i kukurydza) zauważyć można rosnącą tendencję od roku 2000 oraz wzrost zmienności wraz z upływem czasu. Widoczne są nieregularne cykle o długości około 4 lat. Najwyższe ceny pszenicy obserwowano w roku 2008, zaś ceny kukurydzy były najwyższe w roku 2011. Wzrost cen zbóż wiązać należy z ogólną sytuacją bilansową (niski poziom zapasów), do czego mogło przyczynić się m.in. wykorzystanie znacznej części produkcji na cele nierolnicze (biopaliwa). Ceny tych surowców charakteryzują się również sezonowością (o amplitudzie około 8-10 p.p.), jednak zmienność ta jest niewielka w stosunku do trendu czy wahań cyklicznych.

Śród światowych cen mięsa największy (dwukrotny) wzrost w latach 1996-2012 obserwujemy dla cen wołowiny i niewiele mniejszy w przypadku drobiu (kurczaków brojlerów). Po bardzo dużym spadku w pierwszych latach cen wieprzowiny mamy do czynienia z powolnym trendem wzrostowym. Nieregularny przebieg trendu wskazuje na prawdopodobieństwo wahań o charakterze cyklicznym. Na periodogramach wykonanych dla danych pozbawionych trendu (LOESS) najbardziej widoczne były cykle 3-4-letnie w przypadku szeregów czasowych cen wieprzowiny i drobiu. Cykle cen wołowiny były mniej widoczne, a ich długość zawierała się w przedziale 3-5 lat.

Światowe ceny mięsa charakteryzują się wahaniami sezonowymi. Największa sezonowość cechuje ceny wieprzowiny (amplituda około 20 p.p.), zaś najniższa dotyczy cen wołowiny (amplituda około 10 p.p.). W ostatnim przypadku nie wszystkie testy zawarte w ramach procedury X-12-ARIMA wskazują na istnienie stabilnej sezonowości.

Światowy rynek mleka ma inny charakter niż pozostałych wymienionych wcześniej produktów rolnych. Wynika to z faktu, że w ramach wymiany międzynarodowej nie prowadzi się obrotu mlekiem, lecz artykułami mlecznymi, które są wysoce przetworzone w porównaniu do surowca rolnego. Zatem za ceny światowe przyjmuje się ceny produktów mlecznych, takich jak: masło, sery czy mleko w proszku. Aby nie analizować wszystkich produktów, wykorzystano indeks światowych cen wg FAO. Równocześnie na rysunku 4.1.2 przedstawiono ceny płacone za mleko producentom w USA (kategoria: All milk price). Zauważyć można, że szereg czasowy indeksu cen produktów przetworzonych charakteryzuje się większym wygładzeniem niż szereg cen płaconych producentom rolnym, co wynika m.in. z zabiegu agregacji danych.

Szeregi czasowe cen mleka charakteryzują się wahaniami sezonowymi w odróżnieniu od cen artykułów mlecznych. Ceny płacone farmerom nie wykazują wyraźnego trendu, zaś ceny produktów rolnych (szereg czasowy indeks

FAO) charakteryzują się tendencją, co wynikać może ze wzrostu rozstępu między cenami w łańcuchu marketingowym lub też ze zmian relacji między cenami w USA i na świecie (w mniejszym stopniu). Długość dominujących wahań cyklicznych w szeregach czasowych cen mleka jest nieznacznie wyższa od trzech lat.

**Tabela 4.1.3. Wyniki testu ADF szeregów czasowych wybranych światowych cen produktów rolnych**

Przekształcenie	Zmienna	Sezonowość	Augmentacja	Statystyka testu	<i>p</i>
Poziomy zmiennych (bez trendu, z wyr. wolnym)					
BRAK	Drób (żywiec)	TAK	4	-1,0229	0,7473
Logarytm	Pszenica	TAK	5	-1,5223	0,5225
Logarytm	Kukurydza	TAK	8	-0,5223	0,8846
Logarytm	Trzoda	TAK	3	-2,4912	0,1176
Logarytm	Wołowina	TAK	2	-0,3783	0,9106
Logarytm	Dairy index	NIE	4	-1,9953	0,2891
Pierwsze różnice (bez wyr. wolnego)					
BRAK	Drób (żywiec)	TAK	3	-6,3352	0,0000
Logarytm	Pszenica	TAK	4	-4,7076	0,0001
Logarytm	Kukurydza	TAK	7	-5,2281	0,0000
Logarytm	Trzoda	TAK	1	-12,7667	0,0000
Logarytm	Wołowina	TAK	1	-9,9205	0,0000
Logarytm	Dairy index	NIE	3	-4,6618	0,0001
Poziomy zmiennych (z wyr. wolnym i z trendem)					
BRAK	Drób (żywiec)	TAK	5	-2,1893	0,4951
Logarytm	Pszenica	TAK	5	-3,4298	0,0474
Logarytm	Kukurydza	TAK	8	-2,5001	0,3281
Logarytm	Trzoda	TAK	3	-2,9840	0,1366
Logarytm	Wołowina	TAK	1	-3,1375	0,0976
Logarytm	Dairy index	NIE	5	-3,9394	0,0106

*Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rysunku 4.1.2.*

Dane zawarte w tabeli 4.1.3 wskazują, że szeregi czasowe analizowanych cen są niestacjonarne, zintegrowane rzędu pierwszego. Dla każdego badanego szeregu czasowego, test ADF dla poziomów zmiennych nie pozwala odrzucić hipotezy o niestacjonarności, a hipoteza ta jest odrzucana w przypadku szeregów czasowych pierwszych różnic tych zmiennych. Własności trendostacjonarne, w świetle testu ADF, wykazują szereg czasowy cen pszenicy, obydwa szeregi czasowe cen wołowiny oraz szereg czasowy indeksu cen produktów mlecznych. Tego ostatniego wniosku nie potwierdzają wyniki testu KPSS (por. tabela 4.1.4). W świetle wyników tego testu wszystkie szeregi są przyrostostacjonarne. Oznacza to, że stacjonarność ich można uzyskać poprzez jednokrotne zróżnicowanie danych.

**Tabela 4.1.4. Wyniki testu KPSS szeregów czasowych wybranych światowych cen produktów rolnych**

Przekształcenie	Zmienna	Sezonowość	Opóźnienie	Poziomy zmiennych		Statystyka testu dla I różnic	Wartość krytyczna ( $\alpha = 0,05$ )
				Statystyka testu	$p$ (jeśli w przedziale 0,1-0,01)		
Poziomy zmiennych (bez trendu)							
BRAK	Drób (żywiec)	TAK	4	3,5901		0,0901	0,464
Logarytm	Pszenica	TAK	5	2,0193		0,2570	
Logarytm	Kukurydza	TAK	8	1,3454		0,3146	
Logarytm	Trzoda	TAK	3	0,8112		0,0724	
Logarytm	Wołowina	TAK	2	5,5787		0,1096	
Logarytm	Dairy index	NIE	4	2,8132		0,0748	
Poziomy zmiennych (z trendem)							
BRAK	Drób (żywiec)	TAK	5	0,3401		X	0,148
Logarytm	Pszenica	TAK	5	0,4409			
Logarytm	Kukurydza	TAK	8	0,3982			
Logarytm	Trzoda	TAK	3	0,2789			
Logarytm	Wołowina	TAK	1	0,6682			
Logarytm	Dairy index	NIE	5	0,3608			

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rysunku 4.1.2.

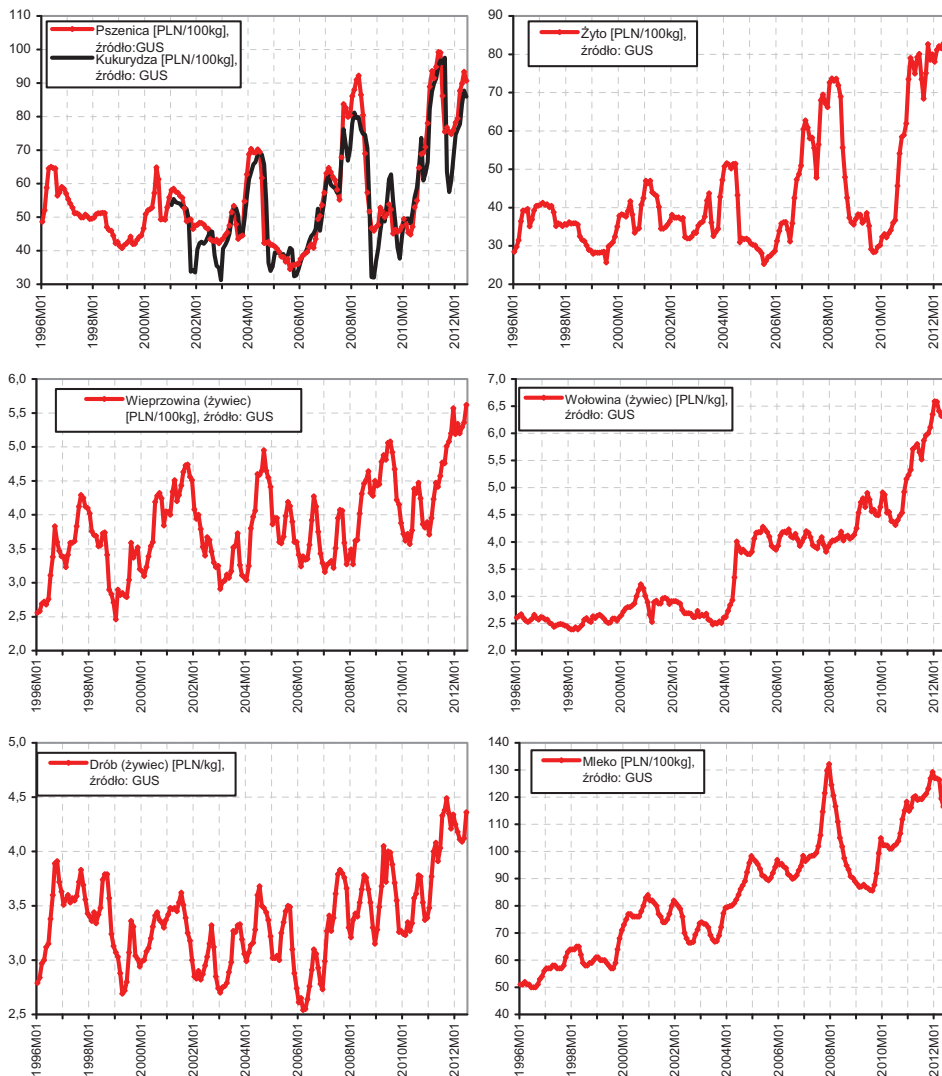
### 4.1.3. Ceny surowców rolnych w Polsce

Kształtowanie się wybranych krajowych cen surowców rolnych przedstawiono na rysunku 4.1.3. Ich poziom jest funkcją wielu czynników, takich jak: ceny światowe, kursy walutowe, uwarunkowania lokalne czy też polityka rolna i handlowa [Heijman i in. 1997; Kowalski Rembisz 2005; Tomek, Robinson 2001]. Teoretyczne ujęcie tego problemu zawarto w rozdziale 1. Na razie skupimy się na podstawowych właściwościach szeregów czasowych tych cen.

Ceny zbóż w Polsce charakteryzują się rosnącą tendencją podobnie jak w przypadku cen światowych. Są bardziej regularne wahania cykliczne niż w przypadku odpowiedników światowych. Ich długość wynosi około 3,5-4 lat. W przypadku wszystkich szeregów czasowych zaobserwowano stabilne, istotne wahania sezonowe. Największe wahania sezonowe pojawiały się w przypadku cen kukurydzy (ponad 20 p.p.), nieco mniejszą sezonowością cechowały się ceny pszenicy i żyta (około 15 p.p.). Większą amplitudę wahań sezonowych obserwujemy w przypadku cen wieprzowiny i cen drobiu (przy czym są to modele addytywne). Dosyć często (głównie po zbiorach) dochodzi do skokowych zmian cen zbóż, które to okresy identyfikowane są automatycznie w ramach procedury X-12-ARIMA jako obserwacje odstające lub też strukturalne zmiany poziomu cen. W przypadku cen pszenicy takich zmian było 6, kukurydzy – 15, zaś

żyta – 3. To wskazuje, że uzyskanie poprawnych, ze statystycznego punktu widzenia, modeli jest dosyć trudne.

Rysunek 4.1.3. Szeregi czasowe cen skupu surowców rolnych w Polsce



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Szeregi czasowe cen mięsa (ceny żywca płacone producentom rolnym) wskazują, że uwarunkowania kształtowania się cen poszczególnych rodzajów są zróżnicowane. Na ceny wołowiny znaczący wpływ miało przystąpienie Polski do UE. W jego wyniku ceny wzrosły w ciągu kilku miesięcy o ponad 50%.

Dzięki temu ceny w Polsce zbliżyły się do cen w UE. Wstąpienie do UE oraz efekty BSE są identyfikowane jako typowe zmiany strukturalne. Ceny wieprzowiny oraz ceny drobiu nie charakteryzują się aż tak gwałtownymi zmianami. Nieznacznie inny jest przebieg trendu cen wieprzowiny (powolny wzrost) i cen drobiu (po spadku w latach 1996-2005 mamy do czynienia z tendencją wzrostową). Mają one również pewne wspólne właściwości, takie jak podobny wzorzec sezonowości (ze szczytem w okresie czerwiec-wrzesień) oraz taką samą (3,5-4 lata) długość dominujących wahań cyklicznych. Należy zwrócić uwagę, że jest to podobna długość jak w szeregach czasowych cen zbóż.

**Tabela 4.1.5. Wyniki testu ADF szeregów czasowych wybranych cen skupu surowców rolnych w Polsce**

Przekształcenie	Zmienna	Sezonowość	Augmentacja	Statystyka testu	<i>p</i>
Poziomy zmiennych (bez trendu, z wyr. wolnym)					
BRAK	Wieprzowina	TAK	6	-2,3711	0,1501
Logarytm	Pszenica	TAK	1	-2,4565	0,1264
Logarytm	Kukurydza	TAK	2	-1,8709	0,3465
Logarytm	Żyto	TAK	5	-2,1689	0,2179
Logarytm	Wołowina	NIE	1	-0,0194	0,9558
Logarytm	Mleko	TAK	2	-1,4999	0,5339
Logarytm	Drób	TAK	1	-2,0703	0,2570
Pierwsze różnice (bez wyr. wolnego)					
BRAK	Wieprzowina	TAK	5	-4,6399	0,0001
Logarytm	Pszenica	TAK	0	-8,3656	0,0000
Logarytm	Kukurydza	TAK	0	-8,9232	0,0000
Logarytm	Żyto	TAK	3	-5,4049	0,0000
Logarytm	Wołowina	NIE	0	-10,5520	0,0000
Logarytm	Mleko	TAK	1	-5,0169	0,0000
Logarytm	Drób	TAK	0	-10,9325	0,0000
Poziomy zmiennych (z wyr. wolnym i z trendem)					
BRAK	Wieprzowina	TAK	6	-3,2205	0,0803
Logarytm	Pszenica	TAK	1	-2,8985	0,1629
Logarytm	Kukurydza	TAK	2	-2,7370	0,2214
Logarytm	Żyto	TAK	5	-3,0685	0,1139
Logarytm	Wołowina	NIE	2	-2,6121	0,2748
Logarytm	Mleko	TAK	2	-3,4786	0,0417
Logarytm	Drób	TAK	1	-2,3650	0,3981

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rysunku 4.1.3.

Ceny mleka charakteryzują się rosnącym trendem, na który nakładają się wahania cykliczne i sezonowe. W analizowanym okresie ceny skupu mleka wzrosły o ponad 100%, ale nadal są niższe niż w „starych” krajach UE. Obserwuje się dwa dominujące rodzaje wahań cyklicznych (o długości 3-3,5 roku i o długości około 5,5 roku). Najwyższe sezonowo ceny mleka płacone produ-

centom rolnym w Polsce obserwuje się w grudniu, zaś najniższe w lipcu i sierpniu (amplituda około 8 p.p.).

Test *ADF* wskazuje (por. tabela 4.1.5), że szeregi czasowe krajowych cen produktów rolnych były niestacjonarne, zintegrowane stopnia pierwszego. Wniosek ten w całości potwierdzony został przez wyniki testu *KPSS* (por. tabela 4.1.6).

**Tabela 4.1.6. Wyniki testu KPSS szeregów czasowych wybranych cen skupu surowców rolnych w Polsce**

Przekształcenie	Zmienna	Sezonowość	Opóźnienie	Poziomy zmiennych		Statystyka testu dla I różnic	Wartość krytyczna ( $\alpha = 0,05$ )
				Statystyka testu	$p$ (jeśli w przedziale 0,1-0,01)		
Poziomy zmiennych (bez trendu)							
BRAK	Wieprzowina	TAK	6	1,0810		0,0755	0,464
Logarytm	Pszenica	TAK	1	2,0969		0,0666	
Logarytm	Kukurydza	TAK	2	1,7259		0,0752	
Logarytm	Żyto	TAK	5	1,1223		0,0783	
Logarytm	Wołowina	NIE	1	8,7194		0,1583	
Logarytm	Mleko	TAK	2	5,7692		0,0691	
Logarytm	Drób	TAK	1	1,5513		0,0728	
Poziomy zmiennych (z trendem)							
BRAK	Wieprzowina	TAK	6	0,1124		X	0,148
Logarytm	Pszenica	TAK	1	0,6431			
Logarytm	Kukurydza	TAK	2	0,1812	0,0310		
Logarytm	Żyto	TAK	5	0,1490	0,0490		
Logarytm	Wołowina	NIE	2	0,5285			
Logarytm	Mleko	TAK	2	0,1405	0,0630		
Logarytm	Drób	TAK	1	0,7960			

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rysunku 4.1.3.

Własności trendostacjonarne, zgodnie z wynikami testu *ADF*, wykazują szeregi czasowe krajowych cen trzody chlewnej i mleka. Można przyjąć (por. tabela 4.6), że stacjonarność wokół trendu liniowego szeregów czasowych cen tych produktów została w pełni potwierdzona przez test *KPSS*. Test *KPSS* wskazuje również na trendostacjonarność szeregów czasowych krajowych cen kukurydzy i żyta, ale tego wniosku nie potwierdzają wyniki testu *ADF* (por. tabele 4.1.5 i 4.1.6).

#### 4.2. Testowanie przyczynowości w sensie Grangera

Z zagadnieniem przyczynowości w gospodarce filozofowie i ekonomiści zmagają się od wieków. Jedni wskazują na niemożliwe ustalenie wiarygodnej

zależności między przyczyną a skutkiem, inni wskazują jedynie na logiczne (teoretyczne) przesłanki ustalania przyczynowości, a jeszcze inni uważają, że możliwe jest również empiryczne stwierdzanie kierunków zależności przyczynowo-skutkowych [Osińska 2008]. Ostatnie podejście ma z reguły na celu potwierdzanie teorii ekonomii na podstawie materiału empirycznego.

Jedną z procedur najczęściej stosowanych w badaniach empirycznych jest podejście oparte na przyczynowości w sensie Grangera (szerzej rozdział 2.2.3). Przypomnijmy, że opiera się ona na założeniu, że przyczyna wyprzedza skutek w czasie, a poprawne zdefiniowanie przyczyny pozwala na przewidywanie skutku. Przyczynowość w sensie Grangera zakłada, że  $x$  jest przyczyną dla  $y$ , jeżeli bieżąca wartość zmiennej  $y$  może być przewidywana dokładniej z wykorzystaniem opóźnionych wartości zmiennych  $x$  niż bez nich, przy pozostałej niezmięnionej informacji [Charemza, Deadman 1997, s. 157 i dalsze].

W niniejszym rozdziale skoncentrujemy się na ocenie zależności krótkookresowych w sensie Grangera pomiędzy cenami surowców rolnych a zmiennymi makroekonomicznymi, cenami polskimi a cenami światowymi oraz na zależnościach między poszczególnymi cenami surowców rolnych. Zdefiniowanie kierunków zależności jest niezbędnym warunkiem poprawnej specyfikacji modeli ekonometrycznych służących prognozowaniu cen surowców rolnych. Jednak należy pamiętać, że stosowane techniki są dosyć wrażliwe na charakter danych, stąd do wyników tych należy podchodzić z pewną ostrożnością. Wyniki te pokazują jedynie zależności krótkookresowe bez uwzględniania relacji długookresowych. Zatem, jeżeli występowała gdziekolwiek relacja kointegrująca między parami zmiennych, wówczas test ten może pokazywać brak zależności przyczynowych mimo samoistnego powrotu systemu do równowagi. Również, jeżeli przepływ informacji jest bardzo szybki, to dane o częstotliwości miesięcznej mogą nie pozwolić na uchwycenie kierunków przepływu impulsów cenowych (zależności jednoczesne).

Stosując test przyczynowości, badania oparto na pierwszych różnicach, co wynika z faktu, że praktycznie wszystkie zmienne były zintegrowane w stopniu pierwszym. Przed obliczeniem pierwszych różnic dane najczęściej były logarytmowane (przekształcenia tak jak w tabelach 4.1.1-4.1.4). Jeżeli w co najmniej jednej zmiennej występowała sezonowość (rozd. 4.1), wówczas do równania włączano zmienne sezonowe (zerojedynkowe). Opóźnienia zidentyfikowano na podstawie kryterium Akaike'a, jednak nie brano pod uwagę większych opóźnień niż 4 (w kilku przypadkach kryterium Akaike'a wskazywała optymalne opóźnienia większe niż 4, natomiast inne kryteria informacyjne wskazywały jako najlepsze 1-2 opóźnienia dla tych samych przypadków).

## Czynniki makroekonomiczne a ceny światowe

W tabeli 4.2.1 przedstawiono wyniki testu przyczynowości pomiędzy zmiennymi obrazującymi sytuację makroekonomiczną a cenami światowymi surowców rolnych. Spośród zmiennych makroekonomicznych największe zdolności prognostyczne dla cen surowców rolnych ma wskaźnik koniunktury gospodarczej dla krajów OECD. Jedynie w przypadku cen drobiu w ogóle nie znaleziono potwierdzenia wpływu koniunktury gospodarczej. Wiązać można to z dosyć krótkim cyklem produkcyjnym w przypadku drobiu i szybkim dostosowywaniem się do popytu konsumpcyjnego (możliwość reakcji natychmiastowych).

**Tabela 4.2.1. Wyniki testu przyczynowości Grangera między zmiennymi makroekonomicznymi a cenami światowymi surowców rolnych**

df	Przyczyna	Skutek	F	p	Przyczyna	Skutek	F	p
1	Ropa Brent	Pszenica	0,3053	0,5813	Pszenica	Ropa Brent	0,8056	0,3706
1	Ropa Brent	Kukurydza	0,2460	0,6205	Kukurydza	Ropa Brent	3,7013	0,0559
2	Ropa Brent	Wieprzowina	7,4379	0,0008	Wieprzowina	Ropa Brent	2,4124	0,0925
1	Ropa Brent	Wołowina	2,5577	0,1115	Wołowina	Ropa Brent	0,0272	0,8693
2	Ropa Brent	Drób	1,2096	0,3008	Drób	Ropa Brent	0,5623	0,5709
2	Ropa Brent	Dairy index	2,6474	0,0736	Dairy index	Ropa Brent	4,1404	0,0175
2	USD/EUR	Pszenica	0,5260	0,5919	Pszenica	USD/EUR	1,6858	0,1882
1	USD/EUR	Kukurydza	0,2509	0,6171	Kukurydza	USD/EUR	4,1200	0,0438
2	USD/EUR	Wieprzowina	2,3778	0,0957	Wieprzowina	USD/EUR	2,1263	0,1223
2	USD/EUR	Wołowina	0,0633	0,9387	Wołowina	USD/EUR	0,2008	0,8183
2	USD/EUR	Drób	0,0527	0,9487	Drób	USD/EUR	0,9949	0,3718
2	USD/EUR	Dairy index	0,9086	0,4049	Dairy index	USD/EUR	0,2137	0,8078
1	LIBOR	Pszenica	0,0017	0,9675	Pszenica	LIBOR	0,0043	0,9476
1	LIBOR	Kukurydza	2,7271	0,1004	Kukurydza	LIBOR	2,1318	0,1460
2	LIBOR	Wieprzowina	0,0411	0,9598	Wieprzowina	LIBOR	2,9201	0,0565
2	LIBOR	Wołowina	1,8267	0,1639	Wołowina	LIBOR	2,8315	0,0616
2	LIBOR	Drób	0,9287	0,3970	Drób	LIBOR	0,5069	0,6032
1	LIBOR	Dairy index	2,0078	0,1582	Dairy index	LIBOR	0,6436	0,4234
3	OECD BCI	Pszenica	1,8052	0,1480	Pszenica	OECD BCI	0,7789	0,5072
3	OECD BCI	Kukurydza	3,2064	0,0245	Kukurydza	OECD BCI	1,8949	0,1322
4	OECD BCI	Wieprzowina	2,8387	0,0259	Wieprzowina	OECD BCI	0,8472	0,4971
3	OECD BCI	Wołowina	3,2660	0,0227	Wołowina	OECD BCI	1,3279	0,2669
2	OECD BCI	Drób	0,1484	0,8622	Drób	OECD BCI	1,0788	0,3422
3	OECD BCI	Dairy index	5,2207	0,0018	Dairy index	OECD BCI	1,3318	0,2656

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rysunku 4.1.1. i 4.1.2.

Zmienną, która w żadnym przypadku nie wyprzedzała zmian światowych cen surowców rolnych jest stawka oprocentowania trzymiesięcznych depozytów LIBOR. W niektórych przypadkach zależności były odwrotne. Również wyjątkowo słabo światowe ceny surowców rolnych reagują na zmiany kursów wal-



towych (euro/dolar). Kurs USD/EUR okazał się przyczyną w sensie Grangera jedynie dla światowych cen wieprzowiny (dla  $p < 0,05$ ).

Zaskakujące wyniki uzyskano analizując zależności między cenami ropy naftowej Brent a cenami surowców rolnych. Z analiz wynika, że zmiany cen ropy (w sensie Grangera) nie wpływają na światowe (amerykańskie) ceny pszenicy i ceny kukurydzy. Wynikać to może z faktu, że analizowano ceny dla pierwszych przyrostów nie uwzględniając zależności długookresowych. Z badań innych autorów [np. Arshad, Hammedd 2009] również wynika brak zależności krótkookresowych między cenami ropy a cenami pszenicy i kukurydzy przy jednoczesnym występowaniu zależności długookresowej (kointegracyjnej). Co ciekawe, w przypadku polskich cen pszenicy występują zależności krótkookresowe (ceny ropy są przyczyną dla cen pszenicy) przy braku relacji kointegrującej [Hamulczuk, Klimkowski 2012]. Ceny ropy Brent okazały się przyczyną w sensie Grangera dla światowych cen wołowiny, zaś w przypadku cen wieprzowiny i cen produktów mlecznych (*dairy index*) zależności były dwustronne.

### Ceny krajowe a ceny światowe

Wyniki analizy przyczynowości pomiędzy cenami światowymi a cenami polskimi analogicznych produktów rolnych zamieszczone zostały w tabeli 4.2.2. Kierunki przepływu impulsów cenowych są zgodne z oczekiwaniami i wynikami innych badań [por. Rembeza 2006, 2007]. Praktycznie w każdym przypadku zauważyć można, że dominuje kierunek przepływu informacji od cen światowych do cen krajowych. Wskazuje to na zasadność założenia, że Polska jest małą otwartą gospodarką i potwierdza, iż jesteśmy biorcą cen światowych.

**Tabela 4.2.2. Wyniki testu przyczynowości Grangera między cenami światowymi a cenami krajowymi produktów rolnych (w przeliczeniu na USD)**

df	Przyczyna: cena światowa	Skutek: cena krajowa	$F$	$p$	Przyczyna: cena krajowa	Skutek: cena światowa	$F$	$p$
2	Pszenica	Pszenica PL	4,8781	0,0087	Pszenica PL	Pszenica	3,4487	0,0339
1	Kukurydza	Kukurydza PL	10,6260	0,0014	Kukurydza PL	Kukurydza	2,5941	0,1098
2	Wieprzowina	Wieprzowina PL	2,8709	0,0593	Wieprzowina PL	Wieprzowina	2,4711	0,0874
2	Wołowina	Wołowina PL	2,5869	0,0781	Wołowina PL	Wołowina	1,1013	0,3347
2	Drób	Drób PL	2,3166	0,1016	Drób PL	Drób	0,7413	0,4779
2	Dairy index	Mleko PL	7,4986	0,0007	Mleko PL	Dairy index	2,7535	0,0664

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rysunku 4.1.2 i 4.1.3.

Najsilniejsze powiązania cenowe występują w przypadku cen zbóż, cen mleka oraz cen wołowiny. Nieco słabsze są powiązania cenowe w przypadku cen wieprzowiny i drobiu. Najmniejsze różnice między wartościami statystyk  $F$  (oraz  $p$ ) wskazują na dwustronne powiązania na rynku wieprzowiny, pszenicy

i mleka. Należy podkreślić, że przedstawione tutaj wielkości obrazują zależności krótkookresowe. W wielu przypadkach mamy do czynienia z równową dłuookresową (rozdział 4.3), stąd zależności te są jeszcze silniejsze od przedstawionych w tabeli 4.2.2.

### Interakcje między światowymi cenami produktów rolnych

Na rynku produktów rolnych należy oczekiwać występowania pewnych zależności międzyrynkowych. Wynika to z występowania zależności o charakterze substytucyjnym i komplementarnym między poszczególnymi towarami. Zasadnicze pytanie brzmi, które rynki są dominujące, jeżeli chodzi o przepływ sygnałów cenowych. Przykładowo, czy większy jest wpływ rynku wieprzowiny na rynek zbożowy, czy też rynku zbożowego na rynek wieprzowiny. Na to pytanie również spróbujemy odpowiedzieć z wykorzystaniem testów przyczynowości.

Wyniki analizy przyczynowości pomiędzy cenami światowymi poszczególnych produktów rolnych zamieszczone zostały w tabeli 4.2.3. Można uznać, że zależności międzyrynkowe nie są silne i nie dają jednoznacznego obrazu występujących powiązań międzyrynkowych. Należy podkreślić, że są to zależności krótkookresowe, nie wykluczające występowania równowagi dłuookresowej.

**Tabela 4.2.3. Wyniki testu przyczynowości Grangera między światowymi cenami produktów rolnych**

df	Przyczyna	Skutek	<i>F</i>	<i>p</i>	Przyczyna	Skutek	<i>F</i>	<i>p</i>
4	Pszenica	Kukurydza	2,9612	0,0213	Kukurydza	Pszenica	1,1268	0,3455
2	Pszenica	Wieprzowina	0,3432	0,7100	Wieprzowina	Pszenica	0,5142	0,5988
2	Pszenica	Wołowina	0,5477	0,5793	Wołowina	Pszenica	1,6314	0,1986
2	Pszenica	Drób	1,6535	0,1943	Drób	Pszenica	2,4488	0,0893
4	Pszenica	Dairy index	1,0114	0,4030	Dairy index	Pszenica	1,7979	0,1314
2	Kukurydza	Wieprzowina	2,2725	0,1060	Wieprzowina	Kukurydza	1,6608	0,1929
1	Kukurydza	Wołowina F	0,9761	0,3245	Wołowina	Kukurydza	3,3771	0,0677
2	Kukurydza	Drób	1,2971	0,2759	Drób	Kukurydza	1,5655	0,2118
1	Kukurydza	Dairy index	9,1667	0,0028	Dairy index	Kukurydza	0,4119	0,5218
2	Wieprzowina	Wołowina	0,4907	0,6130	Wołowina	Wieprzowina	0,2563	0,7742
2	Wieprzowina	Drób	0,2960	0,7441	Drób	Wieprzowina	0,3472	0,7072
4	Wieprzowina	Dairy index	2,4069	0,0514	Dairy index	Wieprzowina	0,8484	0,4964
2	Wołowina	Drób	3,8558	0,0229	Drób	Wołowina F	0,8785	0,4172
1	Wołowina	Dairy index	3,2928	0,0712	Dairy index	Wołowina	0,7699	0,3814
2	Drób	Dairy index	0,3858	0,6805	Dairy index	Drób	1,4013	0,2490

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rysunku 4.1.2.

Wśród zmiennych, które najczęściej okazywały się być przyczyną w sensie Grangera dla innych zmiennych są ceny wołowiny. Są one istotne (na po-

ziomie  $p < 0,1$ ) dla kształtowania się cen drobiu, mleka i kukurydzy. Mają one pewne właściwości prognostyczne dla cen pszenicy, natomiast nie uzyskano potwierdzenia, aby dawały dodatkową informację przy wyjaśnianiu cen wieprzowiny.

Po drugiej stronie znajdują się ceny produktów mlecznych wyrażone indeksem cen światowych. Szereg czasowy je reprezentujący w żadnym przypadku nie okazał się przyczyną dla innych zmiennych, a impulsy cenowe z rynku wołowiny, wieprzowiny i kukurydzy wносиły dodatkową informację w wyjaśnianie kształtowania się cen produktów mlecznych.

Syntetyczny obraz zależności między zmiennymi dają średnie wartości statystyk  $p$  dla przeszłych zmiennych usuwanych z równania. Uszeregowanie zmienne według średniej wielkości  $p$  jest następujące (od najmniejszej wartości do największej): kukurydza, wołowina, mleko, pszenica, drób, wieprzowina.

### **Interakcje między cenami skupu produktów rolnych w Polsce**

Ocenę przyczynowości dla szeregów czasowych cen surowców rolnych w Polsce przedstawiono w tabeli 4.2.4. Spośród wszystkich zmiennych najwięcej informacji do kształtowania się innych zmiennych ( $p < 0,1$ ) wносиły ceny żyta (czterokrotnie), ceny pszenicy i ceny wołowiny (trzykrotnie). Ani razu nie wносиły dodatkowej informacji dla cen pozostałych surowców rolnych ceny kukurydzy.

W celu zsyntezowania w przybliżeniu kierunku przebiegu impulsów cenowych obliczono średnie wartości  $p$  dla zmiennych będących przyczyną (tabela 4.2.4). Wówczas zmienne reprezentujące ceny można uszeregować następująco: pszenica (0,21), wołowina (0,27), żyto (0,29), wieprzowina (0,32), mleko (0,35), drób (0,38), kukurydza (0,45). Wartości w nawiasach są średnimi wartościami  $p$  z tabeli 4.2.4. Oznacza to, że „przeciętnie” najwięcej informacji dla zachowania innych cen wnoszą ceny pszenicy, zaś najmniej – ceny kukurydzy. Przy czym należy zauważyć, że ceny wołowiny są przyczyną w sensie Grangera dla cen pszenicy, które mają najniższą średnią wartość  $p$ .

**Tabela 4.2.4. Wyniki testu przyczynowości Grangera między cenami skupu produktów rolnych w Polsce**

df	Przyczyna	Skutek	<i>F</i>	<i>p</i>	Przyczyna	Skutek	<i>F</i>	<i>p</i>
1	Pszenica	Żyto	14,3720	0,0002	Żyto	Pszenica	0,2437	0,6221
3	Pszenica	Kukurydza	16,0350	0,0000	Kukurydza	Pszenica	1,6333	0,1855
1	Pszenica	Wieprzowina	1,2402	0,2669	Wieprzowina	Pszenica	0,1160	0,7338
2	Pszenica	Wołowina	0,3008	0,7406	Wołowina	Pszenica	5,4663	0,0050
1	Pszenica	Drób	3,9028	0,0497	Drób	Pszenica	0,0339	0,8541
1	Pszenica	Mleko	1,6335	0,2029	Mleko	Pszenica	1,6084	0,2063
1	Żyto	Kukurydza	30,2490	0,0000	Kukurydza	Żyto	0,9305	0,3366
4	Żyto	Wieprzowina	2,7059	0,0320	Wieprzowina	Żyto	1,3301	0,2606
2	Żyto	Wołowina	0,0564	0,9452	Wołowina	Żyto	2,6166	0,0758
1	Żyto	Drób	4,0382	0,0460	Drób	Żyto	0,2756	0,6003
1	Żyto	Mleko	3,0652	0,0817	Mleko	Żyto	2,0433	0,1546
1	Kukurydza	Wieprzowina	0,0290	0,8650	Wieprzowina	Kukurydza	2,0144	0,1584
1	Kukurydza	Wołowina	0,0249	0,8749	Wołowina	Kukurydza	0,0056	0,9402
1	Kukurydza	Drób	0,5004	0,4807	Drób	Kukurydza	2,4215	0,1223
1	Kukurydza	Mleko	1,7432	0,1892	Mleko	Kukurydza	3,7554	0,0549
4	Wieprzowina	Wołowina	0,9520	0,4354	Wołowina	Wieprzowina	2,2227	0,0685
2	Wieprzowina	Drób	2,6686	0,0721	Drób	Wieprzowina	1,9732	0,1420
2	Wieprzowina	Mleko	1,4088	0,2471	Mleko	Wieprzowina	0,7463	0,4756
1	Wołowina	Drób	1,6022	0,2072	Drób	Wołowina	0,1191	0,7304
2	Wołowina	Mleko	1,0524	0,3512	Mleko	Wołowina	0,3951	0,6742
1	Drób	Mleko	2,5567	0,1116	Mleko	Drób	0,0068	0,9341

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rysunku 4.1.3.

### 4.3. Testowanie występowania zależności długookresowych

Przedstawione w rozdziale 4.2 wyniki testu przyczynowości w sensie Grangera dają prawidłowe wyniki w przypadku, gdy zmienne są stacjonarne. Jeżeli wyjściowe zmienne są niestacjonarne i doprowadzamy je do stacjonarności poprzez różnicowanie, badanie przyczynowości może być obciążone pewnym ryzykiem. Chodzi o to, że gdy istnieją zależności długookresowe (kointegracyjne) między zmiennymi, wyniki przyczynowości mogą prowadzić do błędnych konkluzji [Osińska 2008]. W przypadku braku zależności długookresowej wyniki badania przyczynowości z rozdziału 4.2 są prawidłowe.

Zatem w niniejszym podrozdziale spróbujemy odpowiedzieć na pytanie, czy między zmiennymi reprezentującymi ceny surowców rolnych występują zależności długookresowe. Wykorzystany zostanie test Johansena opisany w rozdziale 2.3 oparty na statystyce śladu. W tabeli pominięto wartości statystyki testu LM, gdyż dawał on praktycznie te same wyniki co test oparty na statystyce śladu. Test oparto na zmiennych logarytmowanych. Jeżeli co najmniej jedna

zmienna charakteryzowała się wahaniami sezonowymi, włączano zmienne sezonowe. Opóźnienia przyjęto korzystając z wyników z rozdziału 4.2.

Testując kointegrację, gdy jedną ze zmiennych była cena wołowiny w Polsce, do zmiennych egzogenicznych włączono zmienną zerojedynkową, niwelującą efekt skokowej zmiany cen wołowiny po wejściu Polski do Unii Europejskiej. Oceniając występowanie zależności długookresowych w relacji Polska–świat ceny polskie przeliczano na dolary wg kursu NBP.

### Czynniki makroekonomiczne a ceny światowe

W tabeli 4.3.1 zamieszczone są wyniki testu Johansena, opartego na statystyce śladu, badającego skointegrowanie zmiennych opisujących sytuację makroekonomiczną i cen światowych surowców rolnych.

**Tabela 4.3.1. Wyniki testu Johansena (bez trendu) – zmienne makroekonomiczne a ceny światowe**

Zmienna niezależna	Zmienna zależna	df	Rząd macierzy – 0			Rząd macierzy – 1		
			Wartość własna	$\lambda_{trace}$	$p$	Wartość własna	$\lambda_{trace}$	$p$
Ropa Brent	Pszenica	1	0,0576	12,1660	0,1505	0,0028	0,5443	0,4607
	Kukurydza	1	0,0504	11,4800	0,1861	0,0068	1,3416	0,2467
	Wieprzowina	2	0,0568	13,7520	0,0894	0,0120	2,3504	0,1253
	Wołowina	1	0,0388	8,1774	0,4539	0,0021	0,4132	0,5203
	Drób	2	0,0565	11,8740	0,1649	0,0027	0,5324	0,4656
	Dairy index	2	0,0512	11,3480	0,1937	0,0057	1,1054	0,2931
USD/EUR	Pszenica	2	0,0398	9,0906	0,3637	0,0060	1,1685	0,2797
	Kukurydza	1	0,0239	6,2828	0,6663	0,0079	1,5463	0,2137
	Wieprzowina	2	0,0567	13,6320	0,0931	0,0115	2,2522	0,1334
	Wołowina	2	0,0243	4,9419	0,8128	0,0007	0,1414	0,7069
	Drób	2	0,0550	11,7310	0,1723	0,0036	0,7022	0,4020
	Dairy index	2	0,0485	11,5750	0,1808	0,0096	1,8878	0,1694
LIBOR	Pszenica	1	0,0262	5,5109	0,7531	0,0016	0,3111	0,5770
	Kukurydza	1	0,0248	5,0407	0,8028	0,0006	0,1226	0,7263
	Wieprzowina	2	0,0595	12,9640	0,1163	0,0051	1,0031	0,3166
	Wołowina	2	0,0440	8,8337	0,3879	0,0003	0,0668	0,7961
	Drób	2	0,0326	6,7013	0,6181	0,0012	0,2372	0,6262
	Dairy index	1	0,0256	5,5667	0,7470	0,0025	0,4844	0,4865
OECD-BCI	Pszenica	3	0,0777	17,6640	0,0216	0,0101	1,9768	0,1597
	Kukurydza	3	0,0717	16,1060	0,0388	0,0086	1,6774	0,1953
	Wieprzowina	4	0,0595	20,4900	0,0070	0,0438	8,6509	0,0033
	Wołowina	3	0,0613	12,2760	0,1453	0,0000	0,0015	0,9689
	Drób	2	0,0404	9,5364	0,3240	0,0076	1,4962	0,2213
	Dairy index	3	0,0764	17,3580	0,0242	0,0100	1,9425	0,1634

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rysunku 4.1.1 i 4.1.2.

Potwierdzenie skointegrowania zmiennych, sygnalizujące występowanie długookresowych zależności pomiędzy cenami światowych surowców rolnych a zmiennymi makroekonomicznymi, wystąpiło w niewielu przypadkach. Każdy z szeregów czasowych zmiennych makroekonomicznych skointegrowany był z szeregiem czasowym cen światowych wieprzowiny. Pozostałe szeregi czasowe światowych cen surowców rolnych (z wyjątkiem szeregu czasowego cen mięsa drobiowego) skointegrowane były jedynie z szeregiem czasowym wskaźnika koniunktury gospodarczej dla krajów OECD.

Opisując relacje pomiędzy światowymi cenami surowców rolnych i zmiennymi makroekonomicznymi od innej strony, można stwierdzić, że długookresowa zależność występuje jedynie w przypadku szeregu czasowego wskaźnika koniunktury gospodarczej dla krajów OECD. W przypadku pozostałych zmiennych makroekonomicznych zależność długookresowa występowała jedynie w przypadku cen wieprzowiny. Potwierdza to wniosek sformułowany w rozdziale 4.2, że spośród zmiennych makroekonomicznych największe zdolności prognostyczne dla cen surowców rolnych ma wskaźnik koniunktury gospodarczej dla krajów OECD.

### Ceny krajowe a ceny światowe

Badając zależności długookresowe między cenami polskimi a cenami światowymi, ceny polskie wyrażono w dolarach, mnożąc cenę w złotych przez kurs USD/PLN. Zawarte w tabeli 4.3.2 wyniki testu Johansena, przy pomocy którego badane było występowanie zależności długookresowych pomiędzy cenami światowymi a cenami polskimi analogicznych produktów rolnych, wskazują, że tylko w niektórych przypadkach takie zależności mają miejsce.

**Tabela 4.3.2. Wyniki testu Johansena świat – Polska (przeliczonych na USD)**

Zmienna niezależna (świat)	Zmienna zależna (Polska)	df	Rząd macierzy – 0			Rząd macierzy – 1		
			Wartość własna	$\lambda_{trace}$	$p$	Wartość własna	$\lambda_{trace}$	$p$
Pszenvica	Pszenvica	2	0,0830	18,3900	0,0163	0,0076	1,4924	0,2218
Kukurydza	Kukurydza	1	0,0901	14,1170	0,0789	0,0093	1,2710	0,2596
Wieprzovina	Wieprzovina	2	0,0609	15,7220	0,0446	0,0176	3,4601	0,0629
Wołowina	Wołowina	2	0,0432	8,6327	0,4075	0,0001	0,0241	0,8767
Drób	Drób	2	0,0527	11,3600	0,1930	0,0041	0,7954	0,3725
Dairy index	Mleko	2	0,0796	18,0030	0,0189	0,0094	1,8358	0,1754

*Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rysunku 4.1.2, 4.1.3.*

Zależności długookresowe pojawiają się przede wszystkim na rynku zbóż. Zarówno w przypadku cen pszenicy, jak i kukurydzy, można mówić o skointegrowaniu szeregów czasowych cen polskich i światowych, w tym drugim przy-

padku hipotezy o braku skointegrowania nie można odrzucić na poziomie 0,05 ( $p = 0,0789$ ), co identyfikuje występowanie zależności długookresowej. Zależność długookresową można zidentyfikować również w przypadku polskich cen mleka i wskaźnika cen światowych produktów mlecznych (*dairy index*). Interesujący jest przypadek polskich i światowych cen wieprzowiny. Szeregi czasowe tych cen są niestacjonarne (por. tabele 4.1.3-4.1.6), ale łączny ich rozkład jest stacjonarny, na co wskazuje pełny rząd macierzy  $\Pi$  w teście Johannesa.

W pozostałych przypadkach zależność długookresowa pomiędzy cenami światowymi i cenami polskimi analogicznych produktów nie została zidentyfikowana. W przypadku wołowiny wynika to z szoku strukturalnego związanego ze wstąpieniem Polski do Unii Europejskiej. Identyfikacja zależności długookresowych dla zmian strukturalnych szeregów czasowych jest dosyć utrudniona. Natomiast przypomnieć należy, że stwierdzono zależności krótkookresowe między światowymi a polskimi cenami wołowiny (rozdz. 4.2, tab. 4.2.2).

### Zależności długookresowe między światowymi cenami produktów rolnych

W tabeli 4.3.3 zamieszczone są wyniki testu Johansena badającego występowanie długookresowych zależności między szeregami czasowymi światowych cen surowców rolnych. Zależności takie zidentyfikowane zostały w kilku przypadkach. Stwierdzić można przede wszystkim skointegrowanie (a więc i występowanie zależności długookresowej) w przypadku szeregów czasowych cen zbóż: pszenicy i kukurydzy ( $p = 0,058$ ).

**Tabela 4.3.3. Wyniki testu Johansena - ceny światowe**

Zmienna niezależna	Zmienna zależna	df	Rząd macierzy – 0			Rząd macierzy – 1		
			Wartość	$\lambda_{trace}$	$p$	Wartość	$\lambda_{trace}$	$p$
Pszenica	Kukurydza	4	0,0683	14,9690	0,0585	0,0068	1,3180	0,2509
	Wieprzowina	2	0,0462	10,4940	0,2489	0,0065	1,2706	0,2596
	Wołowina	2	0,0493	9,8700	0,2962	0,0001	0,0056	0,9406
	Drób	2	0,1061	21,8720	0,0040	0,0000	0,0004	0,9848
	Dairy index	4	0,1035	22,9310	0,0026	0,0095	1,8417	0,1748
Kukurydza	Wieprzowina	2	0,0438	10,2790	0,2646	0,0079	1,5542	0,2125
	Wołowina	1	0,0453	9,1115	0,3618	0,0002	0,0354	0,8508
	Drób	2	0,1052	21,6920	0,0043	0,0001	0,0234	0,8785
	Dairy index	1	0,0614	14,4420	0,0705	0,0102	2,0133	0,1559
Wieprzowina	Wołowina	2	0,0512	10,3510	0,2592	0,0005	0,0957	0,7571
	Drób	2	0,0622	12,9120	0,1183	0,0020	0,3907	0,5319
	Dairy index	4	0,0606	15,8660	0,0423	0,0195	3,7918	0,0515
Wołowina	Drób	2	0,0572	11,5220	0,1838	0,0002	0,0453	0,8315
	Dairy index	1	0,0438	9,5352	0,3241	0,0038	0,7522	0,3858
Drób	Dairy index	2	0,0878	18,9440	0,0131	0,0053	1,0306	0,3100

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rysunku 4.1.2.

Nie występowała natomiast zależność długookresowa pomiędzy obydwoma szeregami czasowymi cen zbóż z jednej strony a szeregami czasowymi cen wołowiny i wieprzowiny z drugiej strony. Wyjaśnieniem może być silne uregulowanie rynku wołowiny, pojawianie się szoków strukturalnych związanych z polityką i chorobą BSE. Należy też przypomnieć, że mamy również do czynienia z krótkookresowymi zależnościami przyczynowymi między szeregami cen kukurydzy i wołowiny. Zmiany cen kukurydzy w USA są przyczyną w sensie Grangera dla tamtejszych zmian cen wołowiny (por. tab. 4.3.3, tab. 4.2.3).

Długookresowa zależność występuje w przypadku szeregu czasowego cen światowych mięsa drobiowego oraz szeregu czasowego cen kukurydzy i cen pszenicy. Związek ten wydaje się naturalny na tej zasadzie, że zboża stanowią surowiec do produkcji pasz niezbędnych w produkcji mięsa drobiowego. Podobnie można też wyjaśnić występowanie zależności długookresowej pomiędzy obydwoma analizowanymi szeregami czasowymi cen zbóż a szeregiem czasowym cen produktów mlecznych (*dairy index*).

Zależności długookresowe pojawiały się również pomiędzy szeregami czasowymi cen produktów zwierzęcych. Działo się tak w przypadku szeregów czasowych cen wieprzowiny i produktów mlecznych oraz dla szeregów czasowych cen wołowiny i drobiu. Nie pojawiła się natomiast zależność długookresowa pomiędzy szeregami czasowymi cen wołowiny i wieprzowiny. Brakowało również zależności przyczynowej w sensie Grangera (rozd. 4.2) między tymi szeregami czasowymi. Nie stwierdzono zależności długookresowych również pomiędzy szeregami czasowymi cen wołowiny i produktów mlecznych. W tym ostatnim przypadku test oparty na statystyce  $F$  wskazał, że ceny wołowiny są przyczyną w sensie Grangera dla cen produktów mlecznych (tab. 4.2.3).

### **Zależności długookresowe między polskimi cenami produktów rolnych**

Wyniki testowania zależności długookresowych między szeregami czasowymi cen surowców rolnych w Polsce przedstawiono w tabeli 4.3.4. Zauważyć można, że w przeważającej większości przypadków mamy do czynienia ze skointegrowaniem zmiennych, co jest samym w sobie potwierdzeniem zależności przyczynowych. Można uznać, że jedynie odmienne zachowania występują dla cen mleka. Zmienna ta nie jest skointegrowana z żadną inną zmienną reprezentującą ceny pozostałych analizowanych surowców rolnych. Przy czym najbliższej do odrzucenia hipotezy zerowej było w przypadku badania zależności z cenami wołowiny. W przypadku zależności krótkookresowych ceny mleka były tylko w jednym przypadku przyczyną dla innych cen, co wykazał test Grangera.



**Tabela 4.3.4. Wyniki testu Johansena dla cen skupu surowców rolnych w Polsce**

Zmienna niezależna	Zmienna zależna	df	Rząd macierzy – 0			Rząd macierzy – 1		
			Wartość własna	$\lambda_{trace}$	$p$	Wartość własna	$\lambda_{trace}$	$p$
Pszenica	Żyto	1	0,0746	18,6830	0,0145	0,0177	3,4914	0,0617
	Kukurydza	3	0,1860	33,1150	0,0000	0,0370	5,1291	0,0235
	Wieprzowina	1	0,1055	27,0430	0,0004	0,0262	5,1928	0,0227
	Wołowina	2	0,0934	19,6850	0,0097	0,0029	0,5705	0,4501
	Drób	1	0,0981	25,3960	0,0009	0,0260	5,1693	0,0230
	Mleko	1	0,0469	12,2730	0,1454	0,0145	2,8534	0,0912
Żyto	Kukurydza	1	0,0984	16,7840	0,0301	0,0196	2,6906	0,1009
	Wieprzowina	4	0,0747	17,6420	0,0217	0,0137	2,6600	0,1029
	Wołowina	1	0,0761	16,5620	0,0327	0,0053	1,0479	0,3060
	Drób	2	0,0772	19,9220	0,0089	0,0216	4,2612	0,0390
	Mleko	1	0,0310	9,0520	0,3673	0,0146	2,8797	0,0897
Kukurydza	Wieprzowina	1	0,0888	16,4000	0,0348	0,0273	3,7594	0,0525
	Wołowina	1	0,1016	15,6150	0,0464	0,0076	1,0405	0,3077
	Drób	1	0,1025	16,9500	0,0283	0,0164	2,2474	0,1338
	Mleko	1	0,0583	10,1740	0,2725	0,0146	1,9982	0,1575
Wieprzowina	Wołowina	4	0,0865	20,0120	0,0085	0,0131	2,5472	0,1105
	Drób	2	0,0537	15,2050	0,0538	0,0225	4,4384	0,0351
	Mleko	2	0,0496	12,7730	0,1238	0,0145	2,8528	0,0912
Wołowina	Drób	1	0,0637	15,4240	0,0497	0,0128	2,5184	0,1125
	Mleko	2	0,0550	13,6140	0,0937	0,0131	2,5783	0,1083
Drób	Mleko	1	0,0496	15,0590	0,1386	0,0257	5,0962	0,0240

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rysunku 4.1.3.

Należy podkreślić skointegrowanie szeregu czasowego cen wołowiny z pozostałymi szeregami czasowymi. Jest to w dużej mierze wynik uwzględnienia zmian strukturalnych (wejście do UE) w postaci dodatkowej zmiennej egzogenicznej. Bez tej zmiennej we wszystkich przypadkach ceny wołowiny nie wykazywały długookresowych relacji z innymi cenami w Polsce. Wynika to stąd, że strukturalne szoki, jak ten związany ze wstąpieniem Polski do UE, obniżają moc zwykłych testów kointegracji czy pierwiastka jednostkowego.

## 5. Krótkookresowe prognozy cen surowców rolnych z modeli przyczynowych (VAR i VECM)

Niniejszy rozdział poświęcono aplikacji modeli VAR i VECM<sup>36</sup> do prognozowania cen surowców rolnych w Polsce. W modelach tej klasy liczba zmiennych endogenicznych jest ograniczana najczęściej do 2-4. Stąd należy mieć świadomość, że dla pełnego obrazu przyszłości cen na całym rynku rolnym należy oszacować wiele modeli. Główne problemy wiążą się z budową kompleksowego systemu równań, które byłyby powiązane ze sobą. Z uwagi na szeroką problematykę w niniejszym rozdziale przedstawiono jedynie wybrane empiryczne modele.

Wszystkie zaprezentowane modele oszacowano na podstawie danych miesięcznych przedstawionych w rozdziale czwartym z okresu od stycznia 1996 do czerwca 2012 roku. Tylko jeden model był szacowany na podstawie okresu krótszego. Prognozy obliczono na kolejne dwanaście miesięcy. Z uwagi, że oszacowania modeli i statystyki zajmują dużo miejsca, nie przedstawiono ich w wersjach tabelarycznych. Opisano jedynie specyfikację modeli, przedstawiono ich charakterystyki tabelarycznie oraz przedstawiono graficznie ostateczny wynik modelowania – prognozy poszczególnych zmiennych.

### 5.1. *Koncepcja prognozowania cen surowców rolnych*

Należy przyjąć, że głównym celem badań jest wykonanie krótkookresowych prognoz cen surowców rolnych w Polsce na podstawie modeli VAR-VECM. Do tego zagadnienia można podejść na dwa sposoby. Z jednej strony można oszacować model dla cen polskich w jakiś sposób łącząc je ze sobą. Z drugiej zaś strony można spróbować rozszerzyć badania przygotowując kompleksowy system prognoz zmiennych makroekonomicznych, cen światowych i cen krajowych. Można łączyć te rozważania obliczając wiele wariantów prognoz na podstawie alternatywnych modeli.

Innym podejściem jest oszacowanie kilku alternatywnych modeli bezpośrednio dla cen krajowych. Uzasadnieniem dla takiego sposobu postępowania jest przyjęcie założenia, że ceny uwzględniają całą dostępną informację rynkową, a ich poziom jest pochodną dostępnych informacji i oczekiwań rynkowych. Zatem ceny w Polsce zawierają w sobie informacje o cenach innych surowców rolnych w kraju, o czynnikach makroekonomicznych w kraju i na świecie (ko-

---

<sup>36</sup> Modele wektorowej autoregresji (VAR) i wektorowe modele korekty błędem (VECM) omówiono w rozdziale 2.

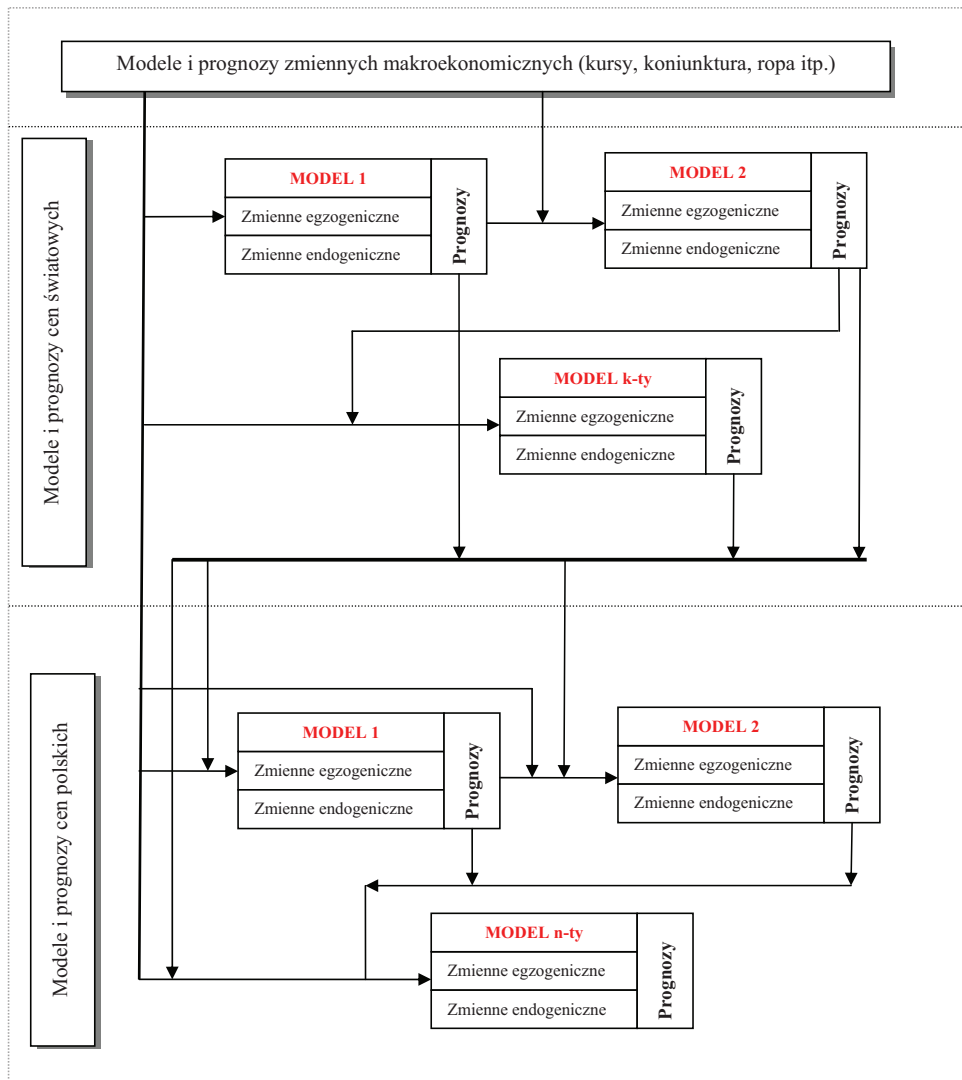
niunktura, kursy, stopy procentowe) oraz o cenach surowców (nie tylko rolnych) na świecie. Oczywiście przyjmując te założenia można byłoby dojść do wniosku, że wystarczające jest prognozowanie cen na podstawie jednowymiarowych szeregów czasowych, ale naszym celem jest prognozowanie przy użyciu modeli wykorzystujących zależności z innymi zmiennymi. Zmiany cen bowiem są warunkowane określonymi czynnikami. Zastosowanie tych modeli wnika w istotę związków i zależności, jakie występują na rynku.

Najważniejszą kwestią jest, czy i w jaki sposób łączyć poszczególne modele ze sobą, po to, aby uzyskać spójny obraz przyszłości. Łączenie modeli może polegać na włączaniu wyników (prognoz) z jednego modelu w formie zmiennych egzogenicznych do innych modeli. Aby to zrobić, należy przede wszystkim odpowiedzieć na pytanie, które rynki należy modelować jako pierwsze. Przykładowo, czy najpierw oszacowany powinien być model dla cen zbóż czy też dla cen skupu żywca. Odpowiedź na to pytanie można uzyskać na podstawie wiedzy eksperckiej, jak i wyników testowania przyczynowości.

Z drugiej strony, można próbować wykonać prognozy w postaci pewnego spójnego, całościowego systemu. Można to porównać do istoty modeli równowagi cząstkowej (rozdz. 3), z tym że system uwzględniałby praktycznie jeden parametr – mianowicie ceny rynkowe (oprócz zmiennych makroekonomicznych). Zatem najpierw należałoby wykonać prognozy dla cen i parametrów rynkowych znajdujących się poza sektorem rolnym (zmienne makroekonomiczne, ceny paliw). Następnie należałoby przejść do modeli i prognoz światowych cen surowców rolnych budowanych z uwzględnieniem najważniejszych informacji makroekonomicznych. Dopiero w kolejnym kroku można przejść do modelowania cen krajowych, uwzględniając przy tym prognozy obliczone w dwóch poprzednich krokach. Schemat takiego postępowania pokazuje rysunek 5.1.1.

Takie podejście zasadniczo bazuje na powiązaniach jednokierunkowych, stąd istotna jest kolejność modelowania poszczególnych zmiennych. Powiązanie modeli w system polega na włączaniu zmiennych (i prognoz) z modeli oszacowanych wcześniej do zestawu zmiennych egzogenicznych w kolejnych modelach. Zasadnicze pytanie dotyczy formy tych zmiennych (poziomy, różnice, opóźnienia). Do zmiennych egzogenicznych należy podchodzić z dużą ostrożnością. Po pierwsze, dlatego że mogą one dosyć mocno zmienić zależności. Po drugie, tych samych zmiennych nie należy włączać jednocześnie do wszystkich modeli, ponieważ ich efekty mogą się zwielokrotnić (multiplikować).

**Rysunek 5.1.1. Przykładowy schemat powiązań między modelami VAR, VECM służącymi prognozowaniu cen rolnych**



Źródło: opracowanie własne.

Należy mieć świadomość, że błędy prognoz z modeli zmiennych makroekonomicznych i cen światowych będą przenoszone na rynek polski. Dlatego też warto obliczyć prognozy według różnych specyfikacji modeli. Zmieniając kolejność szacowanych modeli oraz zestawy zmiennych endogenicznych i egzogenicznych, uzyskujemy alternatywne warianty prognoz. Przykładowo, można łącznie modelować i prognozować ceny światowe oraz krajowe na tych samych

rynkach. Generalnie liczba alternatywnych modeli dla tych samych zmiennych jest duża. Podstawowe problemy wiążą się z kolejnością szacowania modeli dla poszczególnych zmiennych oraz sposobem łączenia poszczególnych modeli ze sobą. Stąd należałoby się zastanowić nad pewnym uśrednianiem wyników i włączeniem ekspertów w proces weryfikacji uzyskanych wyników.

## **5.2. Prognozy zmiennych makroekonomicznych**

W świetle teoretycznych rozważań, wyników badań empirycznych zamieszczonych w rozdziale 4, czy innych badań dostępnych w literaturze przedmiotu należy przyjąć, że ceny surowców rolnych w Polsce w decydującym stopniu są pochodną kształtowania się cen światowych [np. Rembeza 2010]. Z kolei ceny światowe w dużej mierze mogą być uwarunkowane nie tylko sytuacją na rynkach globalnych, ale i czynnikami makroekonomicznymi. Potwierdzają to częściowo wyniki badania przyczynowości i relacji długookresowych zawarte w rozdziale 4.

Stąd, aby mieć pełniejszy obraz czynników determinujących ruchy cen w Polsce, należy wcześniej oszacować modele i na ich podstawie obliczyć prognozy zmiennych makroekonomicznych i cen światowych surowców rolnych. Następnie można uwzględnić te zmienne wraz z ich prognozami w postaci zmiennych egzogenicznych w modelach VAR i VECM wykonanych dla cen krajowych.

W pierwszym kroku podjęto próbę budowy modelu VAR lub VECM dla zmiennych spoza sektora rolnego. Są to zmienne opisane w rozdziale 4.1, wyrażające zmiany aktywności gospodarczej w krajach OECD, kursy walut, ceny ropy i kształtowanie się stóp procentowych LIBOR. W tym celu oszacowano dwa modele. Jeden model VECM i jeden model VAR.

### **Modele**

Na początku oszacowano model VECM dla następujących zmiennych: kursu USD/EUR, wskaźnika koniunktury OECD-BCI, cen ropy Brent, oprocentowania 3M-LIBOR. Wszystkie zmienne oprócz OECD-BCI, która pokazuje odchylenia od trendu, były w logarytmach. Wybór modelu VECM podyktowany był wynikami testu Johansena, gdzie zarówno wnioski oparte na statystyce śladu, jak i statystyce największej wiarygodności wskazywały na występowanie jednego wektora kointegrującego. Do modelu włączono w formie zmiennych egzogenicznych dyskretnych zmienne sezonowe z uwagi na sezonowość, jaką charakteryzują się ceny ropy.

Optymalne opóźnienie w świetle kryterium Akaike'a (AIC) to 3, zaś pozostałe kryteria: Schwarz'a i Hannana-Quinna (BIC, HQC) wskazują na 2 opóźnienia systemu jako najlepsze. Do analiz wybrano 4 opóźnienia, ponieważ przy opóźnieniu niższego rzędu występowała autokorelacja w resztach dwóch modeli. Dzięki temu w ostatecznym modelu reszty wszystkich równań charakteryzowały się brakiem autorelacji (test Ljung-Boxa dla  $p = 0,05$ ).

**Tabela 5.2.1. Podstawowe charakterystyki równań modelu VECM wykorzystanych w prognozowaniu zmiennych makroekonomicznych (ceny ropy BRENT, wskaźnika koniunktury OECD-BCI, kursu USD/EUR i oprocentowania 3M-LIBOR)**

Parametr opisowy	Równania zmiennych				
	Ropa Brent	USD/EUR	3M-LIBOR	OECD-BCI	
Współczynnik determinacji ( $R^2$ )	0,315	0,094	0,429	0,938	
Współczynnik autokorelacji reszt	0,002	0,004	-0,005	-0,016	
Test Ljung-Boxa (12 opóźnień) - wartość p	0,597	0,914	0,074	0,784	
Test efektu ARCH (12 opóźnień) - wartość p	0,519	0,052	0,001	0,114	
Współczynnik korelacji wzajemnej dla reszt równań	Ropa Brent	x	0,160	-0,051	0,060
	USD/EUR	x	x	-0,221	0,002
	3M-LIBOR	x	x	x	0,028
Test Doornika-Hansena - wartość p	0,000				

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rys. 4.1.1.

Oszacowane modele nie zawsze charakteryzowały się pożądanymi własnościami (tab. 5.2.1). W modelu dla oprocentowania LIBOR stwierdzono występowanie efektu ARCH (test LM dla 12 opóźnień). W modelu dla zmiennej USD/EUR wartość p tego testu była równa 0,051. W efekcie również odrzucono hipotezę zerową mówiącą o normalnym rozkładzie reszt (test Doornika-Hansena). Oznacza to, że prawdopodobnie mamy do czynienia z zależnościami nieliniowymi w analizowanych szeregach czasowych. Może to wpływać zarówno na poprawność oszacowań, jak i błędy formułowanych prognoz.

Drugi oszacowany model miał na celu obliczenie prognoz kursu PLN/USD oraz PLN/EUR. Obydwie zmienne są niestacjonarne i nie są skointegrowane ze sobą. Stąd oszacowano model VAR dla pierwszych przyrostów logarytmów zmiennych. Z uwagi na to, że szeregi czasowe tych zmiennych nie wykazują sezonowości w modelu pominięte zostały zmienne sezonowe.

Chcąc, aby prognozy te były spójne z prognozami pierwszego modelu, do grona zmiennych egzogenicznych włączono zmienną OECD-BCI (wskaźnik koniunktury) bez żadnych opóźnień, która jak wynika z rozdziału 4, ma największe zdolności prognostyczne w stosunku do innych zmiennych makroekonomicznych. Zmienna ta jest stacjonarna, dlatego też włączono ją bez żadnych

przekształceń. Ujemny znak stojący przy tej zmiennej wskazuje, że wraz z poprawą koniunktury następuje umocnienie złotego.

**Tabela 5.2.2. Podstawowe charakterystyki równań modelu VAR wykorzystanych w prognozowaniu kursu PLN/USD i PLN/EUR**

Parametr opisowy	Równania zmiennych	
	PLN/USD	PLN/EUR
Współczynnik determinacji ( $R^2$ )	0,220	0,226
Współczynnik autokorelacji reszt	0,008	0,001
Test Ljung-Boxa (12 opóźnień) - wartość p	0,536	0,816
Test efektu ARCH (12 opóźnień) - wartość p	0,062	0,306
Test Doornika-Hansena - wartość p	0,029	
Współczynnik korelacji wzajemnej dla reszt równań	0,625	

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rys. 4.1.1.

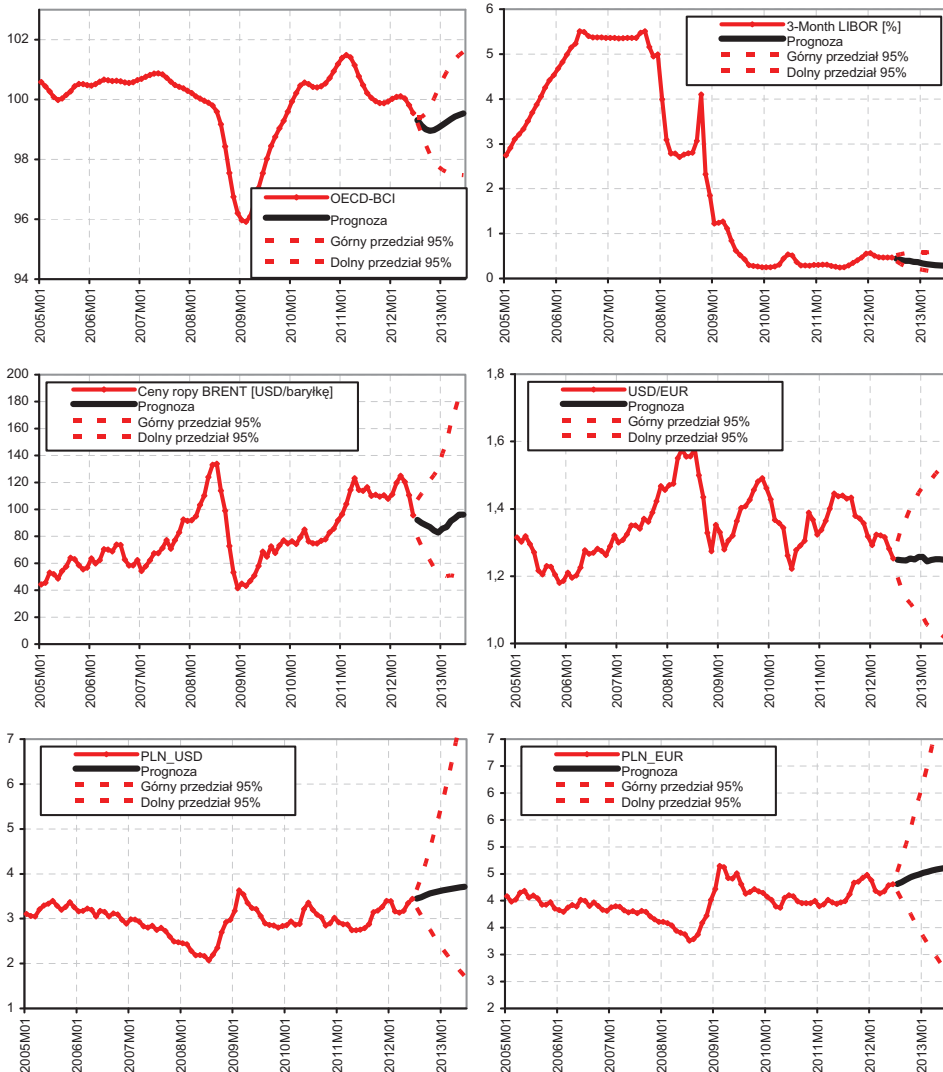
Opóźnienia w tym modelu wynoszą 3 miesiące i przy takiej specyfikacji modelu brak jest autokorelacji w resztach poszczególnych równań (tab. 5.2.2). Również w teście LM odrzucono  $H_0$  mówiącą o istotnym efekcie ARCH w pierwszych 12 miesiącach. Odrzucono została co prawda  $H_0$  w teście Doornika-Hansena o normalnym rozkładzie reszt ( $p=0,03$ ), wciąż jednak pozostaje on o wiele lepszy niż model pierwszy.

### Uzyskane prognozy

Prognozy punktowe i przedziałowe otrzymane na podstawie opisanych powyżej dwóch modeli przedstawiono na wykresach ujętych na rysunku 5.2.1. Z uwagi na większą czytelność wykresów, okres historyczny na wykresach skrócono do okresu od stycznia 2005 roku. Poniżej przedstawiono merytoryczne uzasadnienia dla scenariusza rozwoju wynikającego z modeli.

W świetle prognoz formułowanych na podstawie danych do czerwca 2012 roku, należy oczekiwać pogorszenia koniunktury w drugiej połowie 2012 roku. Niewielka poprawa koniunktury może mieć miejsce w roku 2013. Oprocentowanie depozytów trzymiesięcznych na rynku międzybankowym (LIBOR) może utrzymywać się na niskim poziomie. Można to uzasadnić polityką banków centralnych, które m.in. poprzez obniżanie stóp procentowych będą starały się pobudzić gospodarkę. Spowolnienie gospodarcze może powodować ograniczenia popytu na ropę naftową, co w efekcie może przyczynić się do dalszego spadku cen. Prognozy cen ropy Brent wskazują, że w drugiej połowie 2012 roku możemy mieć do czynienia ze spadkiem ich cen do poziomu około 80 USD za baryłkę, zaś w pierwszej połowie roku 2013 ceny mogą wzrosnąć.

**Rysunek 5.2.1. Zmienne makroekonomiczne i ich krótkookresowe prognozy uzyskane na podstawie modeli VAR i VECM**



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rys. 4.1.1.

Z punktu widzenia kształtowania się cen w Polsce najważniejsze są kursy walutowe. Ich prognozowanie jest obciążone najwyższym ryzykiem, o czym świadczą szerokie przedziały ufności tych prognoz. Najszersze przedziały są w przypadku prognoz uzyskanych z modeli VAR (na pierwszych różnicach). Z prognoz (rys. 5.2.1) wynika, że możemy mieć do czynienia z mocnym dolarem (USD/EURO) oraz osłabieniem złotego w stosunku do dolara i do euro.



Waluty krajów rozwijających się z reguły tracą w przypadku pogorszenia koniunktury. Stąd można uznać, że prognozowane kierunki zmian zmiennych makroekonomicznych charakteryzują się dużą spójnością. Nie oznacza to, że prognozy te muszą koniecznie się urzeczywistnić. Z reguły w przypadku kursów walutowych czy cen ropy duże znaczenie odgrywa czynnik spekulacyjny i związane z tym okresy wzrostów i korekt. Mogą pojawiać się również zależności nieliniowe związane z tzw. efektami progowymi.

### 5.3. Prognozy cen światowych surowców rolnych

W kolejnym kroku oszacowano dwa modele VECM dla cen światowych surowców rolnych. W pierwszym modelu zmiennymi endogenicznymi były ceny zbóż, zaś drugi model pozwolił na obliczenie prognoz dla cen mięsa i indeksu cen produktów mlecznych.

#### Model cen pszenicy i cen kukurydzy

Z uwagi na to, że światowe (amerykańskie) ceny pszenicy i kukurydzy są zintegrowane (test Johansena, tab. 4.3.3) do prognozowania ich wykorzystano model VECM z jednym wektorem kointegrującym. Aby powiązać te ceny z czynnikami makroekonomicznymi, do zbioru zmiennych egzogenicznych włączono szeregi przyrostów logarytmicznych cen ropy Brent i kursu USD/EUR. Zmienne te były najbardziej istotne spośród analizowanych zmiennych makroekonomicznych, a dodatkowo związki między nimi a cenami zbóż są tłumaczone względami merytorycznymi. W roli zmiennych egzogenicznych jest również wyraz wolny oraz zerojedynkowe zmienne sezonowe.

**Tabela 5.3.1. Podstawowe charakterystyki równań modelu VECM wykorzystanych w prognozowaniu światowych cen pszenicy i kukurydzy**

Parametr opisowy	Równania zmiennych	
	Pszenica	Kukurydza
Współczynnik determinacji ( $R^2$ )	0,141	0,230
Współczynnik autokorelacji reszt	0,031	-0,001
Test Ljung-Boxa (12 opóźnień) - wartość p	0,187	0,061
Test efektu ARCH (12 opóźnień) - wartość p	0,011	0,165
Test Doornika-Hansena - wartość p	0,000	
Współczynnik korelacji wzajemnej dla reszt równań	0,451	

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rys. 4.1.1-4.1.2.

Optymalne opóźnienie dla takiego modelu wg kryterium AIC wynosiło 2, zaś wg pozostałych kryteriów lepsze byłoby 1 opóźnienie. Model oparto na jednym opóźnieniu zmiennych endogenicznych, ponieważ taka specyfikacja mode-

lu zapewniała brak autokorelacji w resztach równań ( $p > 0,05$ ). W przypadku równania opisującego ceny pszenicy odrzucono  $H_0$  zakładającą brak efektu ARCH (test LM) na poziomie  $p = 0,05$ . W teście Doornika-Hansena również odrzucono hipotezę zerową mówiącą o braku normalności rozkładu reszt (tab. 5.3.1). Główne problemy z modelem wiążą się z zależnościami nieliniowymi, które wpływają na podwyższoną leptokurtyczność reszt. Jakość tego modelu pozostawia więc wiele do życzenia, niemniej jednak nie udało się znaleźć lepszego modelu tej klasy.

### Model cen mięsa i produktów mlecznych

W drugim modelu zmiennymi endogenicznymi były szeregi czasowe cen wołowiny, wieprzowiny i drobiu oraz indeks cen produktów mlecznych (dairy index). Model ten zawiera jeden wektor kointegracyjny oraz 4 opóźnienia (wybór wg kryterium AIC). Oszczędniejszy był model z 2 opóźnieniami (kryteria: BIC i SIC), ale charakteryzował się autokorelacją reszt.

**Tabela 5.3.2. Podstawowe charakterystyki równań modelu VECM wykorzystanych w prognozowaniu światowych cen mięsa i produktów mlecznych**

Parametr opisowy	Równania zmiennych				
	Wołowina	Wieprzowina	Drób	Dairy index	
Współczynnik determinacji ( $R^2$ )	0,258	0,431	0,732	0,558	
Współczynnik autokorelacji reszt	0,004	0,055	0,015	-0,012	
Test Ljung-Boxa (12 opóźnień) - wartość p	0,577	0,699	0,639	0,309	
Test efektu ARCH (12 opóźnień) - wartość p	0,014	0,008	0,000	0,000	
Współczynniki korelacji wzajemnej dla reszt równań	Wołowina	x	-0,226	-0,034	-0,001
	Wieprzowina	x	x	-0,128	-0,090
	Drób	x	x	x	-0,005
Test Doornika-Hansena - wartość p	0,000				

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rys. 4.1.1-4.1.2.

Ceny prognozowanych w tym modelu surowców zależą zarówno od kosztów pasz, jak i uwarunkowań makroekonomicznych. Aby ująć te powiązania, do zbioru zmiennych egzogenicznych włączono szeregi pierwszych przyrostów logarytmicznych światowych cen pszenicy (reprezentant zbóż, z uwagi na gorsze własności modelu z szeregiem czasowym cen kukurydzy) i kursu USD/EUR oraz szereg czasowy zmian koniunktury w krajach OECD (OECD-BCI na poziomach). Rozkład reszt tego modelu nie jest do końca poprawny (tab. 5.3.2). Mimo że mamy do czynienia z brakiem istotnych autokorelacji w resztach, to jednocześnie szacunek składnika losowego nie posiada rozkładu normalnego. Zatem również w tym przypadku istnieje duże prawdopodobieństwo nieliniowych zależności w szeregach czasowych cen. Potwierdzają to wyniki testu LM

na występowanie efektu ARCH, gdzie praktycznie wszędzie  $H_0$  została odrzucona. Jak wynika z wielu badań [por. Borkowski, Krawiec 2009; Gilbert, Morgan 2010; Figiel i in. 2012], zależności nieliniowe są w większym stopniu regulą niż odstępstwem w kształtowaniu się cen surowców rolnych. Kwestia tylko częstotliwości analizowanych szeregów czasowych.

### Uzyskane prognozy

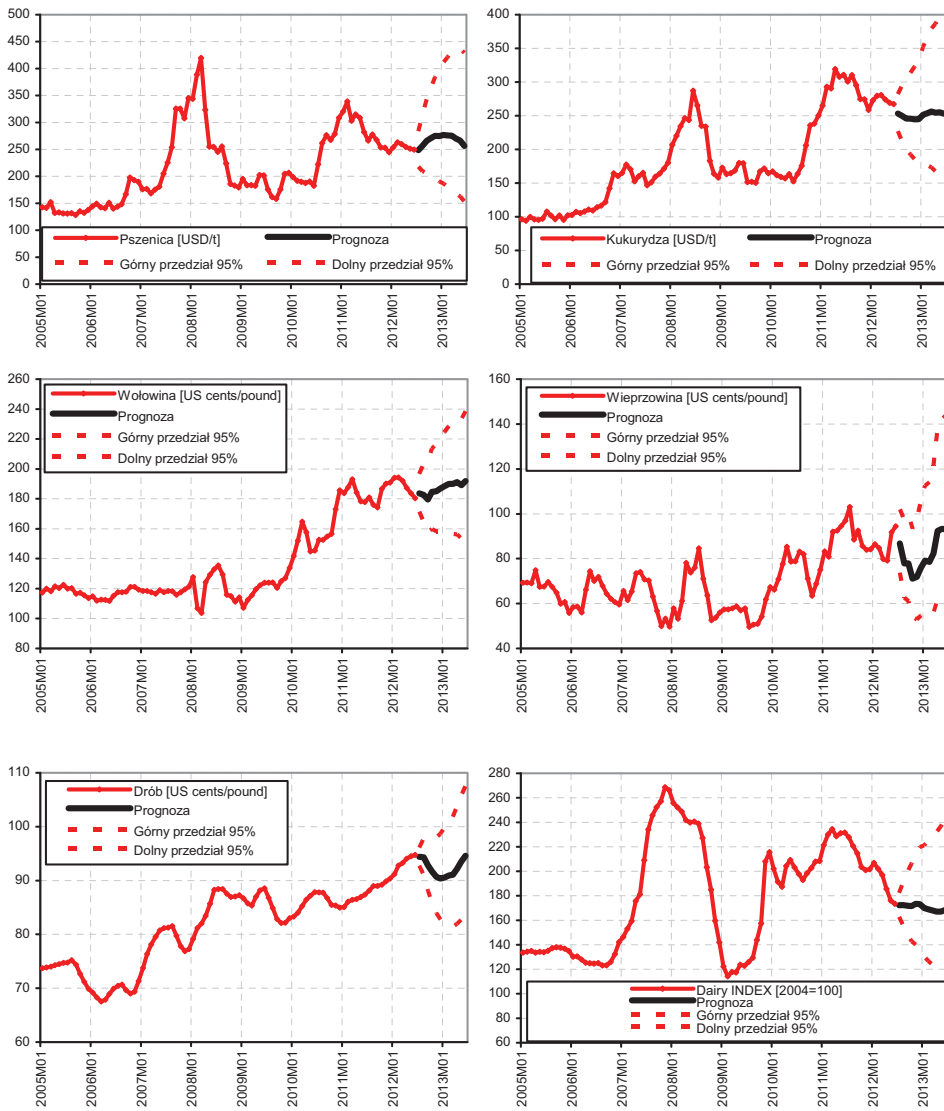
Na rysunku 5.3.1 przedstawiono prognozy punktowe i przedziałowe otrzymane na podstawie powyższych dwóch modeli. Obserwując prognozy przedziałowe należy mieć świadomość, że obliczane są one przy założeniu rozkładu normalnego. Natomiast w obydwu modelach hipoteza o takim rozkładzie została odrzucona, stąd w rzeczywistości przedziały te powinny być nieco szersze.

Ceny zbóż w kolejnych 12 miesiącach (lipiec 2012 – czerwiec 2013) mogą utrzymywać się na wysokim poziomie. W przypadku pszenicy ceny mogą wzrosnąć, częściowo w wyniku sezonowości, zaś ceny kukurydzy mogą być nieznacznie niższe w sezonie 2011/12. Takie zachowanie cen oznaczać może konwergencję do długookresowej równowagi między cenami tych zbóż. Ostatnie dwa lata charakteryzowały się bowiem dużym wzrostem cen kukurydzy przy umiarkowanym wzroście cen pszenicy.

Uzyskane prognozy sugerują, że światowe ceny mięsa będą kształtować się na wysokim poziomie w okresie objętym horyzontem prognozowania. Największe wzrosty cen mogą mieć miejsce na rynku drobiu i wołowiny. Ceny wieprzowiny w świetle prognoz mogą być niższe niż w okresie lipiec 2011 – czerwiec 2012. W prognozach cen wieprzowiny i drobiu (kurczaków brojlerów) widoczna jest sezonowość w postaci spadku cen pod koniec 2012 roku. Z kolei na rynku zbóż ceny są najniższe w okresie zbiorów. W świetle obliczonych prognoz, na rynku produktów mlecznych (*dairy index*) może dojść do zahamowania tendencji spadkowej cen, jaka miała miejsce w między lipcem 2011 a czerwcem 2012 roku.

Ceny mięsa i produktów mlecznych są pochodną dwóch sił rynkowych działających w przeciwnych kierunkach. Po pierwsze, wysokich kosztów pasz będących pochodną wysokich cen zbóż, co wpływa w oczywisty sposób na presję do wzrostu cen mięsa. Po drugie, pogarszającej się koniunktury gospodarczej, która ogranicza popyt. W warunkach spadku dochodów, w wyniku fluktuacji koniunkturalnych, konsumenci ograniczają wydatki, w tym na żywność, mimo że są to wydatki dosyć sztywne. Rzeczywisty poziom cen będzie odzwierciedlał przewagę którejś z tych sił oraz pewne opóźnienia związane z reakcją producentów mięsa na zmiany kosztów produkcji.

**Rysunek 5.3.1. Światowe ceny surowców rolnych i ich krótkookresowe prognozy uzyskane na podstawie modeli VECM**



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rys. 4.1.1-4.1.2.

#### **5.4. Modele cen skupu surowców rolnych w Polsce oparte na powiązaniach z cenami światowymi**

Zgodnie ze schematem przedstawionym na rysunku 5.1.1 prognozy zmiennych makroekonomicznych i światowych cen surowców rolnych wykorzystane zostaną do budowy prognoz cen surowców rolnych na rynku polskim. Jako pierwsze, w oparciu o zależności pomiędzy rynkiem polskim a rynkiem światowym oraz zależności zachodzące na rynku polskim (por. rozdział 4), oszacowane zostaną modele i prognozy cen zbóż. Prognozy te zostaną następnie wykorzystane do szacowania modeli i wyznaczania prognoz cen surowców pochodzenia zwierzęcego.

##### **5.4.1. Model cen skupu pszenicy i żyta w Polsce**

Ceny pszenicy i żyta w Polsce są skointegrowane (por. tabela 4.3.4), stąd do prognozy ich cen wykorzystany został model VECM z jednym wektorem kointegrującym. Do zbioru zmiennych egzogenicznych modelu włączone zostały pierwotnie szeregi przyrostów logarytmów światowych cen pszenicy i kukurydzy wyrażonych w złotych (cena światowa pomnożona przez aktualny dla danego momentu czasowego kurs USD/PLN), ceny bowiem tych surowców na rynku polskim związane były z cenami na rynku światowym (por. tabela 4.3.2). Ten sposób wyrażenia cen światowych miał na celu uwzględnienie wpływu wahań kursu na ceny surowców rolnych na rynku polskim. Ostatecznie w modelu pozostała tylko zmienna opisująca kształtowanie się cen pszenicy, gdyż zmienna opisująca kształtowanie się cen kukurydzy okazała się nieistotna i jej usunięcie z modelu nie pogorszyło jego właściwości. Do modelu włączone zostały też zmienne binarne opisujące sezonowość. Model ten został oszacowany w oparciu o dane z okresu styczeń 1996 – czerwiec 2012.

Optymalny rząd opóźnienia modelu opisującego kształtowanie się cen pszenicy i żyta został zgodnie ustalony na 2 przez wszystkie kryteria informacyjne. Podstawowe charakterystyki tego modelu zawarte zostały w tabeli 5.4.1.

Właściwości uzyskanych modeli są stosunkowo dobre (por. tabela 5.4.1). W przypadku obydwu równań nie można stwierdzić występowania efektu ARCH. Prawdopodobieństwo błędu polegającego na odrzuceniu hipotezy zerowej, to jest braku występowania efektu ARCH w teście  $LM$  (wartość  $p$ ), jest wysokie. Podobnie nie można stwierdzić występowania autokorelacji reszt, tu również  $p$  jest wysokie w przypadku obydwu równań. Test Doornika-Hansena natomiast wskazuje na to, że reszty tego modelu nie mają rozkładu normalnego (hipoteza zerowa tego testu mówiąca o normalności rozkładu została odrzucona), co nie jest własnością pożądaną. Może to mieć pewien wpływ na jakość

modelu i tym samym na uzyskiwane w oparciu o niego prognozy. Tę konkluzję wyniku testu Doornika-Hansena osłabia jednak w pewnym stopniu fakt, że wykresy reszt wykazały symetryczność. Wysoki współczynnik korelacji wzajemnej dla reszt równań wskazuje na powiązanie między szeregami czasowymi cen pszenicy i żyta, i czyni zasadnym ich prognozowanie w oparciu o model VECM.

**Tabela 5.4.1. Podstawowe charakterystyki równań wykorzystanych w prognozowaniu cen pszenicy i żyta w Polsce**

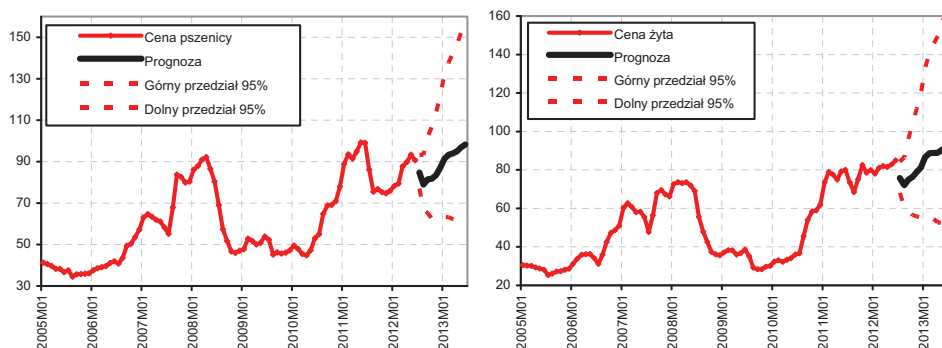
Parametr opisowy	Równanie opisujące ceny kształtowanie się ceny	
	Pszenicy	Żyta
Współczynnik determinacji ( $R^2$ )	0,475	0,484
Współczynnik autokorelacji reszt	-0,012	-0,018
Test Ljung-Boxa (12 opóźnień) - wartość $p$	0,745	0,556
Test efektu ARCH (12 opóźnień) - wartość $p$	0,876	0,362
Współczynnik korelacji wzajemnej dla reszt równań	0,765	
Test Doornika-Hansena - wartość $p$	0,000	

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rys. 4.2 i 4.3.

### Uzyskane prognozy

Na rysunku 5.4.1 przedstawiono prognozy punktowe i przedziałowe wyznaczone na podstawie przedstawionego wyżej modelu. Prognozy przedziałowe wyznaczane były przy założeniu rozkładu normalnego. W modelu użytym do wyznaczenia prognozy hipoteza o takim rozkładzie została odrzucona. Wykres reszt wykazał leptokurtyczność rozkładu reszt, stąd w rzeczywistości przedziały te powinny być nieco szersze.

**Rysunek 5.4.1. Ceny skupu pszenicy i żyta w Polsce [PLN/100 kg] oraz ich krótkookresowe prognozy uzyskane na podstawie modelu VECM**



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rys. 4.1.1-4.1.3.

Wyznaczone na podstawie modelu prognozy sugerują, że ceny pszenicy i żyta w okresie od lipca 2012 do czerwca 2013 roku mogą utrzymywać się na stosunkowo wysokim poziomie. W oparciu o prognozy generowane przez ten model, można spodziewać się wzrostu cen tych zbóż, w szczególności ceny pszenicy, po ich sezonowym spadku w okresie zbiorów. Sezonowa obniżka cen wyraźnie widoczna w prognozach jest typowa dla rynku zbóż, chociaż nie zawsze jest to widoczne „gołym okiem” z uwagi na mniejszy udział sezonowości w porównaniu do zmienności wynikającej z wahań cyklicznych.

#### 5.4.2. Model cen skupu pszenicy, żyta i kukurydzy w Polsce

Cena kukurydzy nie była włączona do poprzedniego modelu, gdyż szereg czasowy jej cen jest znacznie krótszy (dane miesięczne są dostępne w statystyce dopiero od stycznia 2001 r.), co mogło mieć wpływ na wyniki prognoz. Budowa modelu służącego do wyznaczania prognoz jest tu podobna jak w poprzednim przypadku (rząd opóźnienia 2, jedna zmienna egzogeniczna – przyrosty logarytmów światowych cen pszenicy wyrażonych w złotych). Konieczne było jednak wprowadzenie modyfikacji polegającej na tym, że zostało wprowadzone opóźnienie zmiennej egzogenicznej. Zabieg ten przeprowadzono, ponieważ w modelu, w którym występowały wyłącznie wartości bieżące zmiennej egzogenicznej, występowała wysoka autokorelacja reszt. Zwiększanie opóźnienia zmiennych endogenicznych nie dawało efektów, a nawet powodowało zwiększenie wartości współczynnika autokorelacji. Dodatkowym argumentem za wprowadzeniem do modelu opóźnionych wartości zmiennej egzogenicznej było to, że były one statystycznie istotne.

**Tabela 5.4.2. Podstawowe charakterystyki równań wykorzystanych w prognozowaniu cen pszenicy, żyta i kukurydzy**

Parametr opisowy	Równanie opisujące ceny		
	Pszenicy	Żyta	Kukurydzy
Współczynnik determinacji ( $R^2$ )	0,541	0,568	0,693
Współczynnik autokorelacji reszt	-0,003	-0,014	-0,015
Test Ljung-Boxa (12 opóźnień) - wartość $p$	0,607	0,669	0,908
Test efektu ARCH (12 opóźnień) - wartość $p$	0,973	0,686	0,850
Współczynnik korelacji wzajemnej dla reszt równań	Pszenicy	x	0,762
	Żyta	x	x
Test Doornika-Hansena - wartość $p$	0,000		

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rys. 4.1.1-4.1.3.

Podstawowe charakterystyki modelu wykorzystanego do łącznej estymacji cen pszenicy, żyta i kukurydzy zawarte zostały w tabeli 5.4.2. Model ten, po-

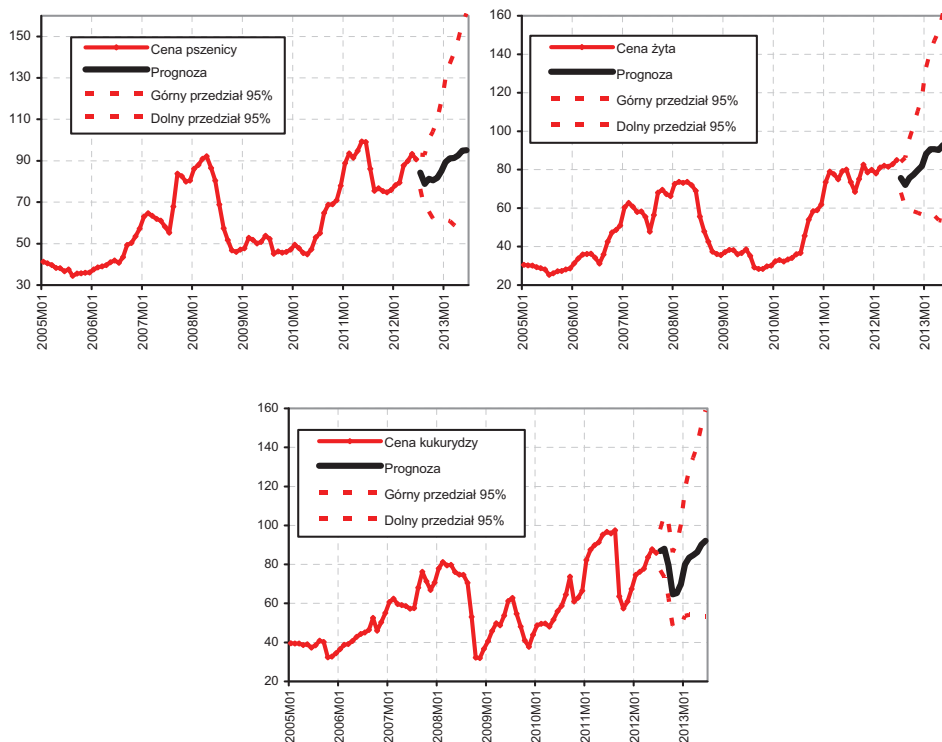
dobnie jak poprzedni, charakteryzuje się stosunkowo dobrymi właściwościami. Niemniej również i tutaj test Doornika-Hansena wskazuje, że rozkład reszt odbiega od rozkładu normalnego. Tu również, jak w poprzednim przypadku, wykresy reszt wykazały ich symetryczność.

Wysoka wartość współczynników korelacji wzajemnej dla reszt równań wskazuje na powiązanie między szeregami czasowymi cen pszenicy żyta i kukurydzy. Również w przypadku tego modelu prognozowanie cen powinno się odbywać łącznie, w oparciu o model VECM, a nie osobno za pomocą modeli szeregów czasowych (np. ARIMA).

### Uzyskane prognozy

Na rysunku 5.4.2 zamieszczone zostały prognozy punktowe i przedziałowe otrzymane na podstawie modelu, którego podstawowe charakterystyki zamieszczone zostały w tabeli 5.4.2. Również i w tym przypadku przedziały prognoz powinny być nieco szersze ze względu na leptokurtyczność rozkładu reszt.

**Rysunek 5.4.2. Ceny skupu zbóż w Polsce [PLN/100 kg] oraz ich krótkookresowe prognozy wyznaczone na podstawie modeli VECM**



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rys. 4.1.1-4.1.3.



Prognozy uzyskane przy pomocy omawianego modelu dają dla cen pszenicy i żyta wyniki w zasadzie identyczne, jak w przypadku modelu, którego efekty przedstawione zostały na rysunku 5.4.2. Omówienia wymaga więc tylko przebieg prognoz cen kukurydzy. Widać tu wyraźnie, że model nie prognozuje wyraźnego wzrostu poziomu cen kukurydzy w sezonie 2012/2013, a jedynie zmiany cen wynikające z sezonowości (dosyć głębokiej), będące powtórzeniem zmian z roku poprzedniego.

### 5.4.3. Model cen skupu surowców pochodzenia zwierzęcego w Polsce

Między cenami polskich surowców pochodzenia zwierzęcego występują relacje długookresowe (kointegracyjne, por. tabela 4.1.4), stąd do prognozy ich cen wykorzystany został model VECM z jednym wektorem kointegrującym. Do zbioru zmiennych egzogenicznych modelu włączone zostały pierwotnie szeregi przyrostów logarytmów światowych tych surowców wyrażone w złotych (wyznaczona w sposób opisany poprzednio), bowiem ceny tych surowców na rynku polskim związane były z odpowiednimi cenami na rynku światowym (por. tabela 4.3.2). Ostatecznie wyłączona została zmienna opisująca kształtowanie się cen wieprzowiny, gdyż okazała się nieistotna, a jej usunięcie z modelu nie pogorszyło jego właściwości. Do modelu włączone zostały też zmienne binarne opisujące sezonowość oraz zmienna binarna, której celem było uchwycenie wpływu akcesji Polski do UE. Zmienna ta przyjmowała wartość 0 dla obserwacji przed majem 2004 r., 0,5 w maju 2004 r. i jeden dla wartości po tej dacie. Jest to istotne, szczególnie w przypadku cen wołowiny, gdzie zaobserwowano ponad 50% wzrost cen po wejściu do UE.

Zgodnie ze schematem przedstawionym na rysunku 5.1.1, do zbioru zmiennych egzogenicznych modelu cen produktów zwierzęcych włączono również przyrosty logarytmów cen pszenicy na rynku polskim. Pszenica stanowi zmienną *proxy* cen pasz, bo zmienne opisujące kształtowanie się cen pozostałych zbóż okazały się nieistotne. Rząd opóźnienia zmiennych modelu wynosił 2, zgodnie wskazany przez wszystkie kryteria informacyjne. Podstawowe charakterystyki tego modelu zawarte zostały w tabeli 5.4.2.

W przeciwieństwie do modeli wykorzystywanych do generowania prognoz cen zbóż na rynku polskim, model, który zostanie wykorzystany do generowania cen surowców pochodzenia zwierzęcego, charakteryzuje się nieco gorszymi właściwościami. Dotyczy to przede wszystkim pojawienia się efektu ARCH w dwóch równaniach modelu (por. tabela 5.4.3). Tak jak i we wszystkich pozostałych modelach, tu również reszty nie mają rozkładu normalnego, z tych samych zresztą przyczyn, co wymienione poprzednio.

**Tabela 5.4.3. Podstawowe charakterystyki równań wykorzystanych w prognozowaniu cen skupu surowców pochodzenia zwierzęcego w Polsce**

Parametr opisowy	Równanie opisujące kształtowanie się ceny				
	Trzody	Wołowiny	Drobiu	Mleka	
Współczynnik determinacji ( $R^2$ )	0,448	0,327	0,498	0,767	
Współczynnik autokorelacji reszt	-0,025	-0,001	0,003	-0,044	
Test Ljung-Boxa (12 opóźnień) - wartość $p$	0,180	0,992	0,722	0,793	
Test efektu ARCH (12 opóźnień) - wartość $p$	0,658	0,023	0,007	0,129	
Współczynnik korelacji wzajemnej dla reszt równań	Trzody	x	0,225	0,267	0,006
	Wołowiny	x	x	0,172	0,120
	Drobiu	x	x	x	0,079
Test Doornika-Hansena - wartość $p$	0,000				

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rys. 4.1.1-4.1.3.

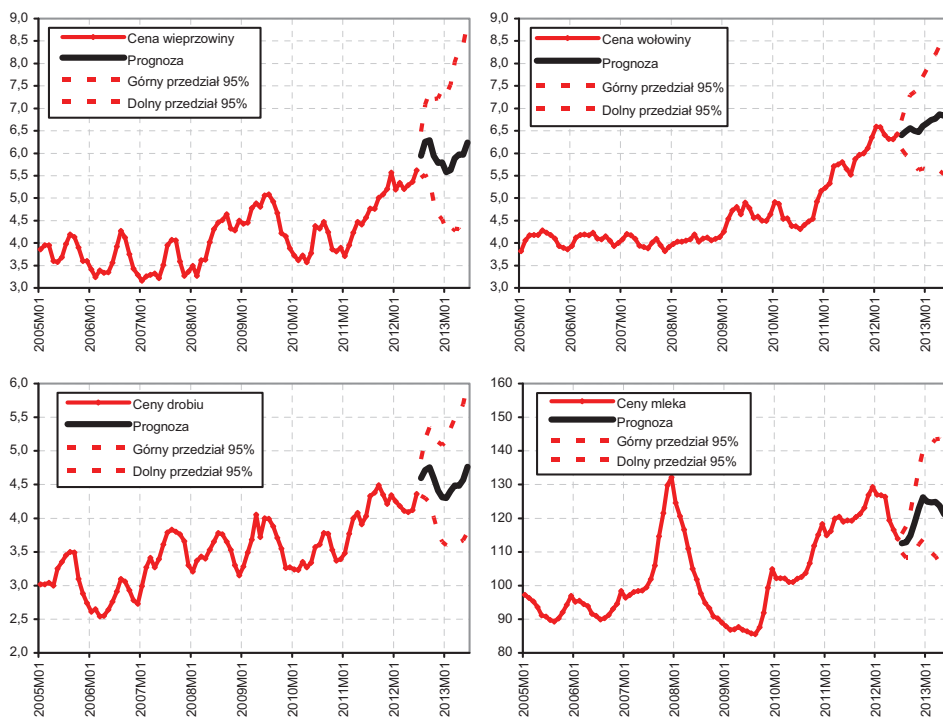
W modelu wykorzystanym do budowy prognoz cen polskich surowców pochodzenia zwierzęcego można stwierdzić występowanie powiązań pomiędzy równaniami opisującymi kształtowanie się cen poszczególnych surowców pochodzenia zwierzęcego (współczynniki korelacji wzajemnej reszt). Potwierdza to zasadność wykorzystania modelu VECM do budowy prognoz.

### Uzyskane prognozy

Na rysunku 5.4.3 przedstawiono prognozy punktowe i przedziałowe otrzymane na podstawie modelu opisanego w tabeli 5.4.3. Tu również, podobnie jak w przypadku poprzednich prognoz, przedziały te powinny być nieco szersze, ze względu na leptokurtyczność rozkładu reszt. Najszersze przedziały obserwuje się w przypadku cen wieprzowiny i to tam wartość względnych błędów prognoz *ex ante* jest najwyższa.

Uzyskane prognozy wskazują na wzrost cen mięsa na rynku polskim w okresie objętym horyzontem prognozy. W największym stopniu wzrost ten dotyczy ceny wołowiny, która, jak to sugeruje prognoza, będzie kontynuować trend wzrostowy. Podobną kontynuację trendu widać w przypadku rynku drobiu, chociaż tutaj bardziej widoczny jest wpływ sezonowości, obecnej zresztą i w poprzednich latach. Prognozy wzrostu cen na tych dwóch rynkach są zgodne co do kierunku z prognozami cen tych produktów na rynkach światowych, aczkolwiek wydaje się, że na rynku polskim wzrost ten będzie silniejszy (por. rys. 5.3.1). Przyczyną wyraźnego wzrostu cen mięsa na rynku krajowym może być silniejszy niż na rynkach światowych wzrost cen. Należy przypomnieć, że równocześnie prognozowano osłabienie kursu złotego względem dolara.

**Rysunek 5.4.3. Ceny skupu surowców pochodzenia zwierzęcego w Polsce i ich krótkookresowe prognozy cen [PLN/kg żywca, PLN/100 l mleka] uzyskane na podstawie modelu VECM**



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rys. 4.1.1-4.1.3.

Warto zwrócić uwagę na prognozowany wzrost cen wieprzowiny z bardzo widocznym wpływem sezonowości. Prognoza ta jest różna od prognozy cen wieprzowiny na rynku światowym (amerykańskim), sugerującej co najwyżej utrzymanie się obecnego poziomu cen (por. rys. 5.3.1). Inny przebieg prognoz wynika częściowo ze słabszej zależności cen polskich od cen światowych i większej integracji krajowego rynku z rynkami europejskimi od momentu wstąpienia Polski do Unii Europejskiej.

Prognoza światowych cen produktów mlecznych (por. rys. 5.3.1) sugeruje zahamowanie tendencji spadkowej. Prognoza uzyskana dla rynku polskiego sugeruje krótkookresowe odbicie cen. Powodem widocznych wizualnie różnic mogą być zmiany kursu PLN/USD oraz wyższe ceny pasz. Wyraźny jest też wpływ sezonowości w prognozie zmian cen mleka na rynku polskim będący skutkiem specyfiki produkcji mleczarskiej.

Podsumowując uzyskane prognozy cen na rynku krajowym należy zwrócić uwagę na pewne zależności między nimi a prognozami cen światowych i kursów walutowych. Prognozowano wcześniej umocnienie dolara, przy jednoczesnym osłabieniu się waluty polskiej. Przyjęcie takiego kształtu zmiennych miało wpływ na osłabienie tendencji wzrostowej cen światowych wyrażanych w dolarach. Jednak po przeliczeniu ich na złotówki (słabszy złoty) ceny w Polsce wydają się być wysokie.

Załóżmy teraz hipotetycznie inną sytuację. Gdyby w modelach z rozdziału 5.2 (zmiennych makroekonomicznych) prognozowano osłabienie dolara, wówczas prognozy cen światowych wyrażone w walucie amerykańskiej byłyby wyższe. Ale jednocześnie silniejszy złoty powodowałby, że prognozy cen polskich prawdopodobnie nie różniłyby się od przedstawionych w tym rozdziale.

### **5.5. Modele cen surowców rolnych w Polsce oparte na zależnościach międzyrynkowych w kraju**

W niniejszym rozdziale wykorzystano inne podejście do prognozowania cen surowców rolnych w Polsce. Jeżeli założymy, że ceny rolne uwzględniają dosyć szybko wszystkie dostępne informacje (o sytuacji w gospodarce, na rynkach światowych i krajowym) można proces prognozowania zawęzić tylko do modelowania cen polskich. Wówczas proces prognostyczny jest mniej skomplikowany i wcale nie musi przekładać się na pogorszenie jakości prognoz.

Oszacowano dwa modele na podstawie danych z lat 1996-2012, które połączono ze sobą. Pierwszy model oszacowano dla cen pszenicy, żyta i żywca wieprzowego. Drugi model dla cen skupu żywca wołowego, drobiowego, wieprzowego oraz cen skupu mleka. Na rysunkach przedstawiono jedynie prognozy punktowe, ponieważ prognozy przedziałowe są dosyć szerokie (por. rozdz. 5.4) i niczego nie wnoszą.

#### **5.5.1. Model cen skupu pszenicy, żyta oraz żywca wieprzowego i drobiowego w Polsce**

Celem modelowania jest obliczenie prognoz cen zbóż, które będą włączone w kolejnym kroku do modelu cen mięsa i mleka jako zmienne egzogeniczne. Ceny pszenicy i żyta są skointegrowane (por. tabela 4.3.4), stąd do prognozy ich cen użyty zostanie model VECM. Ze względu na powiązania cen zbóż z cenami produktów zwierzęcych (por. tabela 4.3.4), do modelu zostaną włączone, jako zmienne endogeniczne, również ceny wieprzowiny i drobiu. Wykorzystany zostanie model VECM z jednym wektorem kointegrującym, na co wskazuje wykonany dla tego modelu test Johansena.

Optymalny rząd opóźnienia modelu opisującego kształtowanie się cen pszenicy i żyta został ustalony na 2 przez wszystkie kryteria informacyjne. Do zbioru zmiennych egzogenicznych włączone zostały binarne zmienne sezonowe. Podstawowe charakterystyki tego modelu zamieszczone zostały w tabeli 5.5.1.

Właściwości uzyskanego modelu są stosunkowo dobre (por. tabela 5.5.1). Przede wszystkim współczynniki determinacji każdego z równań są stosunkowo wysokie, co świadczy o wiarygodności prognoz budowanych w oparciu o te modele. W żadnym z równań nie można stwierdzić występowania efektu ARCH. Autokorelacja dla rzędu opóźnienia reszt równego 12 występuje jedynie w równaniu opisującym kształtowanie się cen trzody. Zwiększając opóźnienia do 3 można byłoby się pozbyć autokorelacji w tym równaniu, jednak skomplikowałyby to całość modelu i nie miałyby większego wpływu na poziom używanych prognoz. Test Doornika-Hansena wskazuje, że reszty tego modelu nie mają rozkładu normalnego. Przyczyny tego stanu rzeczy i jego konsekwencje zostały rozważane przy omawianiu modeli uzyskanych poprzednio.

**Tabela 5.5.1. Podstawowe charakterystyki równań modelu VECM wykorzystanego do prognozowania cen skupu pszenicy, żyta, wieprzowiny i drobiu w Polsce**

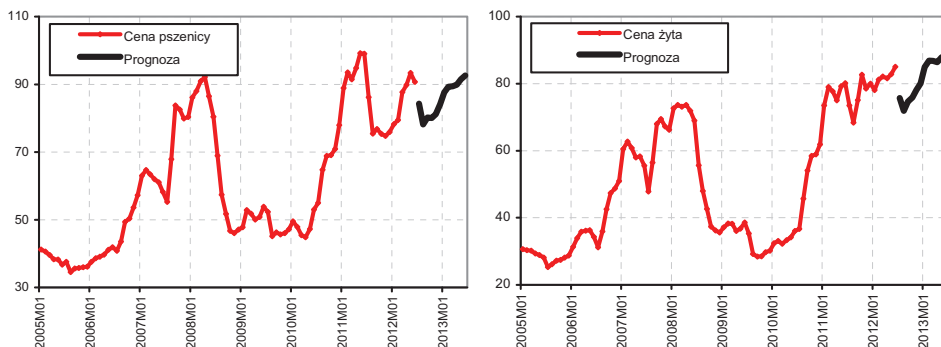
Parametr opisowy	Równanie opisujące kształtowanie się ceny				
	Pszenicy	Żyta	Trzody	Drobiu	
Współczynnik determinacji ( $R^2$ )	0,406	0,437	0,425	0,506	
Współczynnik autokorelacji reszt	-0,001	-0,004	-0,007	0,009	
Test Ljung-Boxa (12 opóźnień) - wartość $p$	0,381	0,482	0,017	0,562	
Test efektu ARCH (12 opóźnień) - wartość $p$	0,618	0,418	0,209	0,132	
Współczynnik korelacji wzajemnej dla reszt równań	Pszenicy	x	0,787	0,146	0,151
	Żyta	x	x	0,136	0,176
	Trzody	x	x	x	0,299
Test Doornika-Hansena - wartość $p$	0,000				

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rys. 4.1.3.

### Uzyskane prognozy

Na rysunku 5.5.1 zamieszczone zostały prognozy punktowe cen zbóż otrzymane na podstawie omawianego modelu. Pominięto prognozy cen wieprzowiny i drobiu ponieważ będą one efektem zastosowania kolejnego modelu. Prognozy cen pszenicy i żyta uzyskane w oparciu o model tu omawiany są podobne do prognoz uzyskanych w oparciu o modele przedstawionych w rozdziałach 5.4.1 i 5.4.2. Jediną wyraźniejszą różnicą jest nieznacznie mniejszy wzrost tych cen, co może wynikać z braku pełnej transmisji światowych cen zbóż i kursów walutowych.

**Rysunek 5.5.1. Ceny skupu pszenicy i żyta w Polsce [PLN/100 kg] oraz ich krótkookresowe prognozy uzyskane na podstawie modelu VECM (zmiennie endogeniczne: ceny pszenicy, żyta, trzody i drobiu)**



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rys. 4.1.3.

### 5.5.2. Model cen skupu żywca i mleka w Polsce

Do modelu wykorzystanego do budowy prognoz cen surowców pochodzenia zwierzęcego włączone zostaną pierwsze różnice logarytmów cen pszenicy. Prognozy cen pszenicy pochodzą z modelu opisanego w rozdziale 5.5.1. Zestaw zmiennych uzupełniony został o binarne zmiennie sezonowe, pierwsze przyrosty zmiennej binarnej, której celem było uchwycenie wpływu akcesji Polski do UE (zmienna ta została szczegółowo opisana poprzednio, a potrzeba jej wprowadzenia wynika ze zmian strukturalnych na rynku wołowy).

**Tabela 5.5.2. Podstawowe charakterystyki równań modelu VAR wykorzystanego do prognozowania cen skupu surowców pochodzenia zwierzęcego w Polsce**

Parametr opisowy	Równanie opisujące kształtowanie się ceny				
	Trzody	Wołowiny	Drobiu	Mleka	
Współczynnik determinacji ( $R^2$ )	0,4224	0,4314	0,4947	0,7227	
Współczynnik autokorelacji reszt	0,0146	0,0678	-0,0105	0,0119	
Test Ljung-Boxa (12 opóźnień) - wartość $p$	0,121	0,720	0,795	0,919	
Test efektu ARCH (12 opóźnień) - wartość $p$	0,70138	0,05840	0,0203	0,2639	
Współczynnik korelacji wzajemnej dla reszt równań	Trzody	x	0,211	0,279	0,015
	Wołowiny	x	x	0,104	0,028
	Drobiu	x	x	x	0,055
Test Doornika-Hansena - wartość $p$	0,000				

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rys. 4.1.3.

Do budowy prognoz wykorzystany został model VAR dla pierwszych różnic zmiennych endogenicznych (ceny: trzody, wołowiny, drobiu i mleka), gdyż model z takim zestawem zmiennych endogenicznych i egzogenicznych nie

wykazywał kointegracji, a szeregi czasowe zarówno zmiennych endogenicznych, jak i egzogenicznych były niestacjonarne. Optymalny rząd opóźnienia tego modelu wynoszący 1 i zgodnie wskazany przez wszystkie kryteria informacyjne, został zwiększony do 3, ze względu na występowanie autokorelacji reszt cen wieprzowiny. Nie spowodowało to znaczącej utraty informacji. Podstawowe charakterystyki tego modelu zamieszczone zostały w tabeli 5.5.2.

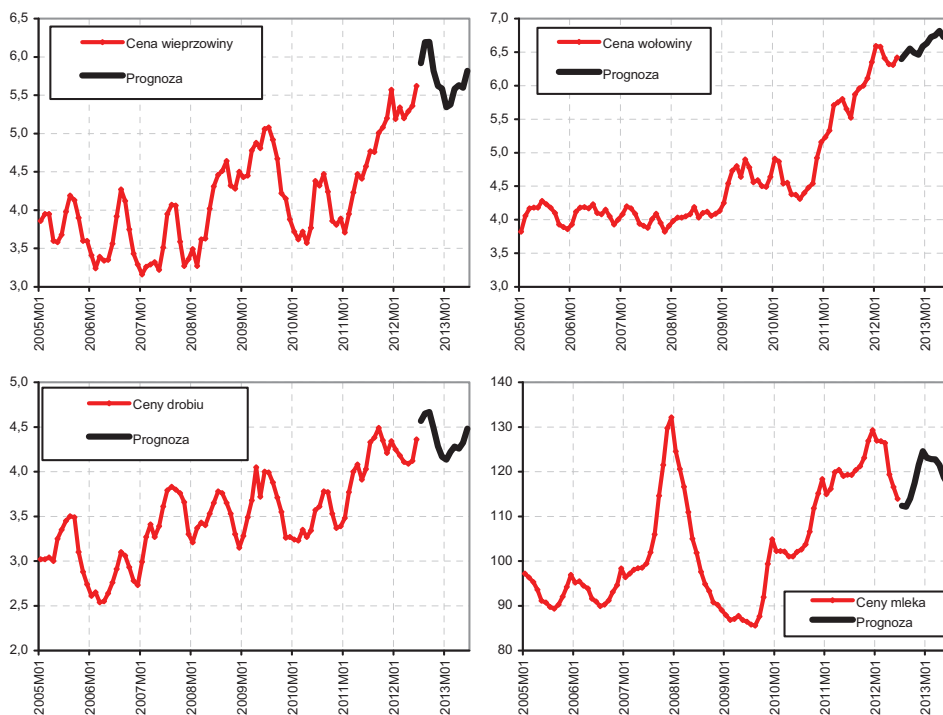
Właściwości uzyskanego modelu są dosyć zróżnicowane (por. tabela 5.5.2). W przypadku równania opisującego kształtowanie się ceny mleka współczynniki determinacji wyraźnie wyższe niż w innych modelach wykorzystywanych w tym opracowaniu. Współczynniki korelacji wzajemnej dla reszt równań są stosunkowo wysokie, co uzasadnia zastosowanie modelu wielorówniowego do budowy prognoz. Jedynie nieznacznie odbiegają od tego korelacje dla reszt modelu cen mleka, co wskazuje, że ich powiązanie z rynkiem mięsa nie jest silne. W żadnym z równań nie występowała istotna autokorelacja reszt dla opóźnienia rzędu 12. Natomiast pojawił się istotny efekt ARCH w przypadku równań cen drobiu i wołowiny ( $p = 0,058$ ). Tak jak w zasadzie w każdym modelu, test Doornika-Hansena wskazuje na to, że reszty tego modelu nie mają rozkładu normalnego.

### **Uzyskane prognozy**

Na rysunku 5.5.2 zamieszczone zostały prognozy punktowe cen skupu żywca oraz mleka. Prognozy cen skupu surowców pochodzenia zwierzęcego uzyskane w oparciu o model eksploatujący jedynie zależności między cenami na rynku polskim nieco odbiegają od prognoz generowanych przez model przedstawiony w rozdziale 5.4.3 (por. rys. 5.4.3 i 5.5.2).

Prognozy cen wołowiny uzyskane z oszacowanego w tym rozdziale modelu praktycznie pokrywają się z prognozami obliczonymi na podstawie modelu z rozdziału 5.4. Również prognozy cen mleka co do kierunków są podobne z obydwu modeli i wskazują na możliwość korekty spadków.

**Rysunek 5.5.2. Ceny skupu surowców pochodzenia zwierzęcego w Polsce [żywiec w PLN/kg, mleko w PLN/100 l] oraz ich krótkookresowe prognozy uzyskane na podstawie modelu VAR**



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z rys. 4.1.3.

Nie w pełni potwierdzona została prognoza cen wieprzowiny i cen drobiu z rozdziału 5.4. Model zastosowany w tym rozdziale, aczkolwiek wskazuje na ten sam schemat zmian sezonowych, to raczej sugeruje zatrzymanie tendencji wzrostowej w roku 2013. Różnice pomiędzy prognozami cen mięsa uzyskanymi z obydwu modeli wynikają najprawdopodobniej z niepełnej transmisji cen z rynków światowych (zarówno przez ceny surowców, jak i kursy walutowe).

Podsumowując rozważania, należy podkreślić, że przedstawiono jedynie wybrane modele dla kilku najważniejszych surowców rolnych. W praktyce pole wyboru jest znacznie szersze. Dotyczy ono między innymi:

- liczby analizowanych rynków,
- częstotliwości danych empirycznych,
- okresu, na podstawie którego szacujemy modele,
- kolejności szacowania modeli i sposobu łączenia ich ze sobą.



W zależności od potrzeb można badać mniejszą lub większą liczbę rynków. Wydaje się, że ekonometria i prognozowanie na podstawie modeli ilościowych mają dosyć ścisły charakter. Jednak z uwagi na złożoność metod rzadko uzyskuje się taką samą prognozę. W dużej mierze uwarunkowane jest to wiedzą o metodach, o mechanizmach rynkowych czy też oczekiwaniach analityków, którzy podświadomie preferują pewne modele czy zmienne kosztem innych. Możemy napisać za Evansem [2002], że prognozowanie to zarówno nauka, jak i sztuka. Wymaga szerokiej wiedzy, a także intuicji i wyczucia. Stanowi połączenie metod statystycznych z danymi empirycznymi, które rzadko, o ile w ogóle, pozwalają na jednoznaczne udzielenie odpowiedzi na postawione pytania. Stąd proces prognozowania trudno jest ująć w postaci uniwersalnych rekomendacji.

## 6. Projekcje światowych cen surowców rolnych z modeli równowagi cząstkowej – ocena ex post

Niniejszy rozdział poświęcono ocenie jakości długookresowych projekcji światowych cen surowców rolnych. W szczególności skoncentrowano się na ocenie, na ile długookresowe projekcje formułowane z wykorzystaniem modeli równowagi cząstkowej, wspierane wiedzą merytoryczną ekspertów, stanowić mogą wiarygodne źródło informacji rynkowej.

Liczba źródeł, z których możemy uzyskać informacje o przewidywanej sytuacji na światowych rynkach rolnych, jest dość ograniczona. Co prawda, powstaje wiele projekcji odnoszących się do rynków rolnych, spośród których spora część podejmuje zagadnienie zmian na rynku światowym, jednak większość z nich nie ma ciągłego charakteru. Projekcje (czy prognozy) tego rodzaju wykonywane są najczęściej incydentalnie za pomocą różnej metodyki, z reguły przez różnych ekspertów.

By można dokonać oceny jakości długookresowych projekcji cen, powinny one charakteryzować się kilkoma istotnymi cechami. Muszą one być wykonywane systematycznie, a ich metodyka nie powinna ulegać gwałtownym zmianom. Tego typu projekcje są wykonywane na podstawie modeli równowagi rynkowej. Mówimy tutaj o modelach równowagi cząstkowej FAPRI, USDA czy AGLINK. Modele te opisano w rozdziale trzecim. Projekcje wielkości produkcji, zużycia, handlu oraz cen ukazują się co roku i przeprowadzane są od wielu lat. W ocenie przyszłej sytuacji podstawowe znaczenie ma rozwiązanie otrzymane na podstawie danych rzeczywistych przedłużone poza próbę statystyczną dla najbardziej prawdopodobnych kierunków rozwoju przy przyjętych zmiennych objaśniających. Nazywane jest ono przez autorów opracowań projekcją bazową (*baseline projections*).

Wyniki przewidywań z modeli równowagi nazywane są przez autorów raportów projekcjami (w odróżnieniu od prognoz) z uwagi na dwa podstawowe czynniki. Po pierwsze, prognozy mają mikroekonomiczny charakter i stanowią wynik oczekiwań konkretnych uczestników rynku. Natomiast organizacje, które publikują prognozy nie są typowymi uczestnikami rynku podejmującymi ryzyko rynkowe związane z działalnością produkcyjną czy handlową. Po drugie, z uwagi na to, że badania są finansowane przez rządy czy ponadnarodowe organizacje, autorzy nie chcą występować jako uczestnik rynku, który swoimi opiniami zmienia obraz rzeczywistości i wpływa na zachowanie innych uczestników rynku. Stąd w celu zachowania neutralności używa się określenia projekcja. Nato-

miast musimy mieć świadomość, że jeżeli przyjmowane założenia są w opinii analityków najbardziej prawdopodobne (nie mają charakteru hipotetycznego), wówczas projekcje nie różnią się wiele od prognoz formułowanych przez niezależnych ekspertów.

W kolejnych podrozdziałach przedstawimy projekcje cen światowych wybranych grup towarowych uzyskane na podstawie modeli FAPRI i AGLINK-COSIMO, a także pokażemy, na ile przyszła sytuacja na rynkach światowych odbiegała od tego, co było treścią projekcji. W miarę możliwości wskazane zostaną również przyczyny takiego stanu rzeczy. Rozdział ten podzielono na pięć części. W pierwszej przedstawiono uwarunkowania zmian cen w analizowanym okresie. Kolejne trzy obejmują ocenę projekcji odwołujących się do poszczególnych segmentów rynku rolnego: produktów roślinnych (pszenica, kukurydza, rzepak), mięsa (wołowina, wieprzowina, drób) i produktów mlecznych (mleko w proszku, ser, masło). Rozdział kończy część podsumowująca ocenę jakości projekcji.

Istnieje wiele różnych mierników dokładności wnioskowania w przyszłość. W opracowaniu wykorzystano wartość odchylenia rzeczywistych realizacji zmiennej prognozowanej od wyznaczonej projekcji. Rozważając trafność projekcji używamy pojęcia błędu, analogicznie jak błędy prognozy. Błędy projekcji obliczamy na podstawie informacji *ex post*, wykorzystując projekcje tworzone w przeszłości i porównując je z wielkościami faktycznymi, które mogą być obserwowane w trakcie dokonywania oceny. Miernikiem błędów wykorzystanym w pracy jest średni bezwzględny błąd procentowy (*Mean Absolute Percentage Error – MAPE*), który dany jest wzorem [Cieślak red. 2004]:

$$MAPE = \frac{1}{k} \sum_{t=1}^k \left| \frac{Y_t - \hat{Y}_t}{Y_t} \right| * 100\%, \quad (6.1)$$

gdzie:

$k$  – liczba wykonanych prognoz *ex post*,

$Y_t$  – realizacja zmiennej  $Y$  w momencie  $t$ ,

$\hat{Y}_t$  – prognoza zmiennej  $Y$  na moment  $t$ .

Odniesieniem dla tak obliczonych błędów projekcji z modeli równowagi cząstkowej są błędy prognoz naiwnych. Istnieje wiele rodzajów prognoz naiwnych. Najprostsza z nich jest ta, w której prognoza na kolejne okresy objęte horyzontem prognozowania równa jest ostatniej zaobserwowanej wartości rzeczywistej, co oznacza założenie, że ceny w przyszłości pozostaną niezmiennie. Porównywanie błędów prognoz ma na celu odpowiedź na pytanie, czy budowa-

nie zaawansowanych modeli równowagi cząstkowej przynosi jakiegokolwiek korzyści przy przewidywaniu przyszłych zjawisk.

Ocenie poddano projekcje wykonywane od roku 2004. W pierwszym roku obliczono błędy projekcji formułowanych na kolejne 7 lat (na okres od roku 2004 do 2010). Z uwagi na fakt, że dla produktów roślinnych ceny obliczane są na podstawie roku gospodarczego (sezonu) w chwili dokonywania obliczeń nie były dostępne informacje o cenach z roku 2011. Ostatnie poddane ocenie projekcje pochodzą z roku 2009. Błędy projekcji o horyzoncie jednego roku były średnią błędów siedmiu projekcji rocznych. Projekcji dwuletnich jest już mniej, albowiem tylko sześć, natomiast błędy projekcji 4-letnich są średnią już tylko z zaledwie czterech wykonanych prognoz. Wszystko to powoduje, że należy podchodzić ostrożnie do interpretacji tych mierników i wyciągania na ich podstawie wniosków.

### **6.1. Kształtowanie się cen surowców rolnych w latach 2004-2011**

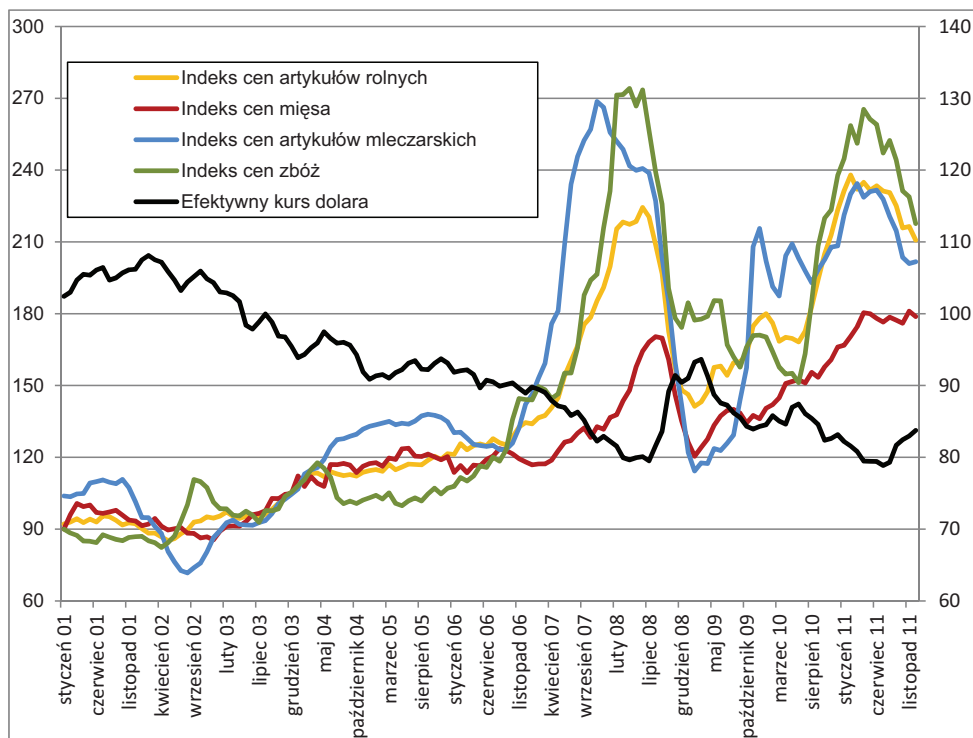
W latach 2004-2011 średnioroczne ceny surowców rolnych ulegały znacznym wahaniom niespotykanym na tym rynku od lat 70. Po ponad dwóch dekadach spadku realnych cen towarów rolnych, doszło do znaczących i niespodziewanych wzrostów cen. Zmiany cen wybranych zagregowanych grup surowców rolnych przedstawiono na rysunku 6.1.1. Widać wyraźnie, że kierunki zmian cen dla różnych grup surowców pozostają zbieżne<sup>37</sup>.

Największym wahaniom ulegały ceny zbóż oraz artykuły mleczarskie. W analizowanym okresie zdecydowanie najsilniejszym wzrostem cen był ten z roku 2007, który był równie mocno zauważalny na każdym z omawianych rynków. Ta ostatnia zwyżka cen surowców rolnych z racji swojej skali oraz szeregu konsekwencji ekonomicznych stała się tematem wielu opracowań ekonomicznych, których autorzy próbowali wyjaśnić przyczyny tak nagłych wzrostów cen na światowych rynkach rolnych [Robles i in. 2009; Stoll, Whaley 2009; Gilbert, Morgan 2010; Noumura 2010]. Analiza źródeł decydujących o tak nagłych wzrostach obejmuje szereg zagadnień. Najważniejsze przyczyny wzrostów cen surowców rolnych w latach 2007-08 można podzielić na te, które wynikają ze wzrostu popytu oraz te, które spowodowały obniżenie podaży. Jako pierwsze omówione zostaną te, które wynikają ze wzrostu popytu.

---

<sup>37</sup> Nie dotyczy to rynku cukru, który nie jest przedmiotem analizy w niniejszym opracowaniu.

**Rysunek 6.1.1. Miesięczne indeksy efektywnego kursu USD [prawa oś] oraz światowych cen wybranych grup agregatowych artykułów rolnych [lewa oś] (średnia z lat 2002-2004 = 100)**



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych FRED (Federal Reserve Economic Data) i FAO.

Do najistotniejszych czynników wpływających na wzrost popytu w ostatnich latach wg literatury należą:

- wzrost gospodarczy w krajach rozwijających się, szczególnie w Chinach i państwach azjatyckich przekładający się na wzrost popytu na żywność,
- wzrostu dochodu i zmiany wzorców konsumpcji żywności (wzrost spożycia produktów pochodzenia zwierzęcego w krajach rozwijających się),
- deprecjacja dolara amerykańskiego,
- spekulacja na rynkach terminowych surowców rolnych,
- wzrost zużycia surowców rolnych na produkcję biopaliw [Gilbert, Morgan 2010; Noumura 2010; Robles i in. 2009; Tyner 2010].

Pierwsze dwa z wymienionych powyżej czynników są ze sobą ściśle powiązane. Wzrost gospodarczy w krajach rozwijających się jest przyczyną zwiększenia siły nabywczej zamieszkującej tam ludności. Konsekwencją wzrostu do-

chodów jest natomiast nie tylko zwiększenie popytu na żywność w ogóle, lecz również wzrost spożycia produktów pochodzenia zwierzęcego [OECD-FAO 2008; Abbott i in. 2011; IFPRI 2011; Hobijn 2008]. Zmiany wzorców konsumpcji dodatkowo zwiększają popyt na zboża paszowe, w szczególności na kukurydzę i soję. Przyczyny demograficzne sprawiają, że największy wpływ na wzmocnienie popytu globalnego na żywność odgrywa wzrost gospodarczy rejestrowany w Chinach i Indiach. Przykładowo, w Chinach wzrost ludności pomiędzy rokiem 2001 a 2011 wyniósł 5,49% [OECD, baza danych], podczas gdy konsumpcja mięsa drobiowego wzrosła o 40,95%, a mięsa wieprzowego o 23,38% [USDA baza FAS]. W Indiach przy blisko 16% wzroście populacji w tym samym okresie konsumpcja mięsa drobiowego wzrosła o 52,53%, a wołowego o 115,42%. Czynnikiem ten odgrywał również ważną rolę w okresie wzroście cen w roku 2010/11.

Ważnym czynnikiem odpowiedzialnym za wzrosty cen było też osłabienie dolara amerykańskiego. Zjawisko wzrostu cen surowców rolnych i energetycznych w okresach spadku wartości dolara amerykańskiego obserwowane jest od wielu lat [Nazlioglu, Soytaş 2012]. Wynika ono z faktu, że światowe ceny większości surowców rolnych denominowane są w dolarze. Osłabienie dolara sprawia, że *ceteris paribus* popyt na artykuły rolne – jak i surowce energetyczne – w państwach importujących żywność rośnie, gdyż ich cena w walutach lokalnych spada. Przekłada się to następnie na wzrost ceny dolarowej. Zwraca się jednak uwagę, że obserwowane w latach 2007-08 wzrosty cen artykułów rolnych były o wiele wyższe niż skala deprecjacji dolara [Hobijn 2008], co widać na rysunku 6.1.1, na którym przedstawiono zmiany efektywnego kursu dolara<sup>38</sup> oraz światowych cen artykułów rolnych podawane za FAO w latach 2001-2011. Warto również dodać, że w przypadku cen zbóż (linia zielona) wzrost był większy niż dla agregatu „artykuły rolne” (linia pomarańczowa).

Kolejnym czynnikiem odpowiedzialnym za nagłe wzrosty cen żywności w latach 2007-2008 jest spekulacja kontraktami terminowymi na surowce rolne. Pogarszająca się koniunktura na giełdach papierów wartościowych spowodowała odpływ części kapitału spekulacyjnego, który odnalazłszy dobre warunki do pomnażania zysków na towarowych rynkach terminowych przeniósł tam część swoich zasobów. Towarowe rynki terminowe od zawsze postrzegane były jako wartościowe aktywa pod względem dywersyfikacji ryzyka, co jest szczególnie istotne w okresach spadków koniunktury gospodarczej. Na amerykańskich giełdach terminowych liczba otwartych pozycji na kontraktach dotyczących pszeni-

---

<sup>38</sup> Efektywny kurs walutowy to indeks średnich ważonych kursu waluty krajowej względem walut głównych partnerów handlowych, gdzie wagami są względne rozmiary handlu z danym krajem.

cy wzrosła pomiędzy lutym 2005 roku a lutym 2008 roku ponad dwukrotnie, a kukurydzy blisko dwuipółkrotnie. Wzrost ten spowodowany był zajmowaniem długich pozycji<sup>39</sup> przez graczy niezwiązanych z sektorem rolnym [OECD-FAO 2008]. Spekulacje na rynkach terminowych są często wymieniane wśród czynników sprawczych wzrostu cen surowców rolnych w latach 2007-08 [Mayer 2011; Hobijn 2008; Robles i in. 2009]. Z drugiej strony odnaleźć można również prace negujące znaczący wpływ spekulacji na wyżkę cen żywności [Stoll, Whaley 2009]. Przegląd opracowań wspierających oraz negujących hipotezę o istotnym wpływie działań spekulacyjnych na wzrost cen surowców rolnych przedstawia Zawojka [2011].

Istotną rolę w zwiększaniu popytu na surowce rolne odegrał wzrost produkcji biopaliw, będący konsekwencją polityki państw rozwiniętych wspierających rozwój paliw wytwarzanych ze źródeł odnawialnych [OECD-FAO 2008; Gilbert, Morgan 2010]. Mowa tu o produkcji etanolu ze zbóż (głównie kukurydzy) bądź trzciny cukrowej czy biodiesla z olejów roślinnych. W ostatnich latach ze względu na ustawowo określone minimalne progi wykorzystania biopaliw w przemyśle ich produkcja gwałtownie wzrosła. Przykładowo w USA, kraju będącym głównym eksporterem kukurydzy (dostarcza ponad połowę kukurydzy na rynek międzynarodowy), etanol z przeznaczeniem na paliwo wytwarzano z surowców rolnych już w latach 80. Wtedy jednak przeznaczano mniej niż 3% całkowitych zbiorów kukurydzy na ten cel. Największy ilościowy skok dokonał się w latach 2005-07, a w roku 2007 23,1% podaży kukurydzy zużywano na produkcję bioetanolu [USDA baza FAS].

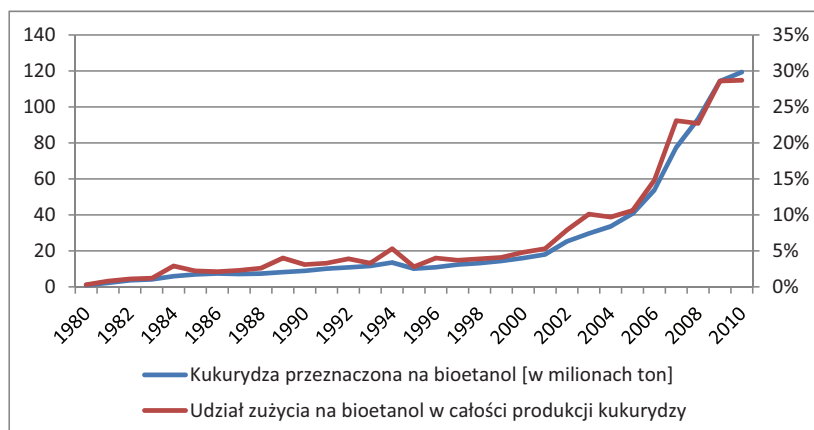
Zmiany ilości kukurydzy użytej do produkcji bioetanolu i procentowego zużycia kukurydzy na ten cel przedstawiono na rysunku 6.1.2. Wzrost popytu na surowce przeznaczane na produkcję biopaliw nie wpływa wyłącznie na cenę tych surowców. Ograniczona podaż ziemi, szczególnie w krajach rozwiniętych, sprawia, że wraz z rozwojem biopaliw większa powierzchnia użytków rolnych przeznaczana jest pod produkcję takich surowców, jak kukurydza czy rzepak, co powoduje ograniczenie podaży i w konsekwencji wzrost cen pozostałych artykułów rolnych [Abbot i in. 2011]. Jakkolwiek sam fakt wpływu rozwoju biopaliw na wzrost popytu na surowce rolne i wynikający stąd wzrost cen nie jest poddawany w wątpliwość, różne są oceny co do skali wpływu tego czynnika. Bole i Londo [2008] uważają, że wpływ biopaliw na ceny surowców rolnych pozostaje ograniczony. Warto również nadmienić, że czynnik ten nawet silniej

---

<sup>39</sup> Pozycja długa oznacza nabycie instrumentów finansowych związanych ze zobowiązaniem kupna w przyszłości towaru bazowego. Zajmowanie pozycji długiej wiąże się z przewidywaniem wzrostu cen towaru bazowego.

niż w roku 2007/08 wpłynął na wzrost cen surowców rolnych w roku 2010/11 [Abbot i in. 2011].

**Rysunek 6.1.2. Zużycie kukurydzy na produkcję bioetanolu [w mln ton – skala lewa] oraz udział zużycia na ten cel w całości produkcji kukurydzy [w % – skala prawa] w USA w latach 1980-2010**



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych FAPRI.

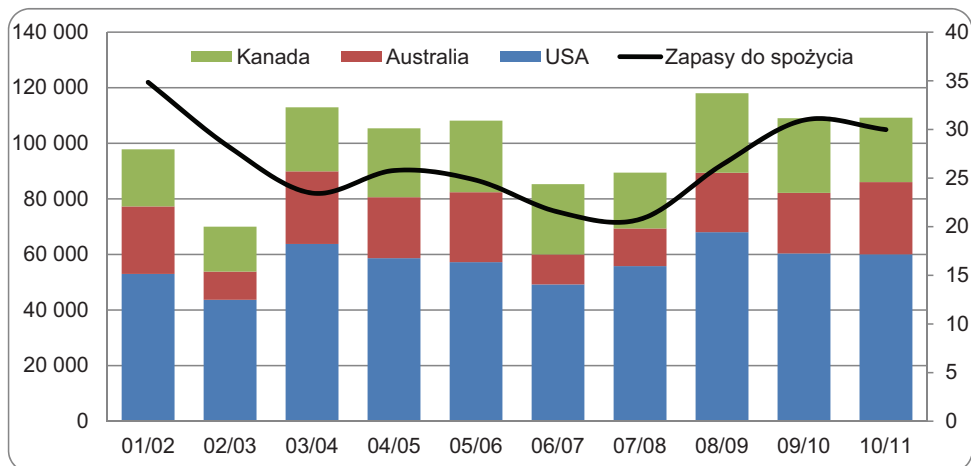
Na wzrost cen wpływ miał też pewien spadek podaży surowców rolnych. Do czynników zmniejszających poziom podaży w omawianym okresie zaliczyć należy:

- niższe zbiory zbóż, szczególnie w Australii;
- niski poziom inwestycji w sektorze rolnym na świecie w ostatnich latach;
- wzrost kosztów produkcji.

Istotne znaczenie spadku produkcji artykułów rolnych w krajach będących tradycyjnie eksporterami żywności jest podnoszony przez wielu autorów problem spadku produkcji w wyniku niekorzystnych warunków pogodowych [Hobijn 2008; Gilbert, Morgan 2010; Nomura 2010]. Obniżenie poziomu produkcji szczególnie wyraźnie wystąpiło przykładowo na rynku pszenicy. Dotknęło trzech największych na świecie dostawców tego surowca. Spadek podaży dotyczy zwłaszcza Australii, gdzie zbiory pszenicy na skutek kłęski suszy zmalały w dwóch kolejnych latach o blisko połowę w porównaniu do lat wcześniejszych. Wpływ ograniczenia podaży nastąpił dodatkowo w latach, w których poziom światowych zapasów był niski. Wielkość produkcji pszenicy trzech największych eksporterów oraz stosunek światowych zapasów do spożycia (*stock to use ratio*) przedstawiono na rysunku 6.1.3. Do poważnego szoku podażowego doszło też chociażby na rynku mięsa, kiedy to w roku 2004 z powodu epidemii BSE doszło do załamania amerykańskiego eksportu wołowiny.



**Rysunek 6.1.3. Produkcja pszenicy w Australii, Kanadzie i USA [w tys. ton – skala lewa] oraz wielkość stosunku zapasów do spożycia [skala prawa] w latach 2001/02-2010/11**



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych FAPRI.

Kolejnym czynnikiem „odpowiedzialnym” za wzrost cen artykułów rolnych w ostatnich latach jest obserwowany od ponad dwóch dekad niski poziom inwestycji w sektorze rolnym na świecie [Nomura 2010; Gilbert, Morgan 2010]. Należy przy tym zaznaczyć, że nie jest to czynnik, którego wpływ na nagły wzrost cen surowców rolnych byłby kluczowy. Niedoinwestowanie sektora rolnego jest wynikiem zmniejszającej się dochodowości w rolnictwie w ostatnich dekadach poprzedniego wieku. Konsekwencją niesatysfakcjonującego uzbrojenia technicznego jest niska elastyczność cenowa produkcji, co objawia się szczególnie wyraźnie w warunkach nagłych zwyżek cen na rynkach rolnych.

Ograniczenie podaży surowców rolnych wynikało również z wysokich cen surowców energetycznych, w tym przede wszystkim ropy, co odbija się na kosztach prowadzenia działalności produkcyjnej [OECD-FAO 2008]. Warto dodać, że rozwój rynku biopaliw spowodował, że wzrost cen ropy wpływa na zwiększenie popytu na surowce rolne wykorzystywane w produkcji biopaliw. Dlatego też zauważa się, że od roku 2006 nastąpiła zmiana relacji pomiędzy cenami ropy a zbóż polegająca na ustaleniu się dodatniej korelacji zmian pomiędzy nimi [Tyner 2010; Hamulczuk, Klimkowski 2012]. Wzrost kosztów dotknął szczególnie mocno produkcję zwierzęcą, gdzie oprócz wysokich cen ropy producenci musieli się również zmagać z wysokimi cenami pasz wywołanymi wzrostem cen zbóż paszowych.

Ostatni z czynników wzmacniających wzrost zmienności cen na rynkach rolnych w omawianym okresie jest związany z polityką handlową. W odpowie-

dzi na wzrost cen surowców rolnych wiele krajów (przykładowo Argentyna, Egipt, Kazachstan czy Rosja) wprowadziło ograniczenia w wymianie handlowej tymi artykułami [Nomura 2010]. Listę instrumentów polityki rolnej i handlowej wprowadzonych przez kraje rozwijające się w odpowiedzi na wzrost cen artykułów rolnych w latach 2007-08 wymienia Demeke i in. [2009]. Polityka żywnościowa odegrała duże znaczenie także w przypadku wzrostu cen w latach 2010-11, gdy Chiny podjęły decyzję odbudowania zapasów soi [Abbott i in. 2011].

Kończąc omawianie źródeł wzrostów cen artykułów rolnych, warto zwrócić uwagę na to, że wiele z przedstawionych przyczyn samoistnie nie wpłynęłoby w istotny sposób na sytuację popytowo-podażową. Dopiero skumulowane oddziaływanie wielu czynników w tym samym czasie pociągnęło za sobą tak znaczący wzrost cen. Przykładowo, zwiększona aktywność inwestorów spekulacyjnych na rynkach terminowych nie wpłynęłaby na wzrost cen surowców rolnych, gdyby stan zapasów światowych był wysoki. Doszło też do kumulacji procesów związanych ze wzrostem popytu na żywność w krajach rozwijających się i rozwoju produkcji biopaliw w krajach rozwiniętych.

Powyższy przegląd najważniejszych przyczyn zmian cen produktów rolnych miał na celu pokazanie złożoności warunków kształtujących ceny na światowych rynkach rolnych, a także najistotniejszych sił oddziałujących na wielkość popytu i podaży na surowce rolne. Warto pamiętać, że analiza przyczyn wzrostów cen została dokonana *ex-post*. Co więcej, analiza przyszłych zmian wspomnianych powyżej czynników najprawdopodobniej nie pozwala na efektywną predykcję cen artykułów rolnych. Przykładowo, w roku 2008/09 ceny większości produktów roślinnych wyraźnie spadły, pomimo że siła oddziaływania większości omawianych czynników nie uległa zmniejszeniu. Warto również dodać, że zawarte w literaturze fachowej wnioski z analizy przyczyn wzrostu cen w latach 2007-08 często do dzisiaj – pomimo przeprowadzenia szeregu badań – wzajemnie się wykluczają, jak jest to w przypadku oceny wpływu spekulacji czy rozwoju rynku biopaliw [Zawojska 2011, Mutuc 2010].

## **6.2. Projekcje cen produktów roślinnych**

W ramach produktów roślinnych omówione zostaną projekcje cen trzech surowców rolnych: pszenicy, kukurydzy oraz rzepaku. Kształtowanie się cen tych surowców w przeszłości – niezależnie od geograficznego umiejscowienia notowania cen – wykazuje duże podobieństwa. Zauważyć można wzrost cen tych surowców w roku 1994, 2004 oraz 2007. W przypadku tego pierwszego szczytu notowań, był on szczególnie mocny w przypadku kukurydzy, a delikatniej przebiegał na rynku rzepaku. Kolejna zwyżka cen z roku 2004 jest najmniej wyraźna na rynku

pszenicy. Wzrosty cen zapoczątkowane w roku 2007 dotyczą zaś wszystkich omawianych rynków. Oba powyższe wzrosty cen spowodowane były niskim poziomem zapasów w krajach będących największymi eksporterami.

### **Projekcje cen pszenicy**

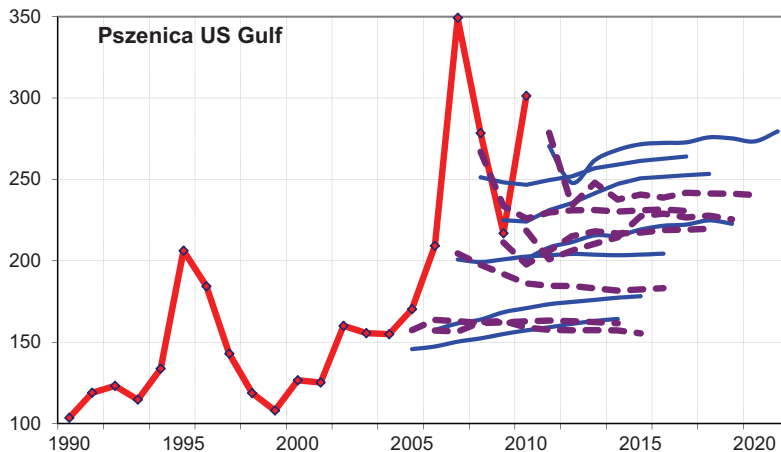
Pszenica jest obok soi najważniejszym towarem podlegającym wymianie międzynarodowej na światowych rynkach rolnych. Ma też z pewnością niezwykle duże znaczenie dla polskiego rolnictwa. W ramach obydwu analizowanych modeli równowagi cząstkowej prognozuje się obecnie sytuację cenową na najważniejszych rynkach krajowych i regionalnych<sup>40</sup>. W modelu FAPRI od samego początku publikowania prognoz podaje się projekcje czterech cen światowych – cenę europejską w Rotterdamie, cenę kanadyjską, australijską oraz amerykańską. Tę ostatnią – cenę fob pszenicy twardej w portach południowych USA dla roku gospodarczego zaczynającego się 1 czerwca – przyjmuje się najczęściej za główną cenę światową. Jest ona także uznana za taką w niniejszym opracowaniu. Dodatkowo przedstawiono projekcje cen pszenicy w porcie w Rotterdamie.

Ceny pszenicy w ostatnich latach podlegały gwałtownym zmianom, których przyczyny zostały powyżej omówione. Siedem ostatnich projekcji światowych cen pszenicy wykonanych przy użyciu modelu FAPRI oraz AGLINK-COSIMO, a także przebieg cen średniorocznych od 1990 roku przedstawiono na rysunku 6.2.1. Każda z projekcji obejmuje okres 10 lat. Zaznaczono je linią ciągłą niebieską (model FAPRI) oraz przerywaną fioletową (AGLINK-COSIMO). Jednocześnie czerwoną linią zaznaczono faktyczne ceny, jakie odnotowano w kolejnych latach. W ten sam sposób skonstruowany jest każdy z kolejnych wykresów w tym rozdziale. W przypadku rysunków przedstawiających projekcje tylko jednego modelu zaznaczone są one niebieską linią ciągłą.

---

<sup>40</sup> W roku 2011 w ramach modelu FAPRI prognozowano bilanse rynku pszenicy w następujących państwach/regionach: USA, Algieria, Argentyna, Australia, Brazylia, Kanada, Chiny, Egipt, Unia Europejska, Indie, Iran, Japonia, Meksyk, Maroko, Pakistan, Rosja, Korea Południowa, Tajwan, Tunezja, Ukraina, pozostałe afrykańskie, pozostałe amerykańskie, pozostałe azjatyckie, pozostałe europejskie i reszta Oceanii. W przypadku modelu AGLINK-COSIMO są to następujące rynki: Kanada, Stany Zjednoczone, Unia Europejska, Rosja, Ukraina, Australia, Nowa Zelandia, RPA, Algieria, Egipt, Afryka Subsaharyjska, reszta Afryki, Argentyna, Brazylia, Chile, Meksyk, Urugwaj, reszta Ameryki Południowej i Środkowej oraz 11 państw azjatyckich (m.in. Chiny, Indie, Japonia, Turcja).

**Rysunek 6.2.1. Projekcje światowych cen pszenicy twardej (US Gulf) uzyskane z modelu FAPRI i AGLINK-COSIMO [w USD za tonę]**



Oznaczenia: prognozy wygasłe – linia ciągła niebieska (FAPRI) i linia przerywana fioletowa (AGLINK-COSIMO), ceny rzeczywiste – linia czerwona

Źródło: opracowanie własne na podstawie projekcji modelu FAPRI (FAPRI World Agricultural Outlook z lat 2004-2011) i projekcji modelu AGLINK-COSIMO (OECD-FAO Agricultural Outlook).

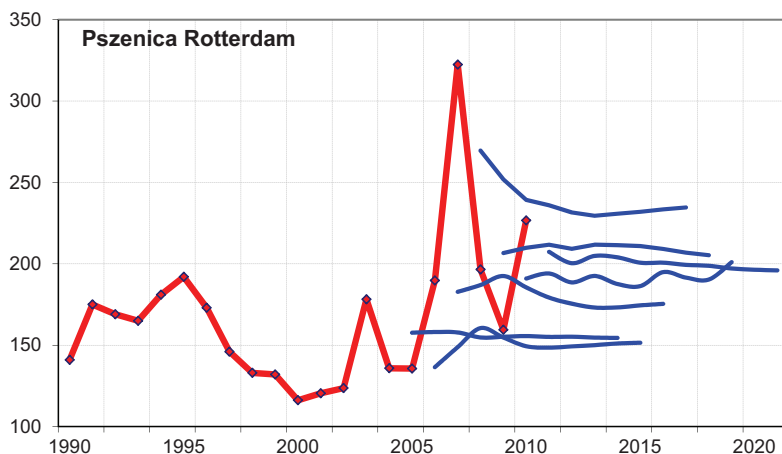
Widać wyraźnie, że projekcje obydwu modeli były raczej konserwatywne. Prognozowano utrzymanie przez najbliższe lata jednego poziomu cen, który zazwyczaj nie różnił się znacząco od ostatniej zarejestrowanej ceny rocznej. Dopiero w przypadku ostatnich projekcji widać wygłuszanie cykli zmian cen. Projekcje uzyskane z modelu AGLINK-COSIMO również wykazują wysokie uzależnienie od ostatnio obserwowanej ceny, przy czym według żadnej z prognoz tworzonych po roku 2007 ceny nie utrzymują się w długim okresie powyżej 250 USD za tonę. Zauważyć też można, że ceny prognozowane na przyszłe lata przez model FAPRI są wyższe.

W przypadku projekcji tworzonych przed 2007 rokiem widoczna jest różnica pomiędzy cenami prognozowanymi a faktycznymi warunkami cenowymi obserwowanymi w ostatnich latach. Jest to sytuacja, w której łatwo o krytykę konstruowanych w oparciu o omawiane modele projekcji. Usprawiedliwieniem niech pozostanie fakt, że środowisko naukowców i analityków rynkowych do dziś nie potrafi precyzyjnie określić, która bądź które z przyczyn drastycznego wzrostu cen surowców rolnych w 2007 roku były tymi najważniejszymi. Przykładowo, brak zgody co do siły wpływu wzrostu cen ropy na wzrost cen surowców rolnych [Mutuc 2010, Tyner 2010], czy roli działań spekulacyjnych

na rynkach terminowych na zmiany cen towarów rolnych, o czym szerzej pisze wspomniana już Zawojska [2011].

Na rysunku 6.2.2 przedstawiono ceny historyczne oraz projekcje cen pszenicy w porcie w Rotterdamie. Kierunek zmian tych cen pozostaje w wysokim stopniu zbieżny z amerykańskimi cenami pszenicy.

**Rysunek 6.2.2. Projekcje cen pszenicy w porcie w Rotterdamie uzyskane z modelu FAPRI [w USD za tonę]**



Oznaczenia: prognozy wygasłe – linia niebieska, ceny rzeczywiste – linia czerwona

Źródło: jak do rys. 6.2.1.

Graficzna analiza odchyłeń między projekcjami a cenami rzeczywistymi sugerować może wysokie błędy prognoz. Średnie błędy (MAPE) projekcji z omawianych modeli są niższe od błędów prognoz naiwnych tylko w przypadku rocznego i dwuletniego horyzontu prognoz. Dla projekcji o dłuższym horyzoncie to prognozy naiwne cechują się niższymi średnimi błędami.

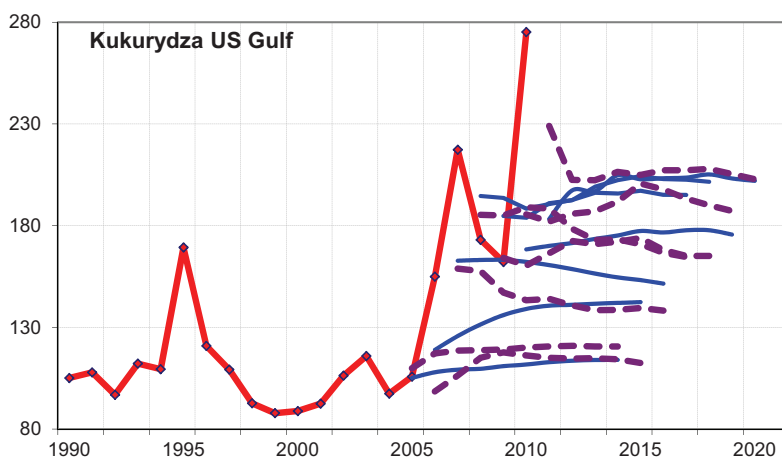
Niski poziom trafności projekcji w analizowanym okresie spowodowany był nagłym wzrostem cen w roku 2007, a także nie mniej gwałtownym spadkiem cen na rynkach rolnych, jaki obserwowany był od III kwartału 2008 roku. Należy jednak zauważyć, że wedle projekcji z roku 2007 i 2008 ceny miały się obniżyć, co też jest przyczyną ich wyższości nad prognozami naiwnymi.

Do głównych źródeł błędów prognoz zaliczyć należy z pewnością szoki podażowe wywołane niekorzystnymi warunkami pogodowymi, deprecjacją dolara amerykańskiego, a także przepływ kapitału spekulacyjnego na rynki terminowe. Istotną rolę odegrał też rozwój rynku biopaliw.

## Projekcje cen kukurydzy

Największym eksporterem kukurydzy pozostają od wielu lat Stany Zjednoczone. Na światowym rynku ważnymi graczami są też Argentyna, Brazylia, Francja, Ukraina i Węgry. W ramach modelu FAPRI dokonuje się projekcji bilansów kukurydzy na 30 rynkach lokalnych. Podobna liczba rynków lokalnych funkcjonuje w ramach modelu AGLINK-COSIMO. Z wykorzystaniem obydwu modeli dokonano projekcji cen fob kukurydzy notowanej w południowych portach USA (US Gulf). Jest to średnia cena w roku gospodarczym trwającym od 1 września do 31 sierpnia.

**Rysunek 6.2.3. Projekcje światowych cen kukurydzy (US Gulf) uzyskane z modelu FAPRI i AGLINK-COSIMO [w USD za tonę]**



Oznaczenia: prognozy wygaste – linia ciągła niebieska (FAPRI) i linia przerywana fioletowa (AGLINK-COSIMO), ceny rzeczywiste – linia czerwona

Źródło: jak do rys. 6.2.1.

Na rysunku 6.2.3 przedstawiono projekcje cen kukurydzy tworzone na bazie obydwu modeli. Zauważyć można podobieństwo pomiędzy projekcjami cen pszenicy i kukurydzy w wysokości różnicy pomiędzy prognozowanymi, a później zanotowanymi cenami. Podobnie jak w przypadku cen pszenicy, również ceny kukurydzy prognozowano najczęściej na poziomie zbliżonym do tego, jaki obserwowano w ostatnim roku. Wedle większości projekcji w kolejnych latach dojdzie do nieznacznego wzrostu cen, co związane jest z planowa-

nym wzrostem rynku biopaliw. Kukurydza pozostaje głównym surowcem do ich produkcji<sup>41</sup>.

Zatem projekcji światowych cen kukurydzy w analizowanym okresie nie można uznać za trafne. Przyczyny takiego stanu rzeczy są w istocie podobne – warunki pogodowe, spekulacja itp. Za dodatkowy czynnik uznać należy niedoszacowanie znaczenia produkcji biopaliw i związanego z tym wzrostu popytu na kukurydzę. Czynniki te nie wpływają wyłącznie na cenę kukurydzy, ponieważ wzrost cen jakiegokolwiek z upraw wpływa poprzez ograniczoną podaż ziemi na cenę innych produktów roślinnych, niemniej w przypadku kukurydzy miał on największe znaczenie. Istotną rolę odegrał też wzrost popytu na mięso i artykuły mleczarskie w krajach rozwijających się, ponieważ kukurydza należy obok soi do najważniejszych zbóż paszowych.

### **Projekcje cen rzepaku**

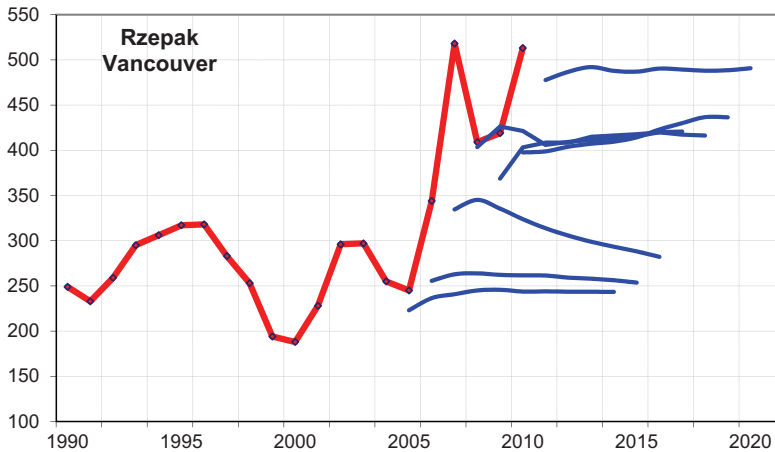
Światowe zbiory rzepaku w ostatnich szesnastu latach uległy podwojeniu. Istotnie wpłynęło na to wykorzystanie nasion rzepaku do produkcji biodiesla. Największymi producentami rzepaku jest Unia Europejska oraz Kanada, Chiny i Indie. UE oraz Kanada to – obok Australii – także najwięksi światowi eksporterzy rzepaku, dlatego ceny światowe wyznaczone są w portach w Hamburgu oraz Vancouver. Ceny rzepaku nie są prognozowane w ramach modelu AGLINK-COSIMO, dlatego posłużymy się jedynie projekcjami z modelu FAPRI.

Ceny rzepaku w ostatnich latach podlegały podobnym fluktuacjom jak ceny omawianych wcześniej zbóż. Tutaj jednak systematycznie obserwowany wzrost wykorzystania rzepaku do produkcji biopaliw oraz rosnące progi minimalnego wykorzystania biopaliw w gospodarce spowodowały zmianę kierunku długookresowych prognozowanych zmian cen na tym rynku. Od roku 2008 projekcje wskazują na dalszy wzrost cen rzepaku, podczas gdy wcześniej spodziewano się raczej minimalnego spadku cen w długim okresie, podobnie jak miało to miejsce w przypadku projekcji cen zbóż. Dotyczy to zarówno cen w porcie Vancouver (rys. 6.2.4), jak i cen w porcie w Hamburgu (rys. 6.2.5).

---

<sup>41</sup> Podnoszenie problemu szeregu niekorzystnych efektów związanych z rozwojem rynku biopaliw przez strony rządowe w USA i w UE oraz wzrost znaczenia głosów domagających się rezygnacji z polityki wspierania produkcji biopaliw z surowców rolnych to kwestia dopiero ostatnich miesięcy.

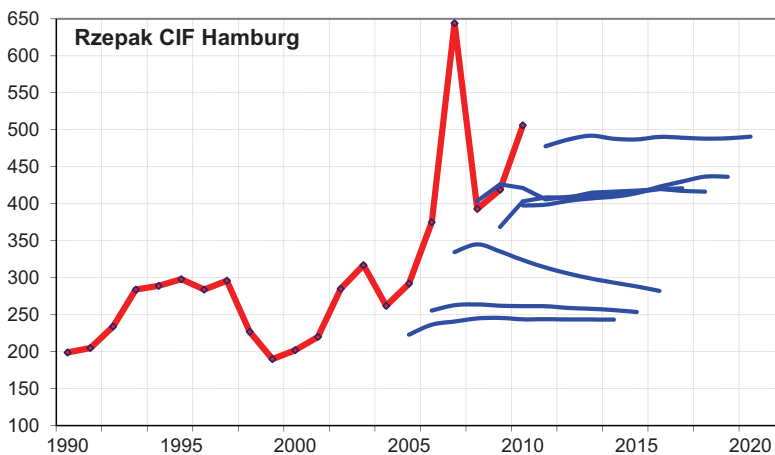
**Rysunek 6.2.4. Projekcje kanadyjskich cen rzepaku (Cash Vancouver) uzyskane z modelu FAPRI [w USD za tonę]**



Oznaczenia: prognozy wygasłe – linia niebieska, ceny rzeczywiste – linia czerwona

Źródło: jak do rys. 6.2.1.

**Rysunek 6.2.5. Projekcje cen rzepaku w Unii Europejskiej (CIF Hamburg) uzyskane z modelu FAPRI [w USD za tonę]**



Oznaczenia: prognozy wygasłe – linia niebieska, ceny rzeczywiste – linia czerwona

Źródło: jak do rys. 6.2.1.

Z uwagi na skorelowanie cen rzepaku i zbóż, a co za tym idzie – zbliżony przebieg cen oraz projekcji, błędy prognoz są na podobnym poziomie. Błędy prognoz dla rocznego oraz dwuletniego horyzontu są niższe w przypadku pro-



jekcji modelu FAPRI, natomiast trzy- i czteroletnie prognozy cen rzepaku są zdecydowanie trafniejsze w przypadku modeli naiwnych. Dotyczy to obydwu prognozowanych cen rzepaku. Niska trafność projekcji wynika przede wszystkim z niedoszacowania wpływu biopaliw na wzrost popytu na rzepak. Pewną rolę odegrały tu również wysokie ceny ropy naftowej zwiększające dochodowość produkcji paliw z surowców rolnych.

### **6.3. Projekcje cen mięsa**

Ceny mięsa pozostają w pewnym stopniu powiązane z cenami produktów roślinnych, w szczególności zbóż. Wynika to z faktu uzależnienia kosztów zakupu pasz od cen zbóż. W okresach podwyższonych cen, np. pszenicy, opłacalność produkcji zwierzęcej maleje, co sprawia, że pewna część producentów zmniejsza liczbę trzymanyh zwierząt lub wycofuje się z rynku. Konsekwencją obniżonej podaży jest wówczas wzrost ceny mięsa. Z tego też powodu praktycznie wszystkie przedstawione wcześniej czynniki odpowiedzialne za wzrost cen produktów roślinnych oddziałują na ceny mięsa.

Należy jednak pamiętać, że reakcje producentów na zmiany dochodowości prowadzonej działalności dotyczące ograniczania czy przede wszystkim zwiększania produkcji są o wiele szybsze w przypadku produkcji mięsa drobiowego niż wieprzowiny, czy w szczególności wołowiny, co wynika z różnic w długości cyklu produkcyjnego. Warto też pamiętać, że poszczególne rodzaje mięsa mogą być do pewnego stopnia traktowane jako dobra substytucyjne. Religijne tabu zabraniające spożycia niektórych rodzajów mięsa (wieprzowina w islamie i judaizmie, wołowina w hinduizmie), w skali globalnej nie wpływają istotnie na wspomniany fakt substytucyjności różnych rodzajów mięsa.

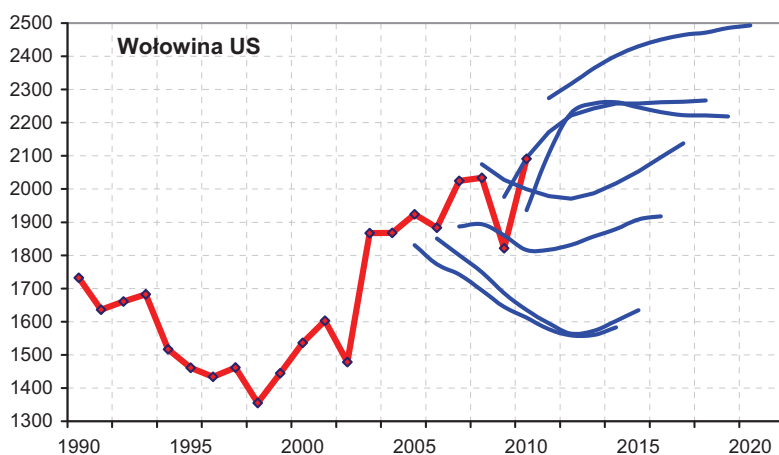
W ostatnich latach obserwuje się wzrostową tendencję kształtowania się cen mięsa, co tłumaczone jest nie tylko wysokimi cenami zbóż i pasz, ale przede wszystkim rosnącym popytem na mięso w krajach szybko rozwijających się. Przykładem kraju, w którym obserwuje się najwyraźniejszy wzrost zapotrzebowania na mięso, są Chiny [Abbott i in. 2011].

#### **Projekcje cen wołowiny**

Największymi producentami mięsa wołowego na świecie jest USA, Brazylia i Chiny. Ważnymi graczami na międzynarodowym rynku wymiany wołowiny są oprócz wyżej wspomnianych także Argentyna, Indie oraz Australia. Największym importerm netto pozostaje Japonia. Odbiorcami o stale rosnącym zapotrzebowaniu są muzułmańskie kraje Afryki Północnej, w szczególności Algieria i Egipt. Znaczącym importerm jest również Rosja.

Ceny wołowiny w ostatniej dekadzie poprzedniego stulecia podlegały trendowi spadkowemu. Został on odwrócony wraz z powrotem epidemii BSE na początku pierwszej dekady XXI wieku. Gwałtowny wzrost cen w roku 2003 był wynikiem dalszego obniżenia podaży oraz wzrostu barier w handlu międzynarodowym na skutek pojawiania się przypadków BSE w Ameryce. W kolejnych latach ceny nie uległy obniżeniu. W 2007 roku pojawił się natomiast nowy czynnik decydujący o dalszym wzroście cen wołowiny, czyli nagła zwyżka cen produktów roślinnych, w szczególności zbóż paszowych. W ostatnich latach da się również zauważyć rosnącą presję na ceny wynikającą z ciągłego wzrostu popytu na mięso w krajach rozwijających się. Za cenę światową przyjmuje się najczęściej tę notowaną w USA, której projekcje tworzone są zarówno w ramach modelu FAPRI (rys. 6.3.1), jak i AGLINK-COSIMO (rys. 6.3.2).

**Rysunek 6.3.1. Projekcje światowych cen wołowiny (Nebraska Direct Fed-Ster) uzyskane z modelu FAPRI [w USD za tonę]**



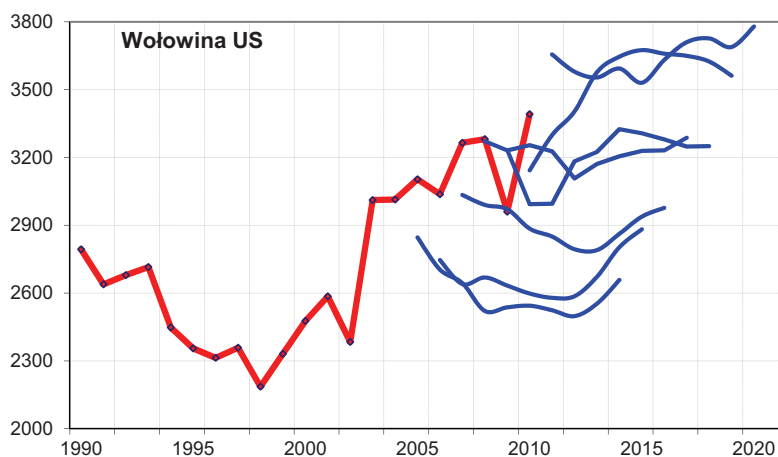
Oznaczenia: prognozy wygasłe – linia niebieska, ceny rzeczywiste – linia czerwona

Źródło: jak do rys. 6.2.1.

Analiza graficzna wskazuje na pewne różnice między projekcjami a odnotowanymi później faktycznymi cenami rynkowymi. W szczególności nietrafne okazały się projekcje z lat 2004-2006. Wedle projekcji należało się wówczas spodziewać spadku cen po przejściowym kryzysie związanym z wystąpieniem chorób epidemicznych i następujących po nich zmian w polityce handlowej państw

biorących udział w wymianie międzynarodowej<sup>42</sup>. Projekcje cenowe z kolejnych lat nie odbiegają już znacząco od faktycznie obserwowanych cen.

**Rysunek 6.3.2. Projekcje światowych cen wołowiny (Nebraska lw) uzyskane z modelu AGLINK-COSIMO [w USD za tonę]**



Oznaczenia: prognozy wygasłe – linia niebieska, ceny rzeczywiste – linia czerwona

Źródło: jak do rys. 6.2.1.

Trafność projekcji cen wołowiny jest znacząco wyższa niż projekcji cen produktów roślinnych. O ile w przypadku tych ostatnich miernik MAPE dla prognoz jednorocznych oscylował w granicach od 15,94% (rzepak w Vancouver) do 24,69% (pszenica w UE), to przy tym samym horyzoncie prognozowania dla prognoz wołowiny MAPE wyniósł 6,04% i 7,89% odpowiednio dla projekcji z modelu FAPRI i modelu AGLINK-COSIMO. Wynika to jednak wyłącznie z mniejszej zmienności średnich cen rocznych wołowiny. Co jest istotne to fakt, że prognozy naiwne okazały się trafniejsze dla każdego horyzontu prognozowania od projekcji z modeli równowagi cząstkowej. Największa różnica dotyczy projekcji 3-letnich modelu AGLINK-COSIMO, dla których błąd prognozy (MAPE) jest dwukrotnie wyższy niż dla prognoz naiwnych.

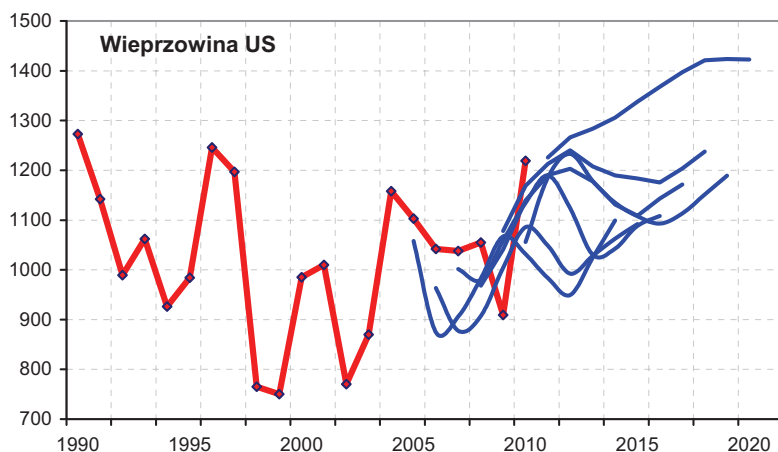
### Projekcje cen wieprzowiny

Największym producentem mięsa wieprzowego są Chiny, które odpowiadają za około połowę globalnej podaży. Olbrzymi popyt wewnętrzny sprawia jednak, że Chiny są wciąż importerm netto wieprzowiny. Dużym importerm

<sup>42</sup> Chodzi tu o politykę zamykania rynku przed potencjalnie groźnym dla zdrowia mięsem pochodzącym z państw zagrożonych chorobą BSE.

jest również Japonia, Korea Południowa czy Rosja. Największymi eksporterami wieprzowiny od lat pozostają Stany Zjednoczone, kraje Unii Europejskiej (Dania, Niemcy, Belgia), Kanada i Brazylia.

**Rysunek 6.3.3. Projekcje światowych cen mięsa wieprzowego (Barrow and Gilt – waga poubojowa) uzyskane z modelu FAPRI [w USD za tonę]**



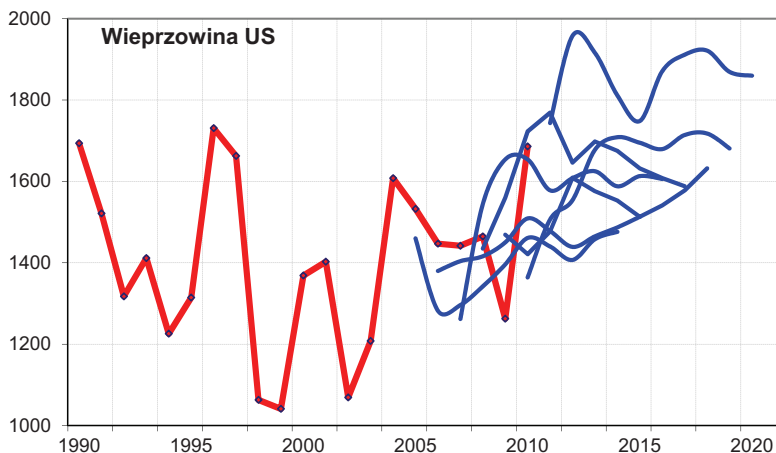
Oznaczenia: prognozy wygaste – linia niebieska, ceny rzeczywiste – linia czerwona

Źródło: jak rys. 6.2.1.

Za cenę światową przyjmuje się najczęściej tę notowaną na rynku amerykańskim. Taka też modelowana jest w ramach dwóch omawianych modeli, przy czym w modelu AGLINK-COSIMO prognozuje się ceny wieprzowiny w wadze żywej. Od roku 2004 ceny wzrastały w wyniku zmniejszenia podaży wołowiny wynikłej z powodu epidemii BSE oraz zmniejszenia wymiany handlowej mięsem drobiowym, będącego konsekwencją pojawienia się przypadków ptasiej grypy. W ostatnich latach wysoki poziom cen wieprzowiny wynika prawdopodobnie również z wysokich kosztów pasz.

Na światowym rynku wieprzowiny, podobnie jak na rynkach lokalnych da się zauważyć występowanie cykli cenowych, tzw. cykli świńskich. Wydaje się jednak, że nagły wzrost cen na rynku zbóż w ostatnich latach zaburzył kształt tych wahań. Cykliczny charakter zmian cen jest wciąż widoczny w kształcie projekcji cen, zaprezentowanych na rysunkach 6.3.3 i 6.3.4, tworzonych na bazie analizowanych obydwu omawianych modeli. Podobnie jak w przypadku rynku wołowiny, projekcje modelu FAPRI wydają się być „smuklejsze”.

**Rysunek 6.3.4. Projekcje światowych cen wieprzowiny (Barrow and Gilt – waga żywa) uzyskane z modelu AGLINK-COSIMO [w USD za tonę]**



Oznaczenia: prognozy wygasłe – linia niebieska, ceny rzeczywiste – linia czerwona

Źródło: jak do rys. 6.2.1.

Trafność projekcji cen mięsa wieprzowego uzyskanych z obydwu modeli równowagi cząstkowej nie są wysokie. Projekcje tworzone na bazie modeli cen wieprzowiny dla okresu rocznego i dwuletniego, dla których MAPE wynoszą około 12%, nie są trafniejsze niż prognozy naiwne. W przypadku projekcji trzy- i czteroletnich zaznacza się przewaga projekcji z modeli równowagi, przy czym wyższą trafnością cechują się te tworzone na bazie modelu FAPRI. Przykładowo, błędy projekcji czteroletnich z modeli równowagi wynoszą 9,3-10,6% przy błędach prognoz naiwnych na poziomie 15%. Podobnie jak w przypadku projekcji cen wołowiny, duże różnice pomiędzy wartościami prognozowanymi a faktycznie później zanotowanymi dotyczyły prognoz z lat 2004-06, kiedy spodziewano się, że wzrosty cen w latach 2002-04 były krótkotrwałym efektem transmisji wyższych cen z rynków wołowiny i drobiu, na których doszło do epidemii chorób zakaźnych.

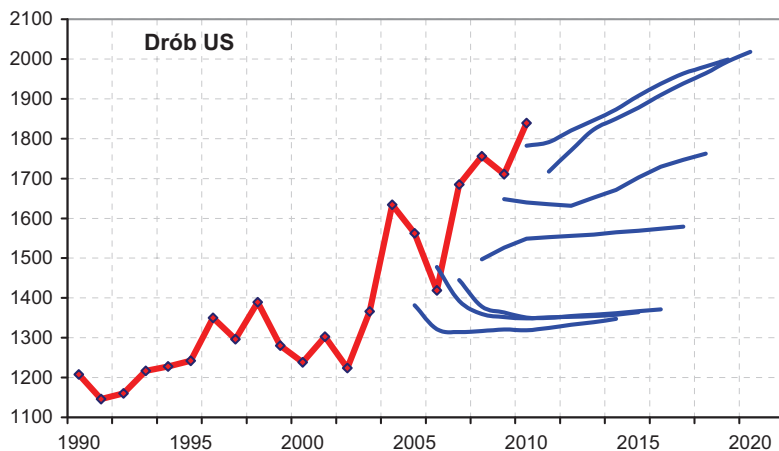
### Projekcje cen drobiu

Międzynarodowy rynek mięsa drobiowego zdominowany jest przez dwóch największych eksporterów netto – USA i Brazylię. Unia Europejska od 2007 roku stała się importerem netto drobiu, jednak największymi odbiorcami tego mięsa są Chiny, Rosja, Japonia i Meksyk [OECD].

Ponieważ w ramach modelu AGLINK-COSIMO dochodziło do zmian ceny uznawanej za światową, analizować będziemy wyłącznie projekcje

cen z modelu FAPRI. Za cenę światową uznaje się najczęściej tę z rynku amerykańskiego.

**Rysunek 6.3.5. Projekcje światowych cen mięsa drobiowego (US 12-city Wholesale) uzyskane z modelu FAPRI [w USD za tonę]**



Oznaczenia: prognozy wygasłe – linia niebieska, ceny rzeczywiste – linia czerwona

Źródło: jak do rys. 6.2.1.

Podobnie jak w przypadku poprzednio omawianych rynków mięsa, zaobserwować można wzrost cen w ostatnich latach. Na rynku drobiu dochodziło także do czasowych ograniczeń w handlu związanych z pojawieniem się w 2003 i później w 2007 roku epidemii ptasiej grypy.

Na rysunku 6.3.5 przedstawiono projekcje cen drobiu uzyskane na bazie modelu FAPRI. Widać wyraźnie, że według projekcji publikowanych w latach 2004-2006 wzrost cen wywołany ptasią grypą w roku 2004 był chwilowy i nie powinien wpłynąć na długookresowy trend zmian cen drobiu. Prognozy publikowane w kolejnych latach coraz mocniej uwzględniają wzrost popytu globalnego na mięso oraz reakcje producentów na wysokie koszty pasz, czego efektem są wyższe szacunki cen w przyszłości.

Analiza graficzna wskazuje, że projekcje cen uzyskiwane z modelu FAPRI w większości przypadków się nie sprawdziły, choć z drugiej strony wielokrotnie udało się przewidzieć kierunek zmian cen. Za szczególnie nietrafne uznać należy projekcje z lat 2004-2006. Spodziewano się wówczas spadku cen po zawirowaniach związanych z ptasią grypą, a ponadto oczekiwano znacznego wzrostu produkcji w krajach rozwijających się, który miał doprowadzić do obniżki cen. Projekcje z modeli równowagi cząstkowej okazały się trafniejsze od

prognoz naiwnych wyłącznie w przypadku rocznego i dwuletniego horyzontu czasowego. Różnice w wielkości MAPE trudno też uznać za znaczące. W przypadku projekcji rocznych MAPE dla projekcji z modelu FAPRI i naiwnych wyniosły odpowiednio 7,25% i 8,65%, a dla dwuletnich 9,22% i 10,03%. Natomiast prognozy naiwne cechowały się niższymi błędami dla horyzontu trzech i czterech lat. W przypadku tych ostatnich MAPE dla projekcji z modelu FAPRI i prognoz naiwnych wyniósł odpowiednio 20,38% i 14,36%.

#### **6.4. Projekcje cen artykułów mleczarskich**

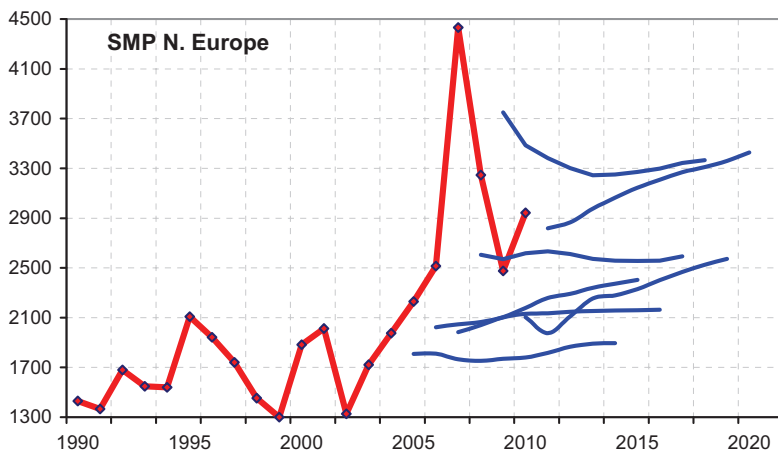
Najważniejszymi produktami mlecznymi podlegającymi wymianie handlowej jest odtłuszczone mleko w proszku, sery i masło. Głównym składnikiem masła są tłuszcze, mleka w proszku – białko, zaś przy produkcji serów wykorzystuje się oba te składniki. Ponieważ głównym surowcem do produkcji tych artykułów pozostaje mleko krowie, zauważa się podobieństwo w przebiegu cen każdego z omawianych artykułów mleczarskich w kolejnych latach. Inaczej niż w przypadku dotychczas omawianych artykułów, z racji zmiany metodologii, pierwsze projekcje cen z modelu AGLINK-COSIMO dotyczą roku 2008. W tym roku zdecydowano o zmianie ceny uznawanej za światową w tym modelu. Dostępne są więc zaledwie cztery projekcje tych samych cen światowych. Ograniczona liczba projekcji nie pozwala niestety na porównywanie trafności projekcji tworzonych na bazie modeli FAPRI i AGLINK-COSIMO. Uwaga ta dotyczy cen wszystkich artykułów mleczarskich.

#### **Projekcje cen odtłuszczonego mleka w proszku**

Największymi eksporterami odtłuszczonego mleka w proszku (SMP) jest Nowa Zelandia, USA, Australia i państwa Unii Europejskiej (głównie Niemcy i Francja). Importerami netto jest większość krajów Dalekiego Wschodu, Meksyk, Rosja oraz kraje Afryki Północnej.

W modelu FAPRI jedną z cen światowych jest cena z rynku europejskiego, tymczasem w modelu AGLINK-COSIMO za cenę światową przyjmuje się cenę notowaną w rejonie Oceanii. Przebieg zmian cen na obydwu rynkach wraz z projekcjami przedstawiono na rysunkach 6.4.1 i 6.4.2. Kierunek zmian cen na obydwu rynkach jest podobny, przy czym ceny mleka w proszku notowanego w Europie są wyższe. Po okresie względnej stabilizacji cen w latach 1990-2004 doszło do wzrostu cen. W analizowanym okresie najwyższe ceny notowano w roku 2007, po czym nastąpił spadek cen. W roku 2010 ponownie ceny odtłuszczonego mleka w proszku na rynku światowym wzrosły.

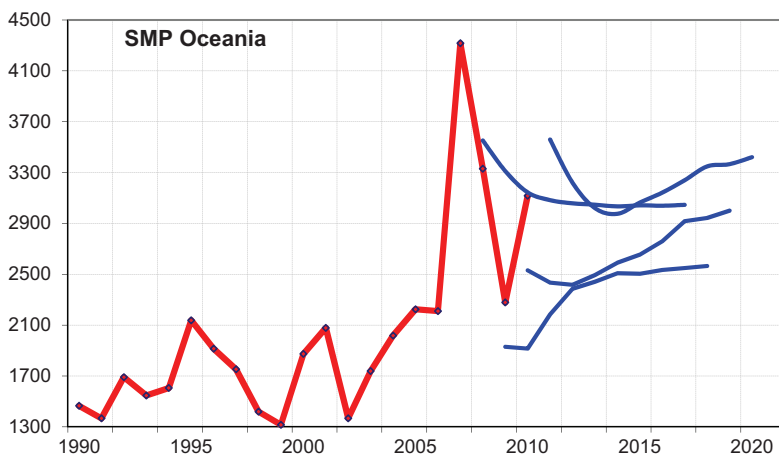
**Rysunek 6.4.1. Projekcje światowych cen SMP (FOB Northern Europe) uzyskane z modelu FAPRI [w USD za tonę]**



Oznaczenia: prognozy wygasłe – linia niebieska, ceny rzeczywiste – linia czerwona

Źródło: jak do rys. 6.2.1.

**Rysunek 6.4.2. Projekcje światowych cen SMP (FOB Oceania) uzyskane z modelu AGLINK-COSIMO [w USD za tonę]**



Oznaczenia: prognozy wygasłe – linia niebieska, ceny rzeczywiste – linia czerwona

Źródło: jak do rys. 6.2.1.

Według publikowanych raportów oczekiwano wzrostu cen mleka w proszku, co uzasadniono wzrostem popytu na produkty mleczarskie oraz wzrostem kosztów prowadzenia tego typu produkcji w ostatnich latach. Wzrost



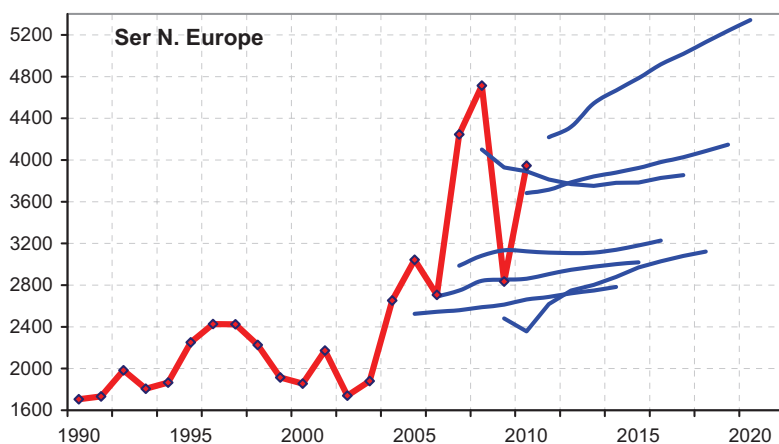
cen w wartościach nominalnych pozostaje jednak stosunkowo nieduży, co wiąże się ze stałym wzrostem produkcji w państwach rozwijających się, w szczególności w Chinach i Indiach. Projekcje cen na podstawie obydwu modeli zakładały – zgodnie z późniejszym stanem rzeczy – że wzrost cen w roku 2007 odbiega znacząco od trendu i ceny wrócą do długookresowego trendu.

Nagły, blisko dwukrotny wzrost cen w roku 2007 sprawił, że trafność projekcji nie jest wysoka. W przypadku projekcji jednorocznych MAPE dla projekcji z modelu FAPRI wyniosła 16,39% i była znacząco niższa niż błąd prognoz naiwnych (23,20%). W przypadku projekcji czteroletnich różnice są już jednak niewielkie.

### Projekcje cen sera

Rynek sera jest zdominowany przez producentów z Unii Europejskiej, Australii i Nowej Zelandii, którzy są głównymi eksporterami tego artykułu. Najważniejszymi odbiorcami jest natomiast Rosja oraz Japonia. Ser importują też w dużych ilościach Chiny, Meksyk i państwa arabskie, z Egiptem i Arabią Saudyjską na czele. Importerem netto pozostają również USA.

**Rysunek 6.4.3. Projekcje światowych cen sera (FOB Northern Europe) uzyskane z modelu FAPRI [w USD za tonę]**



Oznaczenia: prognozy wygasłe – linia niebieska, ceny rzeczywiste – linia czerwona

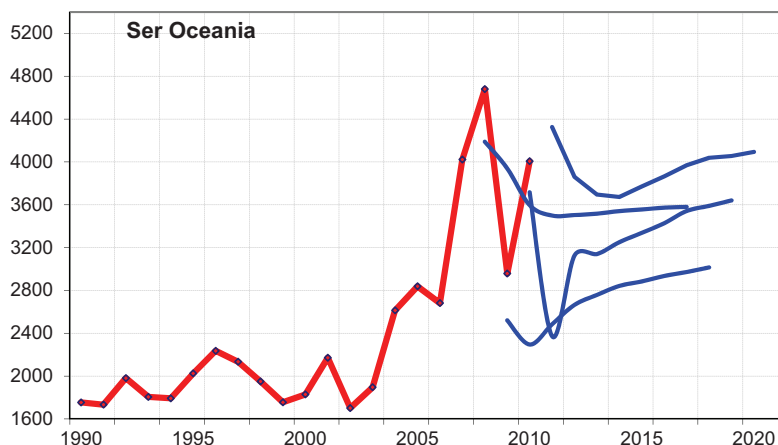
Źródło: jak do rys. 6.2.1.

Ceny sera w ostatnich latach kształtowały się podobnie do cen SMP, przy czym zauważyć należy, że wzrost cen z roku 2007 został podtrzymany również w roku 2008. Podobnie jak w przypadku wszystkich omawianych produktów

mleczarskich, wzrost cen w ostatnich latach napędzany był wzrostem kosztów oraz zwiększającym się popytem, w szczególności w krajach azjatyckich oraz w Afryce Północnej. Na rysunku 6.4.3 przedstawiono kształtowanie się cen sera w portach europejskich, które są jedną z cen światowych w modelu FAPRI, wraz z projekcjami na najbliższe lata.

Na rysunku 6.4.4 przedstawiono zaś projekcje cen sera w rejonie Oceanii tworzone w ramach modelu AGLINK-COSIMO. Podobnie jak w przypadku cen SMP, projekcje wskazują, że ceny sera będą w najbliższych latach rosnąć, przy czym poziom cen zależy w największym stopniu od cen w ostatnich okresach sprzed wykonania projekcji. Zauważyć można również, że podobnie jak w przypadku projekcji cen na większości pozostałych rynków produktów mlecznych prognozy modelu FAPRI są gładkie, czyli przewiduje się liniowe, bardziej równomierne zmiany cen w okresie objętym prognozowaniem.

**Rysunek 6.4.4. Projekcje światowych cen sera (FOB Oceania) uzyskane z modelu AGLINK-COSIMO [w USD za tonę]**



Oznaczenia: prognozy wygasłe – linia niebieska, ceny rzeczywiste – linia czerwona

Źródło: jak do rys. 6.2.1.

Trafność projekcji cen sera jest porównywalna z dokładnością projekcji cen SMP. W każdym z analizowanych horyzontów prognozowania projekcje tworzone na bazie modelu równowagi cząstkowej FAPRI okazały się dokładniejsze od prognoz naiwnych. Niemniej jednak, tylko w przypadku projekcji jednorocznych różnica pomiędzy błędami jest znacząca (MAPE dla projekcji z modelu FAPRI – 14,09%; dla prognoz naiwnych – 27,84%).

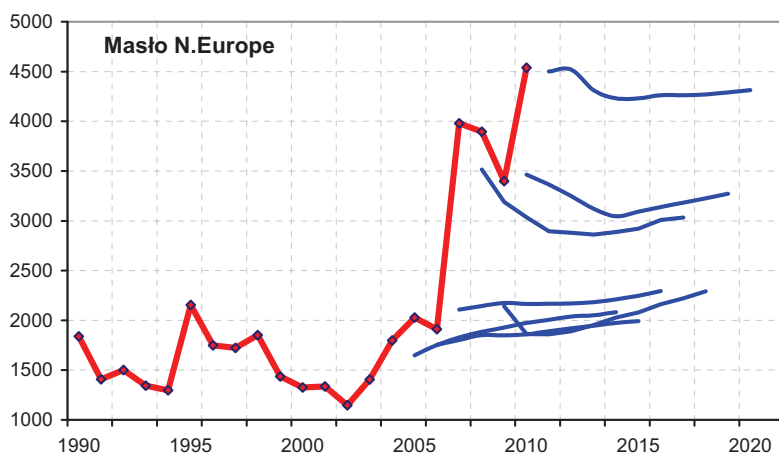
## Projekcje cen masła

Masło to kolejny produkt podlegający wymianie handlowej powiązany ściśle z produkcją mleka krowiego<sup>43</sup>. Głównymi eksporterami globalnymi masła jest Nowa Zelandia, Australia i państwa Unii Europejskiej, przy czym wartość eksportu z Nowej Zelandii przekraczała w ostatnich latach połowę wartości handlu masłem na rynku globalnym. Masło jest importowane przede wszystkim przez państwa azjatyckie, kraje Afryki Północnej oraz Meksyk. Największymi importerami netto są Rosja i Japonia.

Zmiany średniorocznych cen masła mają wiele wspólnego ze zmianami pozostałych produktów mleczarskich, przy czym skala wzrostu cen w ostatnich dziesięciu latach jest nawet wyższa. Podobnie jak w przypadku serów wysoki poziom cen z roku 2007 został utrzymany w roku 2008, a spadek cen w roku następnym nie stał się początkiem trendu spadkowego cen.

W ramach modelu FAPRI przygotowuje się projekcje ceny masła notowane w portach europejskich, zaś w modelu AGLINK-COSIMO ceny z rejonu Oceanii. Ich przebieg w czasie jest podobny, co obrazują rysunki 6.4.5 i 6.4.6, na których przedstawiono też projekcje cen masła.

**Rysunek 6.4.5. Projekcje światowych cen masła (FOB Northern Europe) uzyskane z modelu FAPRI [w USD za tonę]**

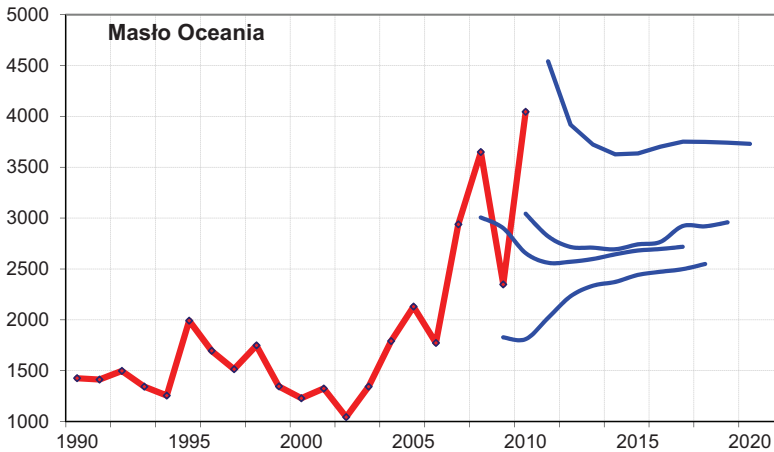


Oznaczenia: prognozy wygasłe – linia niebieska, ceny rzeczywiste – linia czerwona

Źródło: jak do rys. 6.2.1.

<sup>43</sup> W skali globalnej, z racji efektywności produkcji, liczy się praktycznie wyłącznie mleko krowie. W przypadku większych producentów mleka, to pochodzące od innych zwierząt hodowlanych, stanowi duży odsetek produkcji mleka wyłącznie w Indiach (ok. 60%) [OECD 2012].

**Rysunek 6.4.6. Projekcje światowych cen masła (FOB Oceania) uzyskane z modelu AGLINK-COSIMO [w USD za tonę]**



Oznaczenia: prognozy wygasłe – linia niebieska, ceny rzeczywiste – linia czerwona

Źródło: jak do rys. 6.2.1.

Powyższe rysunki obrazują, jak dalece rozminęły się projekcje z faktycznymi cenami obserwowanymi w drugiej połowie pierwszej dekady XXI wieku. Podobnie jak w przypadku projekcji cen pozostałych artykułów rolnych, na bazie obliczeń modelowych nie było możliwe przewidzenie nagłego wzrostu poziomu cen w latach 2007-2008 czy równie szybkiego spadku cen w roku kolejnym. Wydaje się, że pewnego rodzaju zaskoczeniem była też skala wzrostu popytu na artykuły mleczarskie, w tym masło, w ostatnich latach.

Projekcje cen masła uzyskane z modelu FAPRI należy uznać za nietrafne. Średnie błędy prognoz kształtowały się na poziomie od 22,57% dla projekcji rocznych do 52,23% dla projekcji czteroletnich. Z drugiej strony, niezależnie od wyboru horyzontu prognozowania, projekcje cen tworzone na bazie omawianych modeli okazały się trafniejsze niż prognozy naiwne.

### **6.5. Trafność projekcji długookresowych – uwagi końcowe**

Porównanie notowanych cen z projekcjami ex post uzyskiwanymi na bazie modeli FAPRI i AGLINK-COSIMO oraz prognozami naiwnymi każe krytycznie spojrzeć na możliwości prognostyczne obydwu analizowanych modeli. Publikowane projekcje cenowe nie zakładały nagłego wzrostu cen artykułów żywnościowych w roku 2007, a także następującego po nim nie mniej gwałtownego spadku cen. W większości przypadków projekcje wskazywały na utrzymywanie się ostatnio obserwowanych trendów zmian cen. Wyjątkiem są projek-

cje tworzone na rok 2008 i późniejsze lata, według których wysoki poziom cen w roku 2007 jest chwilowym odstępstwem od długookresowych trendów zmiany cen. Niemniej należy zauważyć, że w kolejnych latach po roku 2008 projekcje wzrostu cen surowców rolnych okazywały się trafne.

Ograniczenie analizy projekcji światowych cen surowców rolnych do konstatacji o niskiej trafności prognoz byłoby jednak zbyt dużym uproszczeniem. Warto bowiem pamiętać, że prognozowanie cen jest zdecydowanie najtrudniejszym zadaniem stawianym przed modelami równowagi. W szczególności dotyczy to modeli równowagi cząstkowej, których wyniki są ściśle uzależnione od zmiennych egzogenicznych. Rola przyjmowanych założeń makroekonomicznych trudna jest do przecenienia. Nawet drobne różnice pomiędzy zakładanymi *ex ante* a faktycznie odnotowanymi wartościami wskaźników ekonomicznych, takimi jak wartość PKB, poziom inflacji czy kurs walutowy, są w stanie całkowicie zmienić wyniki obliczeń [OECD-FAO 2008, Baumel 2001]. Tymczasem biorąc pod uwagę złożoność procesów zachodzących w gospodarce światowej tworzenie projekcji zmian PKB poszczególnych państw w horyzoncie dziesięcioletnim niewiele się różni od rzucania kośćmi, czego dowiodły zresztą wydarzenia po roku 2007. Wpływ kryzysu gospodarczego na sytuację na światowych rynkach rolnych stał się zresztą przyczyną, dla której od roku 2009 w publikacjach OECD dotyczących projekcji modelu AGLINK-COSIMO podaje się trzy scenariusze różniące się poziomem wzrostu globalnego PKB [OECD-FAO 2009].

W przypadku prognozowania światowych cen surowców rolnych szczególnie istotne znaczenie odgrywają założenia dotyczące kursów walutowych. Należy pamiętać, że ceny światowe nie są kształtowane przez zależności pomiędzy globalnym popytem a globalną podażą. Ceny światowe wynikają natomiast z równowagi pomiędzy nadwyżkami produkcyjnymi państw eksportujących a niedoborami na dany artykuł rolny w państwach importujących żywność. Wielkość handlu międzynarodowego na poszczególnych rynkach wynosi najczęściej nie więcej niż 10% globalnej produkcji<sup>44</sup>. Nawet niewielka zmiana kursu waluty danego kraju może znacząco wpłynąć na wartość wymiany handlowej z resztą świata. Rolę szczególną odgrywa tutaj dolar amerykański. Ponieważ jest to najważniejsza waluta światowa, to w niej denominowane są wartości surowców rolnych. O mechanizmach z tym związanych wspomniano przy okazji omawiania przyczyn wzrostu cen produktów roślinnych w latach 2007-08.

---

<sup>44</sup> Istnieją oczywiście wyjątki od tej zasady, czego dobitnym przykładem jest rynek olei roślinnych, a z omawianych w pracy – rynek pszenicy.

Równie trudno jest sformułować wnioski dotyczące polityki handlowej poszczególnych państw. Często zmiany polityki są podyktowane potrzebą chwili, tak jak miało to miejsce w przypadku ograniczeń w imporcie mięsa wołowego po rozprzestrzenieniu się choroby BSE. Biorąc pod uwagę, że przykładowo na rynku masła import tylko dwóch państw, Rosji i Japonii, odpowiada ponad 40% globalnego importu, zmiana polityki handlowej może w znaczący sposób wpłynąć na cenę. Zmiany w polityce handlowej odegrały też bardzo dużą rolę w kształtowaniu cen zbóż w latach 2007-2008 [Robles i in. 2009].

Przykładem ważnej zmiany technologicznej wpływającej na światowe ceny artykułów rolnych jest gwałtowny rozwój rynku biopaliw. Wydaje się, że nie doceniono tego czynnika w wystarczającym stopniu, co miało konsekwencje w rozregulowaniu wielu rynków i w zwiększeniu zmienności cenowych. Wspierana przez rządy państw wysokorozwiniętych produkcja paliw z produktów roślinnych nie tylko zmieniła całkowicie układ sił popytowo-podażowych na rynku zbóż, ale uzależniła też rynki rolne od ceny ropy naftowej.

Dodatkowym utrudnieniem jest też znaczne uzależnienie sektora rolnego od nieujmowanych przecież w modelach nagłych szoków podażowych związanych chociażby z niekorzystnymi warunkami pogodowymi czy epidemiami chorób zakaźnych. Projekcje budowane są bowiem dla typowych, przeciętnych warunków pogodowych.

Stąd też należy pozytywnie ocenić wprowadzane do modeli analizy wrażliwości na warunki egzogeniczne. Dzięki temu uzyskujemy, obok projekcji o charakterze punktowym, pewien zakres, w jakim ceny mogą się kształtować w zależności od przyjętych założeń zewnętrznych czy stanów przyrody. Dzięki temu oraz merytorycznym uzasadnieniom i komentarzom projekcje przedstawiają obraz tego, co jest możliwe i przy jakich założeniach.

Istotnym ograniczeniem jest również konieczność pracy na danych rocznych. Jak zauważa Baumel [2001], w szybko zmieniającym się świecie dane historyczne bardzo szybko stają się praktycznie bezużyteczne przy estymacji równań stosowanych w modelu. Wykorzystywanie danych średniorocznych może też stanowić istotną przeszkodę przy wychwytywaniu zmian w możliwościach produkcyjnych państw rozwijających się, takich jak Indie czy Brazylia.

Wreszcie, nie wolno zapominać o ostrzegawczej roli prognoz. Z jednej strony, wieloletnie projekcje wskazujące na utrzymywanie się cen rolnych na niskim poziomie mogły zniechęcić do inwestowania w rolnictwie. Mając na uwadze te projekcje wywierana była dosyć silna presja na politykę państwa w zakresie niwelowania skutków niskich cen lub też podjęcia działań mających na celu odwrócenie takiej tendencji. Za takie działanie należy uznać politykę

w zakresie biopaliw, która obok aspektów środowiskowych prowadziła do zdjęcia dużych nadwyżek produkcyjnych z rynku rolnego (produkty roślinne). Zatem projekcje zapewne doprowadziły do aktywizacji polityki rolnej.

Z drugiej strony, ostatnio publikowane projekcje zakładające utrzymywanie się wysokiego poziomu cen produktów rolnych mogą powodować zmniejszenia presji poprzez politykę na wzrost cen. Zwłaszcza w obliczu kryzysu finansowego i problemów w zakresie żywienia w krajach rozwijających się. Zatem oczekiwania co do wysokiego poziomu cen niekonieczne muszą się ziścić. W tym kontekście można się zastanawiać, na ile projekcje cen światowych są podstawą decyzji produkcyjnych poszczególnych producentów, to w przypadku decydentów politycznych prognozy długookresowe odgrywają ważną rolę w procesie decyzyjnym.

Biorąc pod uwagę wszystkie te czynniki, należy zaznaczyć, że projekcje tworzone na bazie omawianych modeli są w dużym stopniu uzależnione od poczynionych założeń makroekonomicznych oraz ostatnio obserwowanych zmian na rynkach rolnych. Powoduje to, że projekcje opracowywane w kolejnych latach różnią się znacznie między sobą. Sytuacja ta nie jest ograniczona wyłącznie do projekcji cenowych. Przykładem mogą tu być projekcje odnośnie salda obrotów pszenicą w Chinach. Wedle projekcji modelu FAPRI z lat 2005 i 2006 w długim okresie Chiny miały stać się importerem netto pszenicy. W następnym roku prognozowano, że Chiny staną się eksporterem netto, w 2008 r. – importerem, a w roku 2009 i 2010 – po raz kolejny eksporterem. Za każdym razem było to odbiciem ostatnio obserwowanych zmian w sytuacji popytowo-podażowej na rynku pszenicy w Chinach, która często podlegała zmianom na skutek wydarzeń nieistotnych z punktu widzenia długookresowych tendencji.

Widać więc, że przewidywanie zmian sytuacji rynkowych jest zajęciem niezmiernie trudnym. W szczególności dotyczy to projekcji cen, które – choć kluczowe dla oceny przyszłych warunków rynkowych – są najmniej stabilną w czasie z prognozowanych wielkości. Gdyby brać pod uwagę wyłącznie błędy projekcji cenowych uzyskiwanych na bazie modeli równowagi cząstkowej i porównywać ją z błędami prognoz naiwnych, wyników nie można by uznać za satysfakcjonujące. Z drugiej jednak strony, projekcje zazwyczaj trafnie określały przyszły kierunek zmian cen, co jest w istocie podstawowym kryterium oceny projekcji cenowych tworzonych na bazie modeli równowagi.

Przy wyznaczaniu projekcji przyjmuje się określone założenia dotyczące wpływu czynników egzogenicznych na dany rynek. W rzeczywistości czynniki te charakteryzują się dużą zmiennością. Dotyczy to nie tylko warunków przyrodniczo-klimatycznych, ale i czynników makroekonomicznych (np. kursów

walut, poziomu inflacji, tempa wzrostu gospodarczego). W ostatnich latach w projekcjach dotyczących rynków rolnych obliczane są granice zmienności (pasma) kształtowania się projektowanej wielkości. Autorzy raportu OECD-FAO z roku 2012 [OECD/FAO 2012, s. 45] określili zmienność światowych cen pszenicy od projekcji bazowej na -15% do +19%, a cen zbóż paszowych na -17% do +20%. Podobne rozwiązanie przyjęto także w projekcji Komisji Europejskiej. Zmienność cen pszenicy w UE z tytułu niestabilnych wielkości makroekonomicznych oceniana jest na 10% dla pszenicy, 8% dla cen zbóż paszowych [European Commission 2011, s. 62]. Na zmienność rynku wpływają nie tylko wielkości makroekonomiczne, ale także plony roślin<sup>45</sup>, które wpływają na ceny. Z tego powodu zmienność cen pszenicy w UE ocenia się na 10%, jęczmienia i kukurydzy na 11%, ceny wieprzowiny na 4%, ceny wołowiny, masła, chudego mleka w proszku na 3% [European Commission 2011, s. 71-72].

Zawodność tych modeli w predykcji znaczeń nadzwyczajnych, jakim był gwałtowny wzrost cen w latach 2007-08, nie powinna w żaden sposób przekreślać pozytywnej oceny możliwości wykorzystywania wyników modeli równowagi do tworzenia projekcji cen krajowych. Znaczna zachowawczość projekcji co do stopnia zmian cen wynika bowiem z samej konstrukcji tych modeli i przyjmowanych założeń makroekonomicznych. Pamiętając dodatkowo o braku sensownej alternatywy dla projekcji omawianych modeli należy uznać je za użyteczne narzędzie przy konstruowaniu projekcji cen rolnych na rynku krajowym. W ścisłym znaczeniu nie są to prognozy rynkowe, które mają ze swojej natury mikroekonomiczny charakter. Wskazują one jednak kierunek rozwoju rynku z uwzględnieniem informacji będących w posiadaniu analityków branżowych. Uwzględniając wpływ zmienności różnych czynników determinujących rynek można wyznaczyć granice (pasmo), w którym rynek będzie się kształtował w przyszłości. Przy czym, należy projekcje takie uzupełniać obszernymi komentarzami pokazującymi zagrożenia dla realizowanego scenariusza.

---

<sup>45</sup> W modelach przyjmuje się założenie o przeciętnych warunkach przyrodniczo-klimatycznych w okresie wegetacji.





## 7. Przykłady prognozowania długookresowego cen skupu surowców rolnych w Polsce

W niniejszym rozdziale przedstawiono problematykę empirycznego rozwiązywania problemów związanych z długookresowym prognozowaniem cen surowców rolnych. W podrozdziale pierwszym odniesiono się do problematyki estymacji i kalibracji jednorównaniowych modeli i modeli równowagi cząstkowej oraz przyjmowanych założeń. Drugi podrozdział poświęcono estymacji i kalibracji jednorównaniowych modeli ekonometrycznych. Zaprezentowano tam również przykładowe prognozy cen. W ostatnim podrozdziale przedstawiono estymacje równań cenowych zawarte w modelu równowagi cząstkowej AGMEMOD oraz projekcje cen uzyskane na ich podstawie.

### 7.1. Kwestie estymacji, kalibracji i założeń

Powiązania między cenami krajowymi a światowymi, czy cenami w Unii Europejskiej są bezsprzeczne. Dotyczy to zarówno krótkich, jak i długich okresów. Stąd należy przyjąć, że ceny krajowe w zdecydowanej mierze są funkcją cen na rynkach międzynarodowych. Dodatkowo na poziom cen krajowych wpływają kursy walutowe, polityka rolna oraz lokalne uwarunkowania popyto-podażowe. Szerzej ta problematyka została przedstawiona w rozdziale 1.

Prognozując na podstawie modeli ilościowych (w modelach nieformalnych również) należy oszacować wpływ poszczególnych czynników oddziałujących na ceny krajowe. Za podstawową można przyjąć postać modelu daną wzorem (1.5), gdzie zmiany cen w Polsce są iloczynem cen światowych, kursów walutowych oraz odchyłeń od prawa jednej ceny. Równanie to dla dobra  $j$  możemy zapisać w postaci logarytmiczno-liniowej:

$$\ln P_t^K = \beta_0 + \beta_1 \ln E_t + \beta_2 \ln P_t^W + \varepsilon_t, \quad (7.1)$$

gdzie:

$P_t^K$  – ceny krajowe surowca wyrażone w walucie krajowej,

$P_t^W$  – ceny światowe surowca wyrażone w innej walucie (u nas w USD),

$E_t$  – kurs walutowy (np. PLN/USD),

$\beta_0, \beta_1, \beta_2$  – parametry modelu,

$\varepsilon_t$  – składnik losowy.

Zasadnicze pytania dotyczą między innymi tego, jaka powinna być wielkość oszacowanych parametrów, na ile oszacowania są zgodne z teorią i logiką

oraz czy postać modelu tutaj przedstawiona jest wystarczająca, czy też model taki należy uzupełnić o inne zmienne. Poniżej postaramy się odpowiedzieć na te pytania.

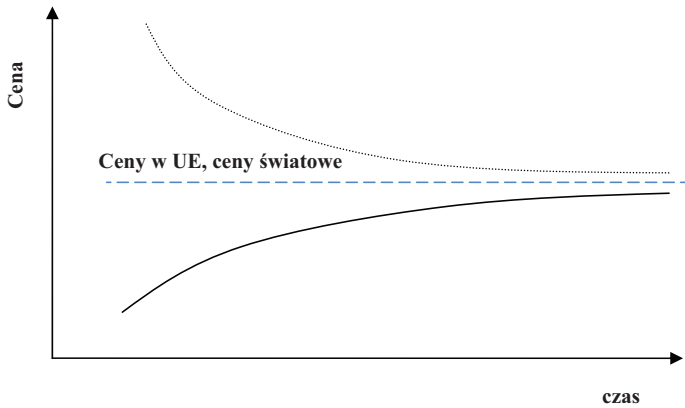
Równanie (7.1) można oszacować za pomocą klasycznej metody najmniejszych kwadratów lub też dokonać ich kalibracji na podstawie szacunków eksperckich. W obydwu tych przypadkach wartości współczynników  $\beta_1, \beta_2$  powinny być dodatnie i wyrażać procentowe reakcje cen polskich na zmiany cen światowych (w USD) i zmiany kursu walutowego. Zatem, jeżeli rynki są silnie zintegrowane, wielkości te powinny być bliskie jedności, jeżeli nie – powinny być bliskie zeru.

Na oszacowania znaczący wpływ mają zmiany uwarunkowań w wymianie handlowej. Występowały okresy, w których reakcje cen krajowych na zmiany cen światowych były niewielkie (w warunkach bardziej restrykcyjnej polityki handlowej), zaś obecnie wpływ ten wydaje się być większy. Można przypuszczać, że oszacowane parametry będą pokazywały efekt średni. Natomiast z prognostycznego punktu widzenia lepiej jest, gdy oszacowane parametry są aktualne zarówno obecnie, jak i dla interesującego nas horyzontu czasowego w przeszłości. W przypadku dużych różnic między oszacowaniami ekonometrycznymi a oczekiwanymi wielkościami parametrów lepiej jest założyć z góry wartość parametrów (dokonać ich kalibracji).

Dosyć często na rynkach rolnych mamy do czynienia ze zmianami relacji cen krajowych do cen światowych (por. rozdziały 1.3, 1.4). Wraz z liberalizacją rynków rolnych ceny krajowe zbliżają się do cen na rynkach zagranicznych. Uwidoczniono to na rysunku 7.1.1, gdzie przedstawiono rozłożony w czasie sposób wyrównywania się cen. Stopień tej konwergencji uzależniony jest od charakteru dobra i lokalnych uwarunkowań. Może okazać się, że poziom cen nie będzie zmierzał dokładnie do poziomu cen UE bądź światowych, tylko zatrzyma się kilka lub kilkanaście procent poniżej lub powyżej z uwagi na specyfikę rynku czy relacje popytowo-podażowe (wyrażając pośrednio wpływ kosztów transakcyjnych).

Należy zatem w jakiś sposób uwzględnić w modelu konwergencję cen krajowych do poziomu cen światowych lub też unijnych. Efekt zmian uwarunkowań rynkowych, głównie polityki handlowej, można uchwycić za pomocą zmiennych sztucznych. Jeżeli zmiana miała charakter nagły (np. w przypadku cen wołowiny z momentem wstąpienia Polski do UE), wówczas wystarczy włączyć do modelu zmienną binarną zawierającą zera do momentu wstąpienia do UE i jeden od tego momentu. Dzięki temu zabiegowi możemy uzyskać lepsze oszacowania parametrów oraz poprawić jakość modelu.

**Rysunek 7.1.1. Schemat rozłożonej w czasie konwergencji cen krajowych do cen w UE lub do cen światowych**



Źródło: opracowanie własne.

W przypadku zmian powolnych, tak jak na rysunku 7.1.1, do modelu można włączyć zmienną  $\ln(t)$  lub też  $1/t$ . W obydwu przypadkach raczej należałoby dokonać założenia, że czas ( $t$ ) nie rozpoczyna się od jedności, ale od wartości, np. 3, 5, czy 8. Można tego dokonać metodą prób i błędów analizując uzyskane oszacowania i statystyki obrazujące dopasowanie modelu. Może zdarzyć się również sytuacja, że możemy mieć do czynienia na danym rynku z obydwooma typami konwergencji.

Możliwe jest uwzględnienie większej liczby zmiennych. Inne rozszerzenia modelu (7.1) wiązać mogłyby się z uwzględnieniem innej struktury opóźnień. Przykładowo, można założyć, że ceny w Polsce zależą od cen światowych z bieżącego i z poprzedniego roku. Należy jednak pamiętać, że nadmierne rozszerzanie modelu może przybrać postać *data mining*. W przypadku szeregów czasowych zawierających kilkanaście obserwacji występują trudności z oszacowaniem rozbudowanych modeli. Stąd też podstawowe znaczenie w ocenie jakości modelu ma dopasowanie i sensowność współczynników.

Jeżeli oszacowania są niezadowalające, wówczas można dokonać kalibracji. Przykładowo, zakładamy, że elastyczność cen polskich na zmiany cen światowych i na zmiany kursu PLN/USD wynosi w obydwu przypadkach 0,8. Oznacza to, że szacunki parametrów stojących przy tych zmiennych wynoszą  $\beta_1 = \beta_2 = 0,8$ . Wówczas równanie (7.1) przekształcamy do postaci  $(\ln P_t^K - 0,8 \ln E_t - 0,8 \ln P_t^W) = \beta_0 + \varepsilon_t$ . W tym momencie można dokonać estymacji ekonometrycznej dla skorygowanego szeregu czasowego (po lewej

stronie nierówności). W zależności od tego, jakie prawidłowości reprezentuje przekształcony szereg czasowych: stały poziom, trend, skokowe (strukturalne) zmiany, uwzględnić można różny zestaw zmiennych objaśniających, które wyjaśniają obliczone różnice. Należą do nich wskazane wcześniej przekształcenia czasu, np.  $1/t$  czy zmienne binarne.

Model AGMEMOD wraz z jego dwustopniowym sposobem modelowania cen przedstawiono w rozdziale 3.4. Tam proces estymacji/kalibracji równań cenowych był podobny do przedstawionego wyżej. Przy czym cena krajowa była tam funkcją ceny w UE, ale wyrażonej w PLN, oraz wskaźników samowystarczalności (w poprzednim roku) w Polsce i w UE. Inne zmienne (głównie sztuczne) również mogły być uwzględniane, w zależności od potrzeb. W tym przypadku kurs walutowy stanowił zmienną egzogeniczną, a jego wpływ na poziom cen krajowych wynikał z przeliczenia cen światowych wyrażonych w USD na euro, a następnie z przemnożenia cen europejskich wyrażonych w euro na ceny wyrażone w PLN. Z badań Hamulczuka [2008] wynika, że przykładowo na rynku wieprzowiny około 20% zmian kursu PLN/euro skutkuje około 12% zmianą ceny. Transmisja kursu nie jest pełna z uwagi na ujemne skorelowanie cen światowych i kursów walutowych.

Modele oszacowane czy otrzymane w wyniku kalibracji można poddać ocenie z wykorzystaniem standardowych mierników (dopasowanie, istotność, rozkład reszt). Podstawowym kryterium dopuszczalności modelu pozostaje jednak realność uzyskanych parametrów obrazujących siłę transmisji impulsów cenowych i kursowych.

Mając oszacowany model należy przyjąć odpowiednie wartości zmiennych objaśniających. Chodzi tutaj głównie o ceny światowe i kursy walutowe, a w modelu AGMEMOD dodatkowo o PKB/capita i inflację w okresie prognozy. Ma to kluczowe znaczenie dla dokładności formułowanych prognoz. Może się okazać, że pomimo dobrego modelu prognozy będą znacznie odbiegały od rzeczywistości, jeżeli przyjmimy niewłaściwe wartości zmiennych objaśniających.

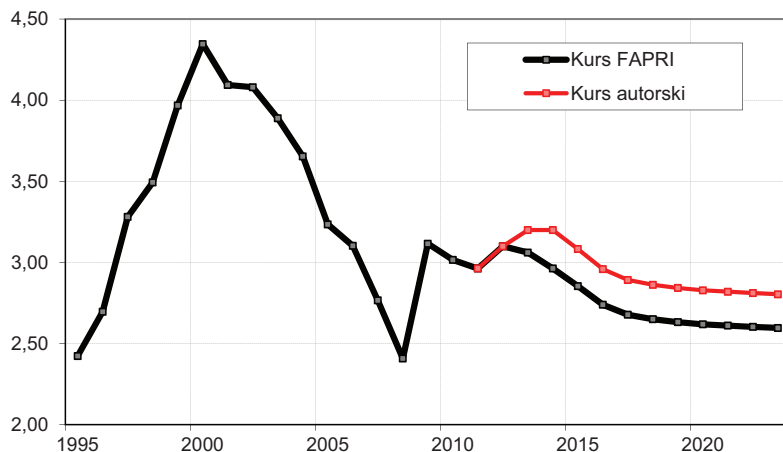
Ceny światowe można przyjąć na podstawie dostępnych projekcji z modeli FAPRI, AGLINK-COSIMO czy USDA. Z wyników badań przedstawionych w rozdziale 6 wynika, że dokładność tych prognoz nie jest wysoka. Trudno jest jednak o wskazanie jakiegoś innego rozwiązania. Oczywiście każdy prognosta może przyjąć inny sposób ustalania wielkości zmiennych objaśniających. Być może dobrym rozwiązaniem byłoby uśrednianie projekcji otrzymywanych z różnych modeli równowagi. Skoro projekcje otrzymywane z analizowanych modeli równowagi w znacznym stopniu odzwierciedlają sytuację w momencie

prognozowania, należałoby się zastanowić nad przyjęciem średniej (ważonej) z projekcji z ostatnich 2-3 lat. Innym rozwiązaniem byłoby korygowanie cen światowych przez analityków wedle ich uznania.

Kluczowe znaczenie ma również przyjęcie odpowiedniego poziomu kursu walutowego. Również tutaj możemy wykorzystać istniejące publikacje z prognozami. Przykładowo, można skorzystać z prognoz zmian kursów ze strony Instytutu FAPRI (za *IHS Global Insight*), na podstawie projekcji IMF (należy obliczyć mając prognozy PKB wyrażonego w USD i PLN) czy też przyjęć średnią wielkość wynikającą z kilku źródeł.

W naszych badaniach przyjęliśmy dwa możliwe scenariusze kształtowania się kursu PLN/USD (rys. 7.1.2), na bazie których szacowane są projekcje cen krajowych prezentowane w kolejnych rozdziałach. Pierwszy z nich – nazywany kursem FAPRI – przyjęto za prognozami zmian kursów przyjmowanych przez Instytut FAPRI. Drugi – oznaczany jako kurs autorski – jest projekcją zakładającą pewne osłabienie polskiej waluty w latach 2012-13, a następnie jej umacnianie w tempie zakładanym przez FAPRI. Miało to na celu pokazanie wpływu kursu walutowego na poziom uzyskiwanych prognoz/projekcji.

**Rysunek 7.1.2. Założenia kursowe PLN/USD**



*Źródło: opracowanie własne.*

Rozwiązaniem często stosowanym przez praktyków z uwagi na duże trudności w prognozowaniu kursów jest założenie kursu na ostatnio notowanym poziomie. Tak przyjęto kurs PLN/EUR w modelu AGMEMOD (wynika to z faktu, że w przypadku wszystkich krajów UE posiadających inną walutę niż

euro stosuje się takie podejście) na poziomie roku 2011. Innym rozwiązaniem byłoby przyjęcie kursu na poziomie średnim z ostatnich kilku lat.

## **7.2. Przykłady prognoz uzyskanych z wykorzystaniem prostych modeli**

Zaprezentowane poniżej modele były budowane z myślą ukazania zależności cen krajowych od zmian cen światowych. Ceny światowe wyrażone w dolarach wraz z projekcjami z roku 2012 pochodzą z modelu FAPRI (pszenica, kukurydza, wieprzowina, drób) bądź modelu AGLINK-COSIMO (wołowina i produkty mleczne). W modelach opisujących zmiany cen zbóż w sezonach posłużono się średnią arytmetyczną średnich kursów miesięcznych NBP od lipca do czerwca roku następnego. Dane odnośnie cen krajowych, światowych i kursu walutowego zlogarytmowano.

Dodatkowo w modelach wykorzystano zmienne sztuczne. Zmienna  $UE$  ma na celu uchwycenia zmian cen wynikających z przystąpienia Polski do Unii Europejskiej. Przyjmuje ona wartości 0 dla lat 1997-2003,  $1/2$  dla roku 2004 i 1 dla lat po roku 2004. Zmienna  $1/t5$  ma na celu uchwycenie potencjalnych konwergencji cen krajowych do cen światowych w wyniku liberalizacji handlu surowcami rolnymi. Zmienną jest trend hiperboliczny dla  $t=5$  w roku 1995,  $t=6$  w roku 1996 itd.

Tworząc model cen wołowiny wykorzystano zmienną  $bse_{2003}$ , która oddaje zmiany cen na tym rynku spowodowane efektami wystąpienia choroby BSE, która wybuchła w roku 2001. Spowodowało to utrudnienia w handlu wołowiną przez kolejne dwa lata. Największy wpływ był odczuwalny w roku 2003, kiedy to w wyniku nadwyżek produkcyjnych (i braku możliwości eksportowych) ceny w Polsce znacząco się obniżyły. Przyjmuje ona wartość 1 dla roku 2003 i 0 dla pozostałych lat. Również w przypadku tych cen użyto dodatkowej zmiennej  $l_t_{2004}$ , celem której było uchwycenie powolnej konwergencji (obok skokowej zmiany cen) cen krajowych do cen światowych po integracji z UE. Jej konstrukcja odpowiada zmiennej  $1/t5$ , przy czym  $t$  wynosi 1 do roku 2003, 2 w roku 2004, 3 w roku 2005 itd.

Estymację parametrów modeli, w pierwszym kroku, dokonywano metodą najmniejszych kwadratów w oparciu o 16 obserwacji z lat 1995-2010 (wyjątek kukurydza, dla której dane były dostępne od sezonu 2001/2002). Na podstawie modelu z dwoma zmiennymi objaśniającymi (ceny światowe i kurs PLN/USD). W przypadku, gdy uzyskiwane współczynniki nie były zgodne z teorią bądź parametry modelu dalekie były od zadowalających, dodawano zmienne sztuczne. Jeżeli nadal nie udało się uzyskać „dobrych modeli”, skracano próbę i/lub doko-

nywano kalibracji modelu. Tak było w przypadku modeli zbóż i mięsa. Wszystkie obliczenia przeprowadzono w programie GRETTL.

### 7.2.1. Modele i prognozy cen skupu zbóż w Polsce

Poniziej przedstawiono prognozy polskich cen pszenicy oraz kukurydzy na podstawie modeli „uzależniających” ceny polskich surowców rolnych od zmian cen światowych i kursu dolara amerykańskiego. Z uwagi na fakt, że prognozy światowych cen zbóż podawane są w sezonach a nie latach kalendarzowych, kurs walutowy, jaki wykorzystano w tych obliczeniach, jest średnią arytmetyczną z 12 miesięcy rozpoczynających się w lipcu. Analiza długookresowych tendencji na rynku zbóż wskazuje, że pomimo istnienia szeregu barier w wymianie międzynarodowej, szczególnie w początkowym etapie analizowanego okresu, ceny na polskim rynku są silnie uzależnione od sytuacji popytowo-podażowej na rynku światowym.

#### Ceny pszenicy

Spśród szeregu analizowanych modeli cen pszenicy ( $l\_pszenica\_PL$ ) najbardziej pożądanymi cechami (elastycznościami) wyróżnił się ten z trzema zmiennymi objaśniającymi. Oprócz cen światowych ( $l\_pszenica\_US$ ) i kursu dolara amerykańskiego ( $l\_PLN/USD(VII\_VI)$ ) zmiany cen polskiej pszenicy zależne są tu również od zmiennej UE. W tabeli 7.2.1 przedstawiono statystyki omawianego modelu oszacowanego na podstawie danych logarytmicznych. Model ten oszacowano na podstawie cen począwszy od sezonu 2001/2002. Po części było to spowodowane gorszymi oszacowaniami modelu na podstawie danych od sezonu 1995/1996, a po części faktem, że dane z rynku drugiego z analizowanych zbóż (kukurydzy) były dostępne od tego sezonu.

Niektóre ze zmiennych nie są statystycznie istotne, natomiast model w takiej postaci charakteryzował się najsensowniejszymi parametrami. Współczynniki stojące przy zmiennych wskazują, że zarówno zmiany cen światowych, jak i kursu walutowego silnie oddziałują na ceny krajowe. Współczynniki elastyczności krajowych cen względem kursu i cen światowych zawierają się w przedziale 0,71-0,84, co wydaje się być sensowną wielkością. Natomiast wejście Polski do Unii Europejskiej obniżyło poziom cen pszenicy, co zapewne ma związek z koniecznością rezygnacji ze skupu interwencyjnego zbóż prowadzonego przez Agencję Rynku Rolnego. Dopasowanie wartości estymowanych do rzeczywistych dalekie jest ideału, niemniej wydaje się, że model dobrze opisuje długookresowe zależności pomiędzy światowymi a krajowymi cenami pszenicy.

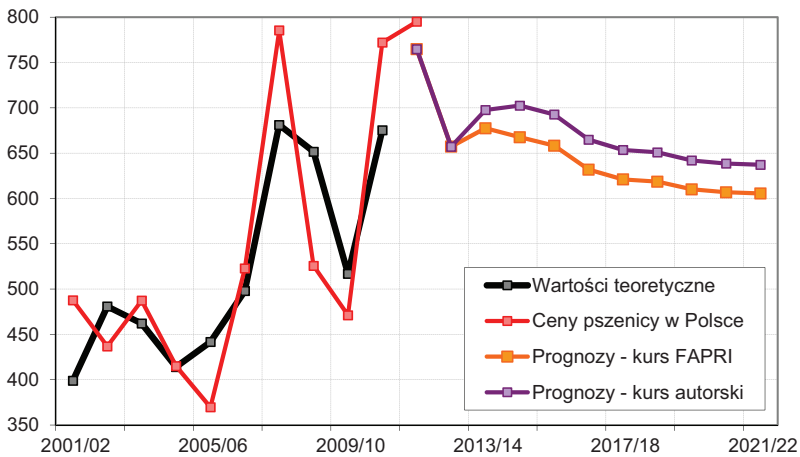


**Tabela 7.2.1. Oszacowania i statystyki modelu cen pszenicy w Polsce (I\_Pszenica\_PL)**

Oznaczenia	Współczynnik	Se	Wartość p
Stała	1,071	1,842	0,572
I PLN/USD(VII-VI)	0,716	0,450	0,138
I Pszenica_US	0,837	0,274	0,010
UE	-0,131	0,126	0,318
Statystyki modelu			
Wsp. determ. R-kwadrat	0,535	Skorygowany R-kwadrat	0,419
F(3, 12)	4,607	Wartość p dla testu F	0,023
Logarytm wiarygodności	9,302	Kryt. inform. Akaike'a	-10,605
Autokorel.reszt - rho1	0,014	Stat. Durbina-Watsona	1,719

Źródło: opracowanie własne.

**Rysunek 7.2.1. Wartości obserwowane, estymowane i prognozowane cen pszenicy w Polsce [w PLN za tonę]**



Źródło: opracowanie własne.

Wartości teoretyczne i prognozy otrzymane na podstawie modelu z tabeli 7.2.1 zawarto na rysunku 7.2.1. W najbliższych latach przewiduje się, że ceny pszenicy na krajowym rynku będą kształtowały się na poziomie około 600-700 zł za tonę. Różnice w prognozach wynikają z wysokiej elastyczności krajowych cen pszenicy na poziom kursu walutowego. Widać również, że po sezonie 2013/14 ceny zaczynają się stabilizować. W projekcjach FAPRI cena na rynku amerykańskim wyrażona w dolarach nie podlega aż tak znacznej obniżce, jak jest to w przypadku ceny polskiej. Duże znaczenie odgrywa tu bowiem założenie systematycznego umacniania się polskiego złotego. Obniżanie cen można uzasadnić zwiększaniem stanu zapasów w wyniku ciągłego wzrostu efektywności produkcji.

## Ceny kukurydzy

Oszacowany model objaśnia zmiany cen kukurydzy krajowej wyłącznie zmianami kukurydzy na rynku światowym ( $I\_kukurydza\_US$ ) oraz zmianami kursu dolara amerykańskiego ( $I\_PLN/USD(VII-VI)$ ). W przypadku obu zmiennych współczynniki są dodatnie, co oznacza, że zarówno wzrost wartości dolara, jak i wzrost światowej ceny kukurydzy skutkuje wzrostem ceny krajowej. W innych modelach wpływ kursu walutowego był bliski zeru. Wiązać to można z dużym powiązaniem cen kukurydzy z cenami ropy i przeciwnymi zmianami cen ropy i kursu dolara. To oraz zmniejszenie presji eksportowej z USA na rynki światowe „usprawiedliwiają” niższe wartości współczynników niż w modelu pszenicy. Statystyki modelu zaprezentowano w tabeli 7.2.2. Biorąc pod uwagę ograniczenia związane z liczebnością próby, należy uznać, że model cechuje się szeregiem pożądanych cech, takich jak chociażby brak autokorelacji reszt.

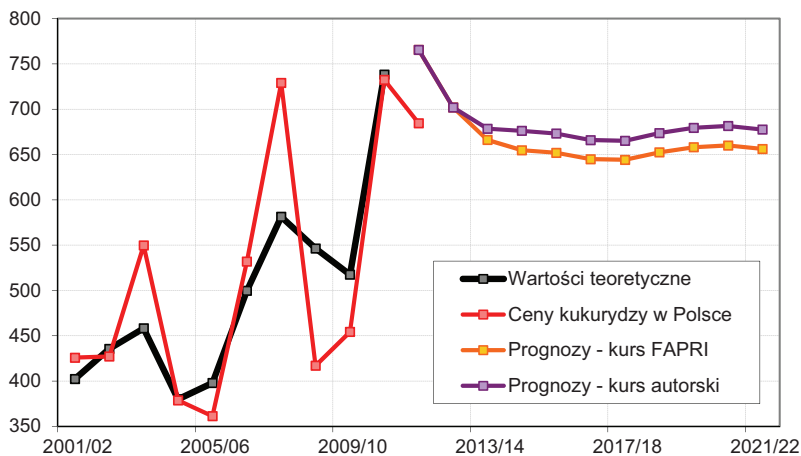
**Tabela 7.2.2. Oszacowania i statystyki modelu cen kukurydzy w Polsce ( $I\_kukurydza\_PL$ )**

Oznaczenia	Współczynnik	Se	Wartość p
Stała	2,266	1,742	0,234
I kukurydza US	0,694	0,243	0,025
I PLN/USD(VII-VI)	0,418	0,535	0,460
Statystyki modelu			
Wsp. determ. R-kwadrat	0,663	Skorygowany R-kwadrat	0,567
F(3, 12)	6,900	Wartość p dla testu F	0,022
Logarytm wiarygodności	5,595	Kryt. inform. Akaike'a	-5,189
Autokorel. reszt - rho1	-0,114	Stat. Durbina-Watsona	2,211

Źródło: opracowanie własne.

Na rysunku 7.2.2 przedstawiono prognozy cen kukurydzy. Taki kierunek uzyskanych prognoz jest konsekwencją projekcji FAPRI, według których światowa cena kukurydzy wzrośnie wyraźnie w najbliższych latach. Umocnienie się złotego sprawi, że na krajowym rynku wzrost ten nie będzie aż tak widoczny, a ceny kukurydzy po sezonie 2013/14 w kolejnych latach mogą zawierać się w przedziale 650-700 zł/tonę.

**Rysunek 7.2.2. Wartości obserwowane, estymowane i prognozowane cen kukurydzy w Polsce [w PLN za tonę]**



Źródło: opracowanie własne.

## 7.2.2. Modele i prognozy cen skupu żywca w Polsce

Elastyczność krajowych cen mięsa na zmiany cen światowych, a w szczególności zmiany kursu walutowego, jest niższa niż w przypadku pozostałych omawianych w tym rozdziale cen. Wynikać to może m.in. z większych barier w handlu. Z uwagi na to, że uzyskiwane wyniki estymacji z wykorzystaniem KMNK były dalekie od oczekiwań, wszystkie modele skalibrowano wg procedury przedstawionej w poprzednim podrozdziale. Współczynniki elastyczności cen krajowych na zmiany cen światowych i zmiany kursu PLN/USD przyjęto na poziomie 0,5.

### Ceny wołowiny

Sytuacja popytowo-podażowa na rynku wołowiny podlegała w omawianym okresie wyjątkowo licznym zmianom. Z uwagi na znaczne obostrzenia w handlu mięsem wołowym, a także znaczną specyfikę samego rynku, przełożenie zmian sytuacji na rynku światowym na krajowe ceny jest najczęściej znacznie opóźnione i praktycznie zawsze niepełne. Znalazło to odbicie także w strukturze modelu.

Po pierwsze, zawiera on trzy dodatkowe, poza cenami światowymi ( $I_{wołowina\_US}$ ) i kursem walutowym ( $I_{PLN/USD}$ ), zmienne objaśniające. Wejście Polski do Unii Europejskiej i możliwość handlu na jednolitym rynku unijnym szczególnie silnie wpłynęła na sytuację na rynku wołowiny, co oddają zmienne  $UE$  oraz  $I_{t\_2004}$ . Ceny tego mięsa wzrosły w wyniku akcesji do Unii

o ponad 50%. Na ceny wołowiny silnie wpłynęła również epidemia choroby szalonych krów (BSE). Obostrzenia w handlu oraz spadek popytu spowodował wówczas spadek cen, szczególnie w roku 2003, stąd obecność zmiennej *bse\_2003*. W tabeli 7.2.3 przedstawiono statystyki skalibrowanego modelu.

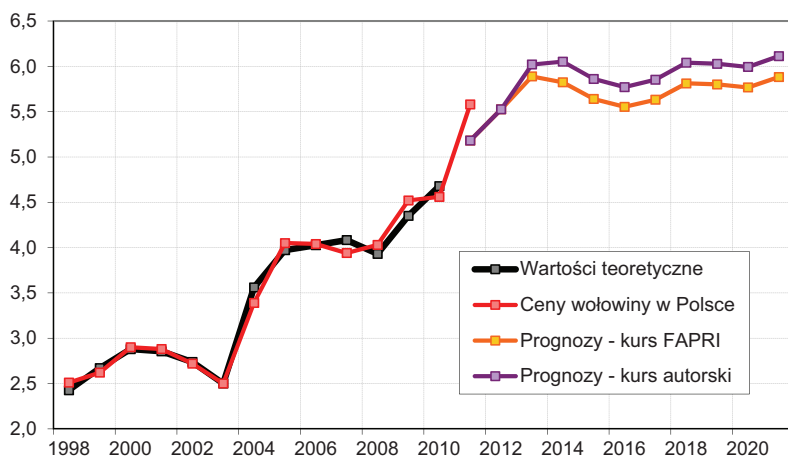
**Tabela 7.2.3. Skalibrowany model cen żywca wołowego w Polsce (l\_wołowina\_PL)**

Oznaczenia	Współczynnik	Se	Wartość p
Stała	-3,584	0,013	0,000
l wołowina_US	0,500	x	x
l PLN/USD	0,500	x	x
l t 2004	0,158	0,037	0,002
UE	0,183	0,064	0,019
bse 2003	-0,184	0,034	0,000

Źródło: opracowanie własne.

Według projekcji ceny wołowiny do roku 2013/14 będą wysokie i osiągną poziom ponad 6 zł/kg (przy założeniu autorskiego poziomu kursu). W kolejnych trzech latach ceny mogą ulec obniżeniu, by następnie wzrosnąć do poziomu ok. 5,75zł/kg. Wartości projekcji przedstawiono na rysunku 7.2.3.

**Rysunek 7.2.3. Wartości obserwowane, estymowane/kalibrowane i prognozowane cen żywca wołowego w Polsce [w PLN za kg]**



Źródło: opracowanie własne.

## Ceny wieprzowiny

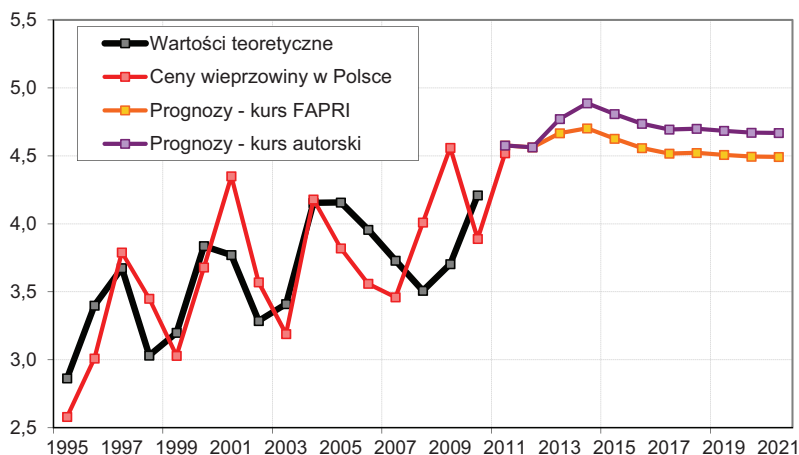
Elastyczności zmian cen kursu walutowego i cen światowych oszacowane z wykorzystaniem KMNK wynosiły około 0,2-0,3, co z punktu widzenia innych badań (np. dane FAPRI) wydaje się być zbyt niską wielkością. Stąd również ten model skalibrowano przyjmując elastyczności na poziomie 0,5 (tabela 7.2.4). Uwzględniono dodatkowo jeszcze jedną zmienną obrazującą relatywny, w stosunku do cen w USA czy krajach UE, wzrost cen skupu żywca wieprzowego w ostatnich latach. Przyczyn tego wzrostu nie należy wiązać bezpośrednio z integracją, niemniej miał on miejsce w tym czasie. Wynikał najpewniej ze słabego tempa wzrostu koncentracji, a co za tym idzie – efektywności produkcji w kraju, w wyniku czego nastąpił relatywny wzrost cen krajowych w stosunku do zagranicznych.

**Tabela 7.2.4. Skalibrowany model cen żywca wieprzowego w Polsce (I\_wieprzowina\_PL)**

Oznaczenia	Współczynnik	Se	Wartość p
Stała	-2,836	0,036	0,000
I wieprzowina US	0,500	x	x
I PLN/USD	0,500	x	x
UE	0,171	0,058	0,011

Źródło: opracowanie własne.

**Rysunek 7.2.4. Wartości obserwowane, estymowane/kalibrowane i prognozowane cen żywca wieprzowego Polsce [w PLN za kg]**



Źródło: opracowanie własne.

Prognozy obliczone na podstawie uzyskanego modelu wskazują na utrzymanie cen na wyższym poziomie niż w latach poprzednich na krajowym

rynku. Szczególnie wysokich cen należy spodziewać się w kilku najbliższych latach jako efektu wysokich kosztów pasz. Efekt kosztów powinien być łagodzony w kolejnych latach. Obrazuje to rysunek 7.2.4, na którym zaprezentowano projekcje cen wieprzowiny. Należy pamiętać, że projekcje te przedstawiają kierunek zmian, wokół którego należy oczekiwać wahań powodowanych cyklami świńskimi.

## Ceny drobiu

Zależności pomiędzy światowymi a krajowymi cenami drobiu oddaje model (tab. 7.2.5), który podobnie jak miało to miejsce w przypadku wieprzowiny oraz wołowiny został poddany kalibracji. Ceny światowe drobiu oraz kurs PLN/USD w niewystarczającym stopniu wyjaśniały dynamikę cen polskich. Po skorygowaniu cen o założony wpływ tych zmiennych pozostała część zmienności charakteryzowała się dużą nieregularnością. Odpowiednimi zmiennymi, które okazały się pomocne w ich wyjaśnieniu są ceny zbóż (ceny pszenicy i kukurydzy są skorelowane) opóźnione o jeden rok (zboża notowane są dla sezonów, co powoduje, że rzeczywiste opóźnienie wynosi pół roku). Z uwagi na dłuższy szereg czasowy wykorzystano ceny pszenicy (mimo że z merytorycznego punktu widzenia kukurydza jest głównym surowcem przy produkcji pasz dla drobiu). Poziom cen pszenicy w okresie prognostycznym przyjęto na poziomie projekcji z rysunku 7.2.1.

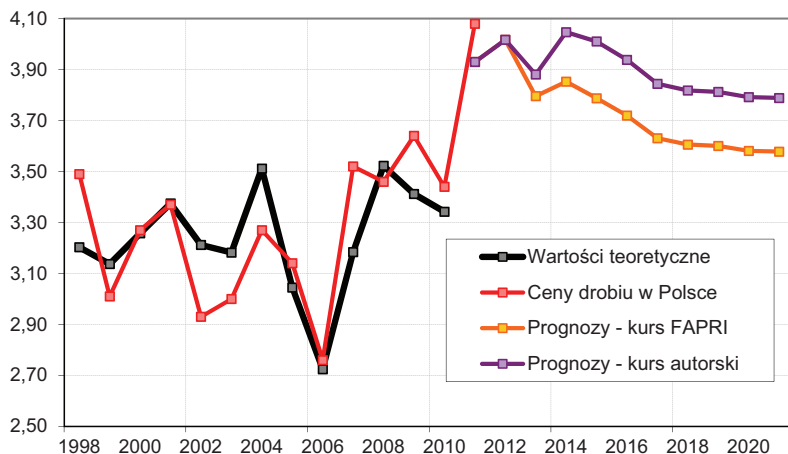
**Tabela 7.2.5. Skalibrowany model cen żywca drobiowego w Polsce (l\_drób\_PL)**

Oznaczenia	Współczynnik	Se	Wartość p
Stała	-5,363	0,630	0,000
l drób US	0,500	x	x
l PLN/USD	0,500	x	x
l pszenica PL(t-1)	0,367	0,102	0,006

*Źródło: opracowanie własne.*

Projekcje obliczone na podstawie modelu wskazują na utrzymywanie się wysokich cen drobiu w najbliższych kilku latach (rys. 7.2.5). Będą więc one przewyższały ostatnio obserwowane średnioroczne ceny mięsa drobiowego. Uzasadnieniem dla utrzymania się wysokich cen drobiu są przewidywane wyższe ceny zbóż. Ponadto należy zauważyć, że istnieje jeszcze pole dla wzrostu cen krajowych z uwagi na fakt, że są one o około 30% niższe niż w zachodnich krajach Unii Europejskiej.

**Rysunek 7.2.5. Wartości obserwowane, estymowane/kalibrowane i prognozowane cen żywca drobiowego w Polsce [w PLN za kg]**



Źródło: opracowanie własne.

### 7.2.3. Modele i prognozy cen produktów mlecznych i cen skupu mleka

W niniejszym podrozdziale przedstawiono modele cen zbytu najważniejszych produktów mlecznych w Polsce oparte na cenach światowych, za które przyjęto ceny w Oceanii (projekcje z modelu AGLINK-COSIMO). Następnie na podstawie cen produktów mlecznych oszacowano prognozy cen skupu mleka w Polsce. Rynek produktów mlecznych wyróżnia się na tle dotychczas omawianych o wiele silniejszą zbieżnością przebiegu cen krajowych i światowych. Skutkuje to dobrymi statystykami modeli, czego przykładem może być fakt, że współczynnik determinacji  $R^2$  każdego z trzech modeli przekracza poziom 0,90. Z drugiej strony, należy zaznaczyć, że w znacznej mierze wynika to jednak z trendu charakteryzującego analizowane tu szeregi czasowe cen.

#### Ceny zbytu odtłuszczonego mleka w proszku (SMP)

Wybrany model cen zbytu odtłuszczonego mleka w proszku zawiera trzy zmienne objaśniające. Ceny SMP w Polsce zależą od cen na rynku światowym (cena mleka odtłuszczonego w Oceanii –  $I_{SMP\_Oceania}$ ) oraz od kursu PLN/USD. W obu przypadkach współczynniki są dodatnie, a ich poziom można uznać za akceptowalny. Istotny statystycznie wpływ na ceny ma też omawiana już wcześniej zmienna  $I/t5$ . Ujemna wartość współczynnika oznacza, że w kolejnych latach ceny polskie stopniowo wzrastały zbliżając się do poziomu cen międzynarodowych. Spośród zawartych w tabeli 7.2.1 statystyk modelu warto zwrócić uwagę na niskie wartości  $p$  przy poszczególnych zmiennych, wysoką

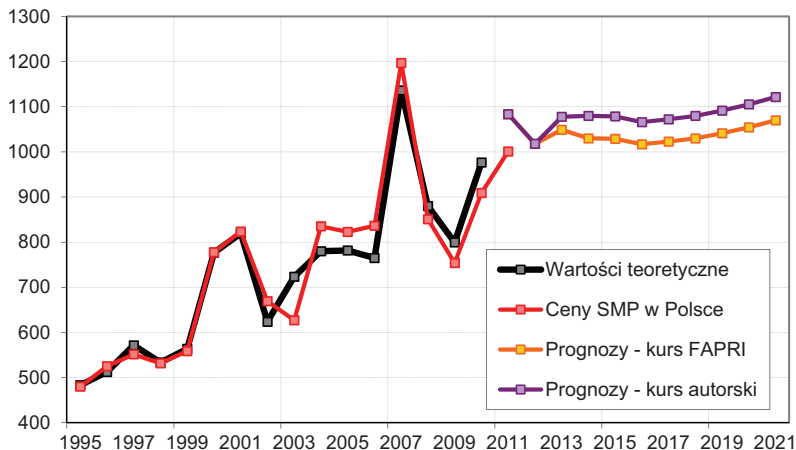
wartość współczynnika  $R^2$ , czy wartość statystyki DW, wskazującą na brak występowania autokorelacji reszt. Tak wysoka korelacja cen krajowych z cenami światowymi wynika z tego, że ponad 70% produkcji mleka chudego jest przeznaczona na eksport. Krajowe ceny SMP są kształtowane przez rynki światowe.

**Tabela 7.2.6. Oszacowania i statystyki modelu cen zbytu odtłuszczonego mleka w proszku (I\_SMP\_PL)**

Oznaczenia	Współczynnik	Se	Wartość p
Stała	0,804	0,980	0,428
I SMP Oceania	0,685	0,102	0,000
I PLN/USD	0,613	0,160	0,002
1/t5	-2,078	0,582	0,004
Statystyki modelu			
Wsp. determ. R-kwadrat	0,941	Skorygowany R-kwadrat	0,927
F(3, 12)	64,354	Wartość p dla testu F	0,000
Logarytm wiarygodności	22,651	Kryt. inform. Akaike'a	-37,303
Autokorel.reszt - rho1	-0,065	Stat. Durbina-Watsona	2,024

Źródło: opracowanie własne.

**Rysunek 7.2.6. Wartości obserwowane, estymowane i prognozowane cen zbytu SMP w Polsce [w PLN za tonę]**



Źródło: opracowanie własne.

Prognozy obliczone na podstawie oszacowanego modelu wskazują, że w najbliższych latach ceny SMP w Polsce będą kształtowały się na wysokim poziomie oscylując wokół ceny 1 050 złotych za tonę. Prognozy wzrostu cen SMP na świecie w roku 2013 spowodują wzrost cen krajowych w tym okresie do ponad 1 130 lub 1 050 złotych w zależności od przyjętych założeń odnoszą-



cych się do kształtowania się kursu walutowego. Przy założeniu kursu PLN/USD na poziomie prognozowanym przez autorów ceny przekroczą 1 100 złotych za tonę. Wzrost cen mleka odtłuszczonego na światowych rynkach nie będzie tak silnie odczuwany w kraju z uwagi na stałe umacnianie się złotego względem dolara. Projekcje wskazują, że podobnie wysokie ceny ukształtują się również pod koniec okresu prognozowania. Wartości projekcji przedstawiono na rysunku 7.2.6.

### Model cen masła

Model wyjaśniający zmiany cen zbytu masła w Polsce jest w dużym stopniu podobny do tego, obrazującego zmiany cen SMP. Zawiera takie same zmienne objaśniające. Różnice dotyczą wartości współczynników przy poszczególnych zmiennych, które dla modelu cen masła przedstawiono w tabeli 7.2.7. Ceny masła słabiej reagują zarówno na zmiany kursu walutowego ( $l\_PLN/USD$ ), jak i w szczególności ceny światowej (ceny mleka w rejonie Oceanii –  $l\_maslo\_Oceania$ ). W badanym okresie silniej natomiast oddziaływał na ceny czynnik konwergencji cen (zmienna  $1/t5$ ). Każda ze zmiennych jest istotna statystycznie przy poziomie istotności 5%. Model charakteryzuje się wysoką wartością współczynnika  $R^2$ .

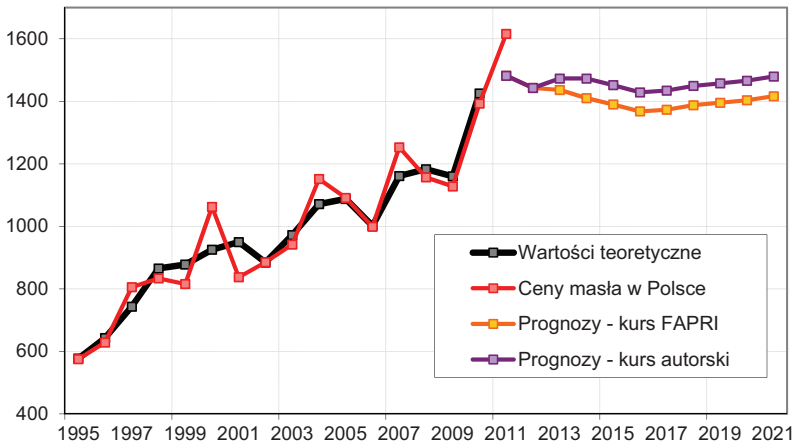
**Tabela 7.2.7. Oszacowania i statystyki modelu cen zbytu masła ( $l\_maslo\_PL$ )**

Oznaczenia	Współczynnik	Se	Wartość p
Stała	3,509	1,135	0,009
$l\_maslo\_Oceania$	0,397	0,112	0,004
$l\_PLN/USD$	0,566	0,220	0,024
$1/t5$	-3,331	0,665	0,000
Statystyki modelu			
Wsp. determ. R-kwadrat	0,928	Skorygowany R-kwadrat	0,911
F(3, 12)	51,913	Wartość p dla testu F	0,000
Logarytm wiarygodności	21,657	Kryt. inform. Akaike'a	-35,313
Autokorel.reszt - rho1	-0,521	Stat. Durbina-Watsona	3,024

*Źródło: opracowanie własne.*

Projekcje cen wykonane na podstawie omawianego modelu przedstawiono na rysunku 7.2.7. Zgodnie z przebiegiem cen na rynku światowym ceny w Polsce po początkowym wzroście w roku 2011 mogą powoli obniżyć się do roku 2016, w kierunku długookresowego trendu. Różnice w wartości prognozowanych cen, wynikające z przyjęcia różnych założeń co do kształtowania się przyszłego kursu złotego, wynoszą tu około 70 złotych.

**Rysunek 7.2.7. Wartości obserwowane, estymowane i prognozowane cen zbytu masła w Polsce [w PLN za tonę]**



Źródło: opracowanie własne.

### Model cen sera Gouda

W przypadku rynku sera uznano, że zmiany cen zbytu sera Gouda na krajowym rynku najlepiej oddaje model z dwiema zmiennymi objaśniającymi, których charakterystyki przedstawiono w tabeli 7.2.8. Zwracają tu uwagę wysokie wartości współczynników przy obu zmiennych objaśniających, w szczególności dotyczy to kursu dolara amerykańskiego. Oznacza to, że transmisja impulsów cenowych z rynków światowych jest bardzo silna. Obydwie zmienne są statystycznie istotne, a sam model charakteryzuje się bardzo dobrym dopasowaniem, co odzwierciedlają zaprezentowane w dolnej części tabeli statystyki modelu. Dodawanie dodatkowych zmiennych nie poprawiało w sposób znaczący dopasowania modelu do danych historycznych. W odróżnieniu od poprzednio omawianych artykułów mleczarskich na rynku sera mechanizm konwergencji cen nie tłumaczy zmian cen krajowych sera Gouda w stosunku do tych uznawanych za światowe.

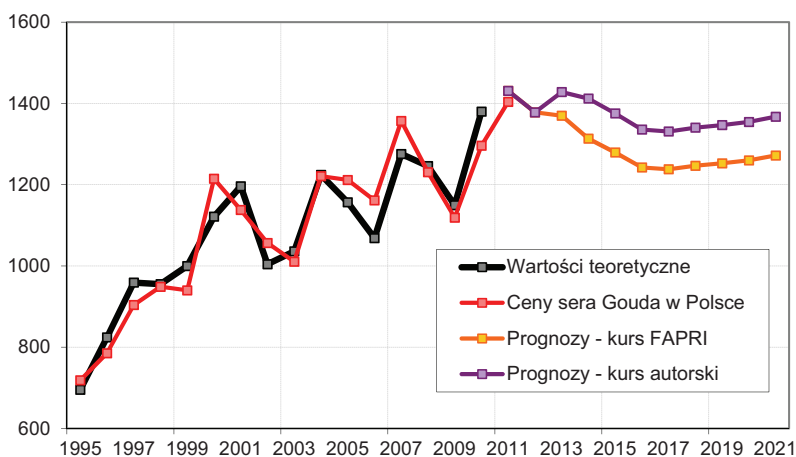
Projekcje krajowych cen zbytu sera Gouda zaprezentowano na rysunku 7.2.8. Kształt przyszłych zmian cen sera jest zbieżny z prognozowanymi cenami mleka w proszku, co oznacza, że spadkowy trend cen sera po roku 2012 ma zostać odwrócony w roku 2016. Zauważyć można również duże różnice pomiędzy dwoma przedstawianymi wariantami prognoz przekraczające poziom 100 zł za tonę.

**Tabela 7.2.8. Oszacowania i statystyki modelu cen zbytu sera Gouda (I\_ser\_PL)**

Oznaczenia	Współczynnik	Se	Wartość p
Stała	0,357	0,551	0,528
I Ser Oceania	0,703	0,060	0,000
I PLN/USD	0,941	0,101	0,000
Statystyki modelu			
Wsp. determ. R-kwadrat	0,917	Skorygowany R-kwadrat	0,905
F(3, 12)	72,224	Wartość p dla testu F	0,000
Logarytm wiarygodności	25,111	Kryt. inform. Akaike'a	-44,222
Autokorel.reszt - rho1	-0,011	Stat. Durbina-Watsona	1,896

Źródło: opracowanie własne.

**Rysunek 7.2.8. Wartości obserwowane, estymowane i prognozowane cen zbytu sera Gouda w Polsce [w PLN za tonę]**



Źródło: opracowanie własne.

### Model cen skupu mleka

Prognozowanie cen skupu mleka na podstawie cen światowych jest trudne, ponieważ mleko jako surowiec nie posiada ceny światowej. Stąd prognozując ceny zakłada się, co jest zgodne z wieloletnimi obserwacjami, że ceny te zależą od cen artykułów mleczarskich. Mając projekcje cen sera, masła czy mleka w proszku można przyjąć, że to ich funkcją będą ceny płacone producentom rolnym.

W praktyce estymacja takiego równania KMNK jest dosyć trudna z uwagi na silne skorelowanie cen poszczególnych produktów mlecznych. Stąd zamiast trzech zmiennych do badań przyjęto zmienną syntetyczną, którą jest średnia ważona logarytmów cen produktów mlecznych ( $I\_PRODML\_PL$ ). Można to zapi-

sać:  $l\_PRODML\_PL=0,3*(l\_SMP\_PL)+0,4*(l\_masło\_PL)+0,3*(l\_ser\_PL)$ .  
Wagi te nadano w sposób ekspercki.

Oszacowania i statystyki modelu cen skupu mleka (na podstawie danych zlogarytmowanych) zawarto w tabeli 7.2.9. Współczynnik elastyczności cen mleka względem syntetycznej miary cen produktów mlecznych jest bliski jedności, co oznacza, że cena mleka jest w pełni zależna od sytuacji popytowo-podażowej na rynkach artykułów mlecznych. Dodatkowo w równaniu uwzględniono efekty integracji z UE, w wyniku której ceny mleka wzrosły nieznacznie w relacji do cen produktów mlecznych. Wszystkie zmienne są statystycznie istotne. Zwraca również uwagę duża wartość współczynnika  $R^2$ .

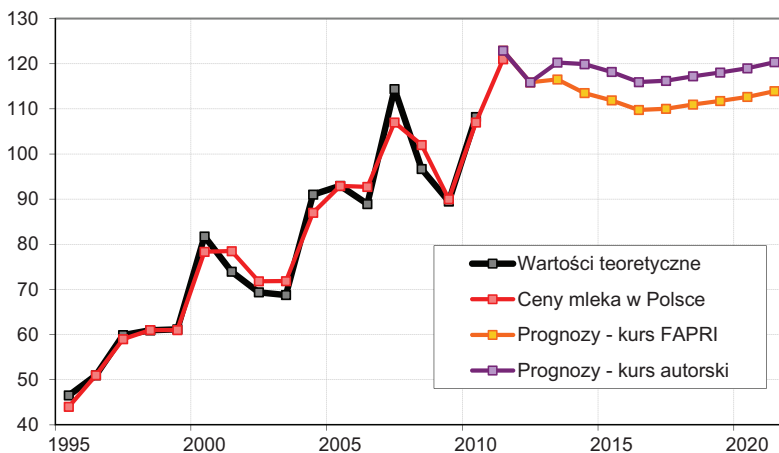
**Tabela 7.2.9. Oszacowania i statystyki modelu cen skupu mleka**

Oznaczenia	Współczynnik	Se	Wartość p
Stała	-2,711	0,506	0,000
l PROD ML PL	1,029	0,076	0,000
UE	0,101	0,034	0,011
Statystyki modelu			
Wsp. determ. R-kwadrat	0,979	Skorygowany R-kwadrat	0,975
F(3, 12)	296,274	Wartość p dla testu F	0,000
Logarytm wiarygodności	29,633	Kryt. inform. Akaike'a	-53,266
Autokorel.reszt - rho1	-0,303	Stat. Durbina-Watsona	2,463

*Źródło: opracowanie własne.*

Na rysunku 7.2.9 zawarto prognozy cen skupu mleka w Polsce uzyskane na podstawie zastosowanej procedury. Przyjmując założony poziom cen światowych produktów mlecznych, a tym samym poziom cen tych produktów w Polsce, można oczekiwać, że tendencja wzrostowa cen mleka zostanie zahamowana i po roku 2014 utrzymywać się będzie – w zależności od zakładanych zmian kursu walutowego – na poziomie 110 lub 120 zł za 100 litrów.

**Rysunek 7.2.9. Wartości obserwowane, estymowane i prognozowane cen skupu mleka w Polsce [w PLN za 100 l]**



Źródło: opracowanie własne.

### 7.3. Prognozy cen na podstawie modelu AGMEMOD

W kolejnym kroku do prognozowania cen surowców rolnych wykorzystano model równowagi cząstkowej AGMEMOD. Uzyskane prognozy mogą się różnić od tych, zawartych w rozdziale 7.2, ponieważ model ten uwzględnia szerokie spektrum powiązań na rynku krajowym. Dodatkowo brane są pod uwagę zmiany w poziomie samowystarczalności na poszczególnych rynkach. Odmienny jest również sposób przenoszenia sygnałów cenowych z rynku światowego na rynek krajowych (rozd. 3.4). Należy podkreślić, że w modelu AGMEMOD przyjęto ceny światowe w okresie prognostycznym na takim samym poziomie (lub zmieniające się zgodnie z taką samą dynamiką) jak w przypadku analiz wykonywanych w rozdz. 7.2. Kurs PLN/USD zawiera się pomiędzy scenariuszem FAPRI i autorskim (rys. 7.1.2), zaś kurs PLN/EURO przyjęto na poziomie 4,10.

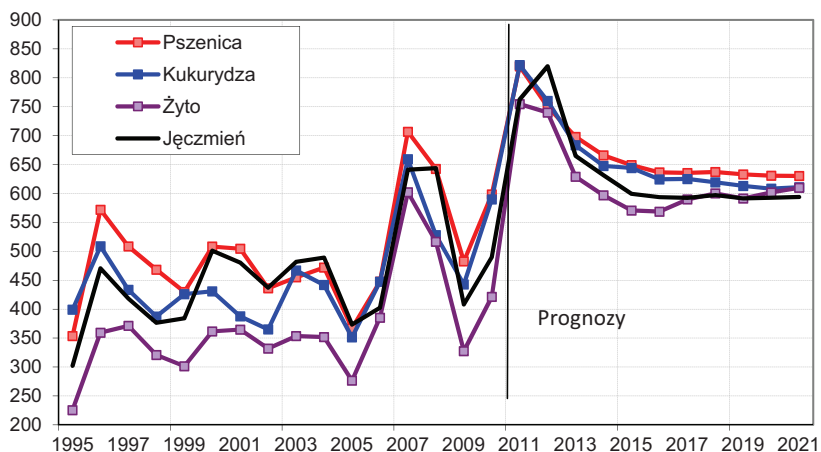
#### 7.3.1. Prognozy cen zbóż

W modelu AGMEMOD analizowane są główne rynki zbożowe w Polsce i innych krajach UE. Należy mieć na uwadze, że modelowaniu podlegają ceny w poszczególnych latach kalendarzowych, a nie w sezonach. Cena krajowa jest funkcją cen europejskich oraz samowystarczalności w Polsce i UE. Dodatkowo można włączać inne zmienne, aby lepiej uchwycić dynamikę zmian i przejścia między różnymi reżimami cenowymi. Ceny europejskie (kluczowe, por. rozdz.

3.4) są funkcją cen światowych oraz zmiennych obrazujących zmiany w WPR i w polityce handlowej.

Projekcje cen zbóż w Polsce przedstawiono na rysunku 7.3.1. Zauważyć można, że zmiany cen poszczególnych gatunków zbóż charakteryzują się zbliżonym przebiegiem. Mamy do czynienia z małymi różnicami między poszczególnymi cenami w okresie objętym projekcją w porównaniu z okresem historycznym. Zwracają uwagę wysokie, w porównaniu do cen innych gatunków zbóż, ceny żyta.

**Rysunek 7.3.1. Ceny skupu zbóż w Polsce w latach 1995-2011 i ich prognozy do 2021 roku [w PLN za tonę]**



Źródło: opracowanie własne na podstawie modelu AGMEMOD.

Porównując te projekcje z projekcjami cen z rozdziału 7.2.1 widać pewne różnice. W przypadku projekcji cen pszenicy z modelu AGMEMOD są one w pierwszej części okresu prognozowania znacząco wyższe, natomiast w późniejszych latach prognozowane ceny zawierają się pomiędzy dwoma wariantami projekcji tworzonej na bazie prostych modeli. Podobnie rzecz się ma z projekcjami cen kukurydzy. Projekcje modelu AGMEMOD są początkowo wyższe, jednak już od roku 2014 są znacząco niższe od obu wariantów projekcji stworzonych na bazie modeli omawianych w rozdziale 7.2. Znaczny wpływ na prognozowane ceny na podstawie modelu AGMEMOD ma przyjęty kurs EURO/USD. W projekcji AGMEMOD założono umacnianie się euro w stosunku do USD. Przyjęto, że w 2020 r. kurs ten wynosić będzie 0,66 euro za 1 USD. Natomiast w projekcjach AGLINK-COSIMO przyjęto niezmienny kurs na poziomie 0,72 euro za USD. Warto zauważyć, że każda z prognoz wskazuje na utrzymy-

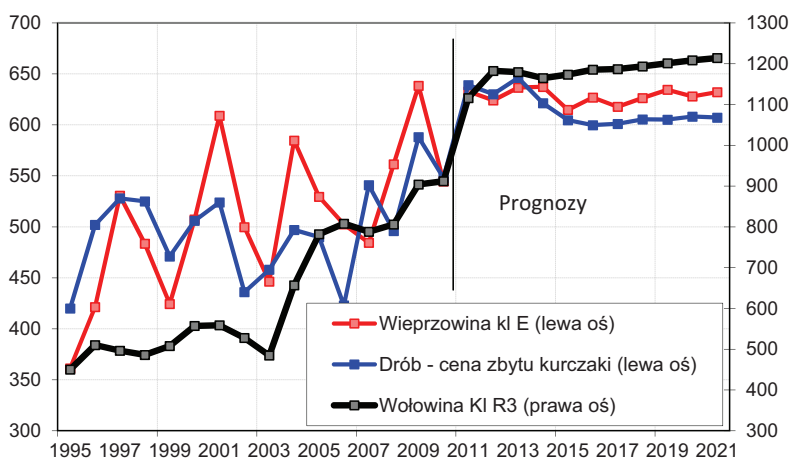
wanie się w długim okresie cen zbóż na znacząco wyższym poziomie niż ich średnie wartości z pierwszej dekady XXI wieku.

### 7.3.2. Prognozy cen mięsa

Jeżeli chodzi o rynek mięsa, to w modelu AGMEMOD w większości przypadków (oprócz drobiu) modeluje się rynek żywych zwierząt (pogłowie) oraz rynek mięsa w wadze poubojowej (przykład rynku trzody chlewnej i mięsa wieprzowego znajduje się w rozdz. 1.5). Stąd też analizowane są tu inne kategorie cen niż w rozdziale 7.2. Zamiast cen żywca modeluje się ceny w wadze poubojowej (wołowina kl. R, wieprzowina kl. E) oraz ceny zbytu drobiu (tuszka drobiowa). W przypadku każdego z analizowanych gatunków mięsa ceny kluczowe pochodzą z rynku niemieckiego. Wszystkie zmienne wyrażone są w złotych za tonę. O ile więc nie należy porównywać poziomów cen, to można analizować kierunki zmian prognozowanych cen.

Według projekcji cen wołowiny z modelu AGMEMOD, wzrost cen w pierwszych latach może być wyższy niż dla prognoz z rozdziału 7.2, w kolejnych latach procentowy wzrost cen jest jednak podobny. Także w przypadku projekcji cen wieprzowiny, jak i drobiu nie zauważa się znaczących różnic pomiędzy projekcjami z modelu AGMEMOD i uzyskiwanymi na bazie prostych modeli.

**Rysunek 7.3.2. Ceny skupu mięsa w Polsce w latach 1995-2011 i ich prognozy do 2021 roku [w PLN za tonę]**



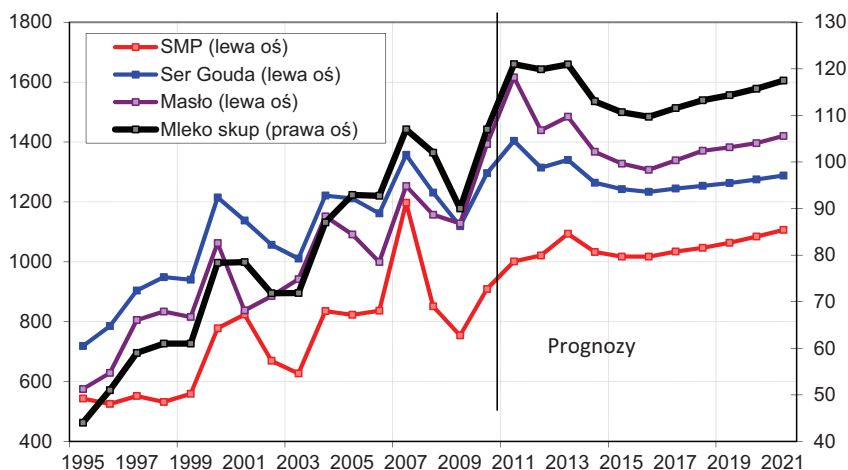
Źródło: opracowanie własne na podstawie modelu AGMEMOD.

### 7.3.3. Prognozy cen produktów mlecznych i cen skupu mleka

Na rynku mleka i produktów mlecznych w modelu AGMEMOD występują te same kategorie produktowe (i w tych samych jednostkach) co w rozdziale 7.2.3. Stąd analizując odpowiednie wykresy łatwo jest o analizę porównawczą projekcji. W modelu AGMEMOD cenami kluczowymi są: w przypadku cen sera – Francja, cen mleka w proszku – Holandia, cen masła – Niemcy.

Zaprezentowane na rysunku 7.3.3 projekcje cen z modelu AGMEMOD nie pozostają w sprzeczności z projekcjami przedstawionymi w rozdziale 7.2. W przypadku cen SMP, projekcje modelu AGMEMOD nie zawierają jedynie spadku cen w roku 2012. Projekcje cen masła zakładają natomiast wyższe poziomy cen w latach 2011-13. Brak wyraźnych różnic pomiędzy projekcjami z modelu AGMEMOD i z przedstawianych wcześniej prostych modeli dla cen sera Gouda, a także dla cen skupu mleka.

**Rysunek 7.3.3. Ceny skupu mleka [PLN/100 l] i zbytu podstawowych artykułów mleczarskich [w PLN za tonę] w Polsce w latach 1995-2011 i ich prognozy do 2021 r.**



Źródło: opracowanie własne na podstawie modelu AGMEMOD.

W wielu miejscach projekcje tworzone na bazie modelu AGMEMOD pozostają zbieżne z wcześniej przedstawionymi projekcjami tworzonymi na bazie prostych modeli. Nie powinno to jednak wpływać na ocenę przydatności prezentacji tych projekcji. Wręcz przeciwnie, potwierdzenie kierunku przyszłych zmian cen surowców rolnych uznać należy za ważną informację. Tym bardziej, że projekcje z modelu AGMEMOD tworzone są na bazie szerszego zakresu informacji niż ma to miejsce w przypadku projekcji przedstawionych w rozdziale 7.2. W większym stopniu uwzględniają one krajową i unijną specyfikę poszcze-



gólnych rynków surowców rolnych, a także biorą pod uwagę powiązania międzyrynkowe.

Wyznaczenie prognoz tych samych zmiennych różnymi metodami, które różnią się przyjętymi zmiennymi objaśniającymi i opierają się o inne założenia jest ważnym sposobem zwiększania trafności projekcji. Prognozy wyznaczono różnymi metodami, określają „pole”, w którym może się znaleźć przyszła wartość zmiennej.

## Podsumowanie

Celem badań, których wyniki zaprezentowano w niniejszej pracy, było przedstawienie metodycznych przesłanek prognozowania cen surowców rolnych na podstawie zależności przyczynowych. Literatura przedmiotu z zakresu statystyki, ekonometrii i prognozowania wskazuje na wiele potencjalnych modeli, które mogą znaleźć praktyczne zastosowanie w prognozowaniu cen. Praktyka pokazuje jednak, że ich wykorzystanie aplikacyjne przez analityków zajmujących się sektorem rolno-żywnościowym jest minimalne. Niniejsza publikacja, podobnie jak wydane rok wcześniej opracowanie autorów na temat możliwości prognozowania cen na podstawie modeli szeregów czasowych, częściowo uzupełnia tę lukę. Przeprowadzone badania miały na celu zarówno przedstawienie możliwości budowy prognoz krótko- i długookresowych. Z jednej strony, chodzi tutaj o metody identyfikacji najbardziej istotnych czynników determinujących poziom i zmiany cen rolnych, z drugiej, o przedstawienie metod i zasad umożliwiających ekstrapolację poznanych prawidłowości w przyszłość.

Punktem wyjścia prognozowania cen na rynku krajowym jest identyfikacja podstawowych czynników determinujących poziom cen surowców rolnych. Należą do nich: czynniki popytowe, podażowe, uwarunkowania makroekonomiczne, kształt polityki ekonomicznej (rolnej i handlowej) oraz ceny rolne na rynkach światowych. Przedstawione badania empiryczne zasadniczo potwierdziły duże znaczenie powyższych czynników na przebieg cen surowców rolnych w Polsce. Niemniej jednak, budowa poprawnego empirycznego modelu opisującego zachowanie cenowe jest bardzo trudnym zadaniem, często skazanym na porażkę. Nawet gdy uda się oszacować dobry model w okresie próby, nie można zagwarantować, że przyjmowane założenia o ekstrapolacji prawidłowości w przyszłość będą spełnione.

Jak wynika z badań, trudności w ilościowym podejściu do prognozowania wynikają z kilku powodów. Większość z nich wiąże się z kwantyfikacją informacji. Mimo wielu źródeł informacji rynkowej, nie wszystkie istotne dane statystyczne są dostępne. Zatem, już z tego powodu prognozy na wielu rynkach nie mogą być wykonywane przy wykorzystaniu zaawansowanych modeli ekonometrycznych. Istnieją surowce, które pojawiają się sezonowo na rynku, stąd informacja dostępna jest tylko dla wybranych miesięcy w roku, niekoniecznie tych samych w kolejnych latach. Ich ceny są uwarunkowane lokalnie, w mniejszym stopniu wpływa na nie sytuacja na rynkach światowych. Dodatkowo występuje na tych rynkach szereg informacji, np. o przymrozkach czy utrudnieniach handlowych, które mają duży wpływ na bieżącą sytuację, a nie mają odzwierciedle-

nia w historycznych danych. Nie należy się więc dziwić, że w wielu przypadkach to właśnie prognozy eksperckie dominują w przewidywaniu przyszłości na rynku rolnym.

Na rynkach rolnych dosyć często dochodzi też do zmiany reżimów cenowych spowodowanych względami politycznymi oraz szokami egzogenicznymi w postaci zmian stanów natury. Oznacza to, że w rzeczywistości rzadko jest spełnione założenie mówiące o niezmienności parametrów modelu w czasie. Tym samym trudno jest opisać rzeczywistość, a jeszcze trudniej przyjąć założenia dotyczące okresu prognostycznego. Dochodzi do tego istotna rola trudnego do pomiaru czynnika spekulacyjnego i oczekiwań uczestników rynku, sprawiająca, że rzeczywisty poziom cen niekoniecznie jest prostą funkcją najważniejszych zmiennych objaśniających.

Jak wynika z badań, szeregi czasowe cen surowców rolnych charakteryzują się złożoną strukturą zmienności. Obok trendu, obserwujemy wahania cykliczne, sezonowe oraz nieregularne. Specyfika produkcji rolnej powoduje częste i niespodziewane zaburzenia struktury szeregów czasowych, co ma odzwierciedlenie w postaci nietypowych obserwacji. Z reguły są one wywołane niekorzystnymi warunkami pogodowymi oraz epidemiami i są często zlokalizowane w sąsiedztwie punktów zwrotnych trendu. Wejście Polski do Unii Europejskiej też miało istotny wpływ na zmianę prawidłowości obserwowanych na rynkach rolnych, czego najbardziej widoczny efekt dotyczył cen wołowiny. Efekty te częściowo można ująć za pomocą zmiennych binarnych lub też poprzez ograniczanie zakresu czasowego badań. Ten drugi sposób znacząco jednak ogranicza efektywność estymacji z uwagi na redukcję długości analizowanych szeregów czasowych.

Przeprowadzone badania potwierdzają, że między cenami surowców rolnych występują zależności o charakterze przyczynowym. Stąd do krótkookresowego prognozowania cen rekomendujemy teoretyczne wektorowe modele autogresji (VAR) oraz wektorowe modele korekty błędem (VECM). Modele te mają charakter dosyć uniwersalny i pozwalają na uchwycenie zarówno prawidłowości występujących w szeregach czasowych jak i interakcji między cenami krajowymi, cenami światowymi czy czynnikami zewnętrznymi. Strukturalizacja tych modeli pozwala na poznanie bliżej prawidłowości rządzących rynkiem, które mogą być wykorzystywane również w nieformalnym prognozowaniu cen.

Najważniejszą kwestią przy prognozowaniu na podstawie modeli VAR i VECM jest stworzenie sensowej koncepcji modelowania rynków, z czym wiąże się kwestia kolejności estymacji równań oraz sposób łączenia ze sobą modeli. W tym zakresie istnieje wiele alternatywnych kombinacji, które muszą być bra-

ne pod uwagę przez badaczy. Z jednej strony, można zbudować system równań obejmujących czynniki zewnętrzne, ceny światowe i krajowe surowców rolnych. Z drugiej strony, całą procedurę można sprowadzić do modeli wyspecyfikowanych tylko dla krajowych cen surowców rolnych. Dalsze możliwości modyfikacji wiążą się z przyjęciem różnych okresów historycznych, stanowiących podstawę estymacji modeli. Alternatywne podejścia zapewne będą dawały odmienne prognozy, ale dzięki temu można wyznaczyć z większym prawdopodobieństwem zakres, w jakim poszczególne ceny mogą się zawierać.

Przeprowadzone badania wskazują, że specyfikacja równań modeli VAR i VECM jest wyjątkowo trudna. Główne problemy wiążą się z ustaleniem zestawu zmiennych endogenicznych, składu zmiennych egzogenicznych (i ich przekształceń) czy opóźnień wśród zmiennych endo- i egzogenicznych. Niewielka zmiana któregoś z parametrów ma istotny wpływ na poziom uzyskiwanych prognoz. Jakość otrzymywanych modeli była zadowalająca, jeżeli chodzi o dopasowanie czy losowanie reszt. Niemniej jednak regułą było odrzucanie hipotezy zerowej o normalności rozkładu reszt. Problem ten wiązał się z występowaniem nieliniowych zależności związanych z tzw. efektem ARCH. Fakt, że szeregi czasowe cen rolnych wykazują zależności nieliniowe, wskazuje, że prognozowanie cen jest obciążone dużym ryzykiem ich nietrafności. Więcej na ten temat można byłoby powiedzieć, gdyby przeprowadzono analizę prognoz wygasłych.

W drugim ujęciu analizowano potencjalne możliwości długookresowego prognozowania cen surowców rolnych na podstawie zależności przyczynowych. Wśród modeli formalnych do celów symulacji przewidywania (tworzenia projekcji) najczęściej zastosowanie znajdują modele równowagi cząstkowej. Z uwagi na szczegółowe określenie powiązań pomiędzy poszczególnymi rynkami a instrumentami polityki ekonomicznej, modele równowagi cząstkowej są często wykorzystywane do oceny zmian na rynkach rolnych, gdzie polityka państwa ma dosyć duże znaczenie. Modele te pozwalają szczegółowo analizować powiązania wewnątrz sektora i między sektorem a jego otoczeniem. W rolnictwie, w którym występują powiązania wewnątrz- i międzygałęziowe, jest to szczególnie istotne. Ważne znaczenie ma także powiązanie sytuacji na krajowych rynkach rolnych z rynkami krajów sąsiednich i sytuacją popytowo-podażową na rynkach światowych.

Do najbardziej rozpowszechnionych modeli równowagi cząstkowej sektora rolnego należą model AGLINK-COSIMO (OECD-FAO), model USDA oraz model FAPRI. Pozwalają one na coroczne przygotowywanie długookresowych projekcji dla najważniejszych rynków rolnych w świecie. Długookresowe projekcje sektora rolnego w przypadku kilku modeli równowagi cząstkowej są re-

gularnie publikowane wraz z obszernym uzasadnieniem i interpretacją wyników. Projekcje dla poszczególnych krajów Unii Europejskiej można uzyskać wykorzystując model AGMEMOD.

W ramach badań przeanalizowano dokładność publikowanych projekcji cen światowych najważniejszych produktów rolnych tworzonych przy wykorzystaniu modeli FAPRI i AGLINK-COSIMO. Porównanie notowanych cen z projekcjami *ex post* każe krytycznie spojrzeć na możliwości prognostyczne obydwu analizowanych modeli. W większości przypadków projekcje wskazywały na utrzymywanie się ostatnio obserwowanych trendów zmian cen, a ich dokładność nie odbiegała znacząco od prognoz naiwnych zakładających trwałe utrzymywanie się ostatnio obserwowanych cen. Jedną z przyczyn niskiej trafności są przyjmowane założenia o przyszłym kształtowaniu się otoczenia makroekonomicznego. Wpływ kryzysu gospodarczego na sytuację na światowych rynkach rolnych wymienia się za główną przyczynę nietrafności projekcji. Dodatkowym utrudnieniem jest też znaczne uzależnienie sektora rolnego od całkowicie losowych szoków podażowych (pogoda czy epidemie). W świetle analiz *ex post*, wydaje się, że przede wszystkim nie doceniono w wystarczającym stopniu konsekwencji rozwoju rynku biopaliw dla całego sektora rolnego.

Gdyby brać pod uwagę wyłącznie błędy projekcji cenowych uzyskiwanych na bazie modeli równowagi cząstkowej, nie można by uznać ich za satysfakcjonujące. Natomiast należy przypuszczać, że projekcje cen światowych odgrywają ważną rolę w procesie decyzyjnym o kształcie polityki ekonomicznej. Ostrzegawcza i aktywizująca funkcja projekcji powoduje, że w warunkach projekcji niskich cen wywierana była dosyć silna presja na politykę państw w celu podjęcia działań mających na celu zapobieżeniu takiej tendencji. Za tego typu działanie należy uznać politykę w zakresie biopaliw, która obok aspektów środowiskowych prowadziła do zdjęcia dużych nadwyżek produkcyjnych z rynku rolnego (produkty roślinne). Obecnie możliwe jest pojawienie się sytuacji odwrotnej – projekcje wysokich cen, i negatywne tego skutki, mogą skłonić polityków do zmiany zasad funkcjonowania rynku biopaliw.

Pamiętając o braku sensownej alternatywy dla projekcji omawianych modeli należy uznać je za jedno z narzędzi przydatnych przy konstruowaniu projekcji cen rolnych na rynku krajowym. Można to zrobić bezpośrednio wykorzystując model AGMEMOD. Niemniej jednak, nie każdy ma do niego dostęp. Można też, wykorzystując publikowane dane statystyczne i projekcje cen światowych, oszacować modele transmisji cen z rynków światowych na rynki krajowe. W najprostszej postaci modelu cena krajowa byłaby funkcją ceny światowej i kursu walutowego. Podstawowe znaczenie w ocenie jakości modelu ma dopasowanie wartości empirycznych z teoretycznymi i merytorycznie uzasad-

niona wartość współczynników. Z uwagi na zmiany relacji cen krajowych do cen światowych, oszacowanie dobrych modeli ekonometrycznych jest trudne. W przypadku niezadawalających współczynników transmisji można dokonać kalibracji modeli przyjmując współczynniki z innych badań. Mając oszacowany model należy przyjąć odpowiednie wartości zmiennych objaśniających: cen światowych i kursu walutowego. Przyjmując alternatywne (z różnych źródeł, przy różnych założeniach) wartości tych zmiennych można budować prognozy o charakterze scenariuszowym.

Prezentowane modele pozwalają nie tylko na przewidywanie, ale i na uzyskanie szeregu informacji o prawidłowościach, jakie występują na poszczególnych rynkach. Można wówczas zbudować prognozę w mniej formalny sposób łącząc twarde fakty z intuicją i wiedzą pozastatystyczną. Wiedza ta obejmuje również informacje, które nie znajdują odzwierciedlenia w danych historycznych. Nawet gdy przewidujemy na podstawie modeli formalnych, nie oznacza to, że prognozę należy każdorazowo zaakceptować, gdyż stanowi ona tylko jedno ze źródeł informacji o przyszłym przebiegu zjawiska w czasie.



## Literatura

- Abbott P.C., Hurt C., Tyner W.E., *What's driving food prices?* Oak Brook, IL: Farm Foundation Issue Report, 2008.
- Abbott P.C., Hurt C., Tyner W.E., *What's Driving Food Prices in 2011?* Oak Brook, IL: Farm Foundation Issue Report, 2011.
- AGMEMOD Partnership 2005, *Impact analysis of the CAP reform on main agricultural commodities. Final Report*, European Commission Directorate General JRC – IPTS (Institute for Prospective Technological Studies), 2005.
- Ardeni, P.G., *Does the Law of One Price Really Hold for Commodity Prices?* “American Journal of Agricultural Economics”, Vol. 71, No. 3, 1989.
- Arshad F.M., Hammeed A.A.A., *The Long Run Relationship Between Petroleum and Cereals Prices*, “Global Economy & Finance Journal”, Vol. 2. No.2, March 2009.
- Banse M., Ledebur O., Salamon P., van Leeuwen M., Bouma F., Salputra G., Fellmann T., Nekhay O., *Impact of Russia and Ukraine on the international price formation and the EU markets - A Model based analysis*, 123<sup>rd</sup> EAAE Seminar “Price Volatility and Farm Income Stabilisation”, February 23-24, Dublin 2012.
- Banse M., Tangermann S., *Agricultural implications of Hungary's Accession to the EU – Partial versus general equilibrium effects*. 50<sup>th</sup> EAAE Seminar “Economic Transition and the Greening of Policies: New Challenges for Agriculture and Agribusiness in Europe”, October 15-17, Giessen 1996.
- Baumel C.P., *How U.S. Grain Export Projections from Large Scale Agricultural Sector Models Compare with Reality?* 2001.  
<http://www.iatp.org/iatp/publications.cfm?accountID=258&refID=72945>.
- Binfield J., Meyers W., Westhoff P., *Challenges of incorporating EU enlargement and CAP reform in the GOLD model framework*, 89<sup>th</sup> EAAE Seminar “Modelling Agricultural Policies: state of the art and new challenges”, February 3-5, Parma 2005.
- Blanco-Fonseca M., *WP4 Baseline, Deliverable: D4.1. Common Agricultural Policy Regional Impact – The Rural Development Dimension. Literature Review of Methodologies to Generate Baselines for Agriculture and Land Use*, JRC, IPTS, 2010.
- Bole T., Londo M., *The Changing dynamics between biofuels and commodity markets*, 2008, <http://www.ecn.nl/docs/library/report/2008/m08052.pdf>.
- Borkowski B., Dudek H., Szczesny W., *Ekonometria. Wybrane zagadnienia*, PWN, Warszawa, 2004.



- Borkowski B., Krawiec M., Ryzyko cenowe na rynku surowców rolnych, [w:] *Zarządzanie ryzykiem cenowym a możliwości stabilizowania dochodów producentów rolnych – aspekty poznawcze i aplikacyjne*, pr. zbior. pod red. M. Hamulczuka i S. Stańki, IERiGŻ-PIB, Raport PW, nr 148, Warszawa, 2009.
- Box G.E.P., Jenkins G.M., *Analiza szeregów czasowych. Prognozowanie i sterowanie*, PWN, Warszawa 1983.
- Burrell A. (red.), *Impacts of the EU Biofuel Target on Agricultural Markets and Land Use. A Comparative Modelling Assessment*, JRC, European Commission, 2008.
- Chantreuil F., Hanrahan K., *AGMEMOD EU Agricultural Market Outlook*. Društvo Agrarnih Ekonomistov Slovenije, DAES, 2007.
- Chantreuil F., Hanrahan K.F., van Leeuwen M. (red.), *The Future of EU Agricultural Markets by AGMEMOD*, Springer, 2012.
- Chantreuil F., Tabeau A., van Leeuwen M., *Estimation of impact of EU agricultural policies on the world market prices*, 107<sup>th</sup> EAAE Seminar "Modelling of Agricultural and Rural Development Policies", January 29<sup>th</sup> - February 1<sup>st</sup>, Sevilla, 2008.
- Charemza W.W., Deadman D.F., *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa 1997.
- Cieślak M. (red.), *Prognozowanie gospodarcze: metody i zastosowania*, PWN, Warszawa 2004.
- Conforti P., Londero P., *AGLINK: The OECD partial equilibrium model*, Working Paper no.8, INEA, The National Institute of Agricultural Economics, Roma 2001.
- Conforti P., *The Common Agricultural Policy in main Partial Equilibrium models*, Osservatorio sulle Politiche Agricole dell'UE, INEA, Working Paper No. 8, 2001.
- Dąbrowski I., *Teoria równowagi ogólnej. Rys historyczny i obecny status w ekonomii*, SGH, Warszawa 2009.
- Demeke M., Pangrazio G., Maetz M., *Country responses to turmoil in global food markets: The nature and preliminary implications of the policies pursued in the 2006-2008 episode*, [w:] *Safeguarding food security in volatile global markets*, Prakash A. (ed.), FAO, Rome 2011.
- Donnellan T., Hanrahan K., McQuinn K., Riordan B., *Policy analysis with AGMEMOD Model: Dealing with diversity in the EU Agri-Food Sector*, RERC, EAAE Congress, Zaragoza 2002.
- Draper N.R., Smith H., *Analiza regresji stosowana*, PWN, Warszawa 1973.

- Enders W., *Applied Econometric Time Series*, Wiley, New York 2010.
- Engle R.F., Granger C.W.J., *Co-integration and Error Correction*, “Econometrica”, vol. 55, 1987.
- Esposti R., Camaioni B., *Technical Report on the Modeling Structure*, AGMEMOD WP2 D2, Project no. SSPE-CT-2005-021543, 2007.
- European Commissions 2011, *Prospects for Agricultural Markets and Income in the EU 2011-2020*, European Commission. Directorate General for Agriculture and Rural Development, December 2011.
- Evans M., *Practical Business Forecasting*, Blackwell Publishers, 2002.
- FAPRI 2011, *FAPRI U.S. and World Agricultural Outlook. FAPRI Staff Reports 1999-2010*, FSR 1, Food and Agricultural Policy Research Institute. Iowa State University and the University of Missouri-Columbia, 2011, <http://www.fapri.iastate.edu/outlook/>.
- FAPRI 2011a, *MU Stochastic U.S. Crop Model Documentation*, FAPRI-MU Report #09-11, 2011, [http://www.fapri.missouri.edu/outreach/publications/2011/FAPRI\\_MU\\_Report\\_09\\_11.pdf](http://www.fapri.missouri.edu/outreach/publications/2011/FAPRI_MU_Report_09_11.pdf).
- FAPRI, *FAPRI U.S. and World Agricultural Outlook. FAPRI Staff Report*, Food and Agricultural Policy Research Institute, Iowa State University and the University of Missouri-Columbia, roczniki od 2004 do 2011, <http://www.fapri.iastate.edu/outlook/>.
- Federal Reserve Economic Data, baza danych (*research.stlovisfed.org.fred2*).
- Ferris J.N., *Agricultural Prices and Commodity Market Analysis*, Michigan State University Press, Copyright 2005 by John N. Ferris.
- Figiel S., *Cenowa efektywność rynku towarowego na przykładzie zbóż w Polsce*, Wydawnictwo UW-M, Olsztyn 2002.
- Figiel S., Hamulczuk M., Klimkowski C., Price volatility and accuracy of price risk measurement depending on methods and data aggregation: The case of wheat prices in the EU countries. 123. seminarium EAAE w Dublinie “PRICE VOLATILITY AND FARM INCOME STABILISATION, Modelling Outcomes and Assessing Market and Policy Based Responses”, 23-24 Luty 2012, <http://ageconsearch.umn.edu>
- Findley D., Monsell B., Bell W., Otto M., Chen M., *New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal Adjustment Program*, “Journal of Business and Economic Statistics”, 1998.
- Gajda J.B., *Prognozowanie i symulacje a decyzje gospodarcze*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa, 2001.

- Gajda J.B., *Ekonometria praktyczna*, ABSOLWENT, Łódź 2002.
- Gajda J.B., *Ekonometria*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa 2004.
- Gardner B.L., *The Economic of Agricultural Policies*, McGraw-Hill Publishing Company, New York 1990.
- Gędek S., *Analiza współzależności cen produktów rolnych*, „Roczniki Nauk Rolniczych”, seria G, Tom 97, 2010.
- Gilbert C.L., Morgan C.W., *Food price volatility*, “Philosophical Transactions of The Royal Society”, vol. 365, 2010.
- Gomez, V., Maravall A., *Seasonal Adjustment and Signal Extraction in Economic Time Series*, [w:] Tsay R.S. (red.) *A Course in Time Series Analysis*, J. Wiley and Son, New York 2001.
- Grabiński T., Wydymus S., Zeliaś A., *Metody doboru zmiennych w modelach ekonometrycznych*, PWN, Warszawa 1982.
- Granger C.J.W., Newbold P., *Spurious Regression in Econometrics*, „Journal of Econometrics”, vol. 2, s. 111-120, 1974.
- Grudkowska S., *Demetra+ User Manual, Eurostat*, 2011, [www.crosportal.eu/sites/default/files/Demetra+%20User%20Manual\\_0.pdf](http://www.crosportal.eu/sites/default/files/Demetra+%20User%20Manual_0.pdf).
- Gruszczyński M., Kuszewski T., Podgórska M. (red), *Ekonometria i badania operacyjne*, PWN, Warszawa 2009.
- Hamulczuk M., *Modele równowagi cząstkowej w prognozowaniu i symulacjach na rynku rolnym; model AGMEMOD*, „Zeszyty Naukowe Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie. Problemy Rolnictwa Światowego”, T. 4 (19), 2008.
- Hamulczuk M. (red.), *Prognozowanie cen surowców rolnych z wykorzystaniem modeli szeregów czasowych*, Raport PW nr 10, IERIGŻ-PIB, Warszawa 2011.
- Hamulczuk M., *Dokładność długookresowych projekcji na rynku rolnym - przykład modelu FAPRI i rynku pszenicy*, „Roczniki Nauk Rolniczych. Seria G - Ekonomia Rolnictwa”, T. 98, z. 1, 2011.
- Hamulczuk M., Hertel K., *Implikacje likwidacji kwot mlecznych dla polskiego rolnictwa – wyniki symulacji z wykorzystaniem modelu AGMEMOD*, „Współczesna ekonomia”, nr 3, Warszawa 2009.
- Hamulczuk M., Klimkowski C., *Powiązania pomiędzy cenami ropy a cenami pszenicy w Polsce*, „Roczniki Nauk Rolniczych”, seria G, Tom 98, s. 176-190, 2011.
- Hamulczuk M., Klimkowski C., *Response of the Polish Wheat Prices to the World's Crude Oil Prices*, “Acta Oeconomica et Informatica” ,Volume 15, Number 2, 2012.

- Hamulczuk M., Stańko S., *Ekonomiczne skutki likwidacji kwot mlecznych w Unii Europejskiej – wyniki symulacji z wykorzystaniem modelu AGMEMOD*, „Zagadnienia Ekonomiki Rolnej”, nr 4, 2009.
- Hanrahan K., *The GOLD Model 2.1: An introductory manual*, Mimeo, Rural Economy Research Centre, Dublin 2001.
- Heijman W., Krzyżanowska Z., Gędek S., Kowalski Z., *Ekonomika rolnictwa. Zarys teorii*, Fundacja Rozwój SGGW, Warszawa 1997.
- Hellwig Z., *Problemy optymalnego wyboru predyktant*, „Przegląd Statystyczny”, XVI, nr 3, 1969.
- Hertel K., *Zastosowanie modelu równowagi cząstkowej AGMEMOD*, [w:] *Ocena skutków potencjalnych zmian Wspólnej Polityki Rolnej oraz wpływu uwarunkowań makroekonomicznych na polski sektor rolno-żywnościowy na podstawie wyników modelowania*, S. Figiel, M. Hamulczuk (red.), IERiGŻ-PIB, Warszawa 2009.
- Hobijn B., *Commodity Price Movements and PCE Inflation*, “Current Issues in Economics and Finance”, Vol. 14, Nr 8, 2008.
- IFPRI 2011, *Food Price Volatility: Implications for ACP countries*, Brussels 2011.
- Kowalski A., Rembisz W., *Rynek rolny i interwencjonizm a efektywność i sprawiedliwość społeczna*, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2005.
- Kramer J., *Konsumpcja. Prawidłowości, struktura, przyszłość*, PWE, Warszawa 1993.
- Kufel T., Kufel P., *Postulat zgodności a początki dynamicznego modelowania ekonometrycznego*, [w:] *Dynamiczne modele ekonometryczne*, UMK, Toruń 2007.
- Kusideł E., *Modelowanie wektorowo-autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowanie w badaniach ekonomicznych*, Absolwent, Łódź 2000.
- Listorti G., Esposti R., *Making the world market price endogenous within the AGMEMOD modelling framework: an econometric solution*, 107<sup>th</sup> EAAE Seminar “Modelling Agricultural and Rural Development Policies”. January 29<sup>th</sup> -February 1<sup>st</sup>, Sevilla, 2008.
- Lütkepohl H., Krätzig M., *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, 2007.
- Maddala G.S., *Ekonometria*, PWN, Warszawa 2006.
- Majewski E., Wąs A., Sulewski P., Cygański Ł., *Ryzyko dochodowe w kontekście zmian WPR – analiza scenariuszy*, [w:] *Zarządzanie ryzykiem cenowym a możliwości stabilizowania dochodów producentów rolnych – aspekty*

*poznawcze i aplikacyjne*, Hamulczuk M., Stańsko S. (red.), IERiGŻ-PIB, Warszawa 2009.

- Majsterek M., *Zastosowanie procedury Johansena do analizy sprzężenia inflacyjnego w gospodarce polskiej*, „Przegląd Statystyczny”, tom XLV, 1998.
- Majsterek M., *Zmienne zintegrowane w stopniu drugim w modelowaniu ekonometrycznym*, „Przegląd Statystyczny”, tom L, 2003.
- Mayer J., *Trends and volatility in commodity prices, and food security*, Paper presented at G24 Technical Group Meeting, Pretoria, 18 march 2011.
- Meyers W. H., Westhoff P., Fabiosa J., Hayes D., *The FAPRI Global Modeling System and Outlook Process*, “Journal of International Agricultural Trade and Development”, Volume 6, Issues 1, 2010.
- Mills T.C., *The Econometric Modeling of Financial Time Series*, Cambridge University Press, Cambridge 2002.
- Moschini G., Hennessy D.A., *Uncertainty, Risk Aversion and Risk Management for Agricultural Producers*, [w:] *Handbook of Agricultural Economics*, Elsevier Science Publishers, Amsterdam 2000.
- Mutuc, M.M., *What Drives Commodity Prices More: Oil Demand or Supply Shocks?* Poster presented for presentation at the Agricultural & Applied Economics Association, Denver, 25-27 June 2010.
- Nazlioglu S., Soytas U., *Oil price, agricultural commodity prices, and the dolar: A panel cointegration and causality analysis*, “Energy Economics” vol. 34, 2012.
- Nomura, *The coming surge in food prices*, Nomura Global Economics and Strategy, 8<sup>th</sup> september 2010.
- OECD 2007, *Documentation of the Aglink-Cosimo Model*, Working Party on Agricultural Policies and Markets. OECD, Paris 2007, <http://www.oecd.org/site/oecd-faoagriculturaloutlook/45172745.pdf>
- OECD, baza danych, [www.oecd.org/site/oecd-faoagriculturaloutlook/database-oecd-faoagriculturaloutlook.htm](http://www.oecd.org/site/oecd-faoagriculturaloutlook/database-oecd-faoagriculturaloutlook.htm).
- OECD/FAO 2012, *OECD-FAO Agricultural Outlook 2012-2021*, OECD Publishing and FAO, roczniki od 2004 do 2012, (adres dla rocznika 2012) [http://dx.doi.org/10.1787/agr\\_outlook-2012-en](http://dx.doi.org/10.1787/agr_outlook-2012-en).
- Osińska M., *Ekonometria finansowa*, PWE, Warszawa 2006.
- Osińska M., *Ekonometryczna analiza zależności przyczynowych*, Wydawnictwo Naukowe UMK, Toruń 2008.
- Pérez Domínguez I., Britz W., Gopalakrishnan B.N., *Post-model Analysis in large-scale models: the examples of Aglink-Cosimo, CAPRI and GTAP2012*, Paper prepared for 15th Annual Conference on Global Economic Analysis

- "New Challenges for Global Trade and Sustainable Development" Geneva, Switzerland, June 27-29, 2012.
- *Popyt na żywność. Stan i perspektywy. Analizy Rynkowe*, IERiGŻ-PIB, ARR, MRiRW, nr 12, Warszawa 2011.
  - Radetzki M.A., *Handbook of Primary Commodities in Global Economy*, Cambridge University Press, 2010.
  - Rembeza J., *Transmisja cen na rynku zbóż i jej wpływ na proces transmisji cen*, [w:] *Ewolucja rynku zbożowego i jej wpływ na proces transmisji cen*, IERiGŻ-PIB, Raport PW nr 38. Warszawa 2006.
  - Rembeza J., *Transmisja cen na rynku mięsa*, [w:] *Ewolucja rynku mięsnego i jej wpływ na proces transmisji cen*, IERiGŻ-PIB, Raport PW, nr 73, Warszawa 2007.
  - Rembeza J., *Transmisja cen w gospodarce polskiej*, Wydawnictwo Uczelniane PK, Koszalin 2010.
  - Rembisz W., *Mikroekonomiczne podstawy wzrostu dochodów producentów rolnych*, Wyd. Vizja Press&IT, Warszawa 2007.
  - Rembisz W., *Krytyczna analiza podstaw i ewolucji interwencji w rolnictwie*, „Współczesna Ekonomia”, nr 4, WSFiZ, Warszawa 2010.
  - Rembisz W., Stańko S., *Interwencjonizm rynkowy w rolnictwie*. [w:] *Rynek rolny w ujęciu funkcjonalnym*, Rembisz W., Idzik M. (red.), WSFiZ, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2007.
  - Réquillart, V., Bouamra-Mechemache, Z., Jongeneel, R., Penel, C., *Economic analysis of the effects of the expiry of the EU milk quota system*, Report prepared for the European commission, IDEI, Toulouse 2008.
  - Ritson Ch., *Agricultural Economics. Principles and Policy*, Collins, London 1977.
  - Robles M., Torero M., von Braun, J., *When speculation matters*, Issue Brief 57, International Food Policy Research Institute, Washington 2009, <http://ifpri.org/pubs/ib/ib57.pdf>.
  - Rosiak E., Łopaciuk W., Krzemiński M., *Produkcja biopaliw i jej wpływ na światowy rynek zbóż oraz roślin oleistych i tłuszczów roślinnych*, Raport PW nr 29, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2011.
  - *Rynek mięsa. Stan i perspektywy. Analizy rynkowe*, Nr 43, IERiGŻ-PIB, ARR, MRiRW, październik 2012.
  - Serra T., Zilberman D., *Price volatility in ethanol markets*, “European Review of Agricultural Economics”, Vol. 38(2), 2011.
  - Sims C.A., *Macroeconomics and Reality*. „Econometrica”, vol. 49, 1980.

- Stock J.H., Watson M.W., *Introduction to Econometrics*, Addison Wesley, Boston 2007.
- Stoll H.R., Whaley R.E., *Commodity Index Investing and Commodity Futures Prices*, 2009,  
[http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1633908](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1633908).
- Świetlik K., *Ceny żywności w procesie rynkowych przemian polskiej gospodarki (1994-2004)*, Studia i Monografie nr 141, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2008.
- Toda, H.Y., Yamamoto T., *Statistical inferences in vector autoregressions with possibly integrated processes*. Journal of Econometrics, 66, s. 225-250, 1995.
- Tomczyk E., *Podstawy analizy szeregów czasowych*, [w:] Gruszczyński M., Podgórska M. (red): *Ekonometria*, SGH, Warszawa 2008.
- Tomek W.G., Robinson K.L., *Kreowanie cen artykułów rolnych*, PWN, Warszawa 2001.
- Tongeren, F., van Meijl H., van Surry Y., *Global models applied to agricultural and trade policies: A review and assessment*, "Agricultural Economics", nr 26, 2001.
- Tracy M., *Polityka rolno-żywnościowa w gospodarce rynkowej. Wprowadzenie do teorii i praktyki*, UW, Olympus Centrum Edukacji i Rozwoju Biznesu, Warszawa 1997.
- Tyner W.E., Taheripour F., *Policy Options for Integrated Energy and Agricultural Markets*, "Review of Agricultural Economics", Vol. 30, Nr 3, 2008.
- Tyner W.E., *The Integration of Energy and Agricultural Markets*, "Agricultural Economics", Vol. 41 Issue Supplement s1, November 2010.
- Uebayashi A., *Agricultural Outlook and Its Baseline Process using AGLINK Model*, OECD, 2008,  
<http://www.unece.org/fileadmin/DAM/stats/documents/ces/sem.44/wp.7.e.pdf>.
- USDA, baza danych FAS [www.fas.usda.gov/fassearch.asp](http://www.fas.usda.gov/fassearch.asp).
- Welfe A., *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*, PWE, Warszawa, 2009.
- Westhoff P., *The European Union Grain, Oilseed, Livestock and Dairy (EU GOLD) Model*, FAPRI at the University of Missouri, 2001.
- Westhoff P., Brown S., Binfield J., *Why Stochastics Matter: Analyzing Farm and Biofuel Policies*. 107<sup>th</sup> EAAE Seminar "Modeling of Agricultural and Rural Development Policies", 29 January - 1 February, Sevilla, 2008.

- Westhoff P., Brown S., Hart C., *When Point Estimates Miss the Point: Stochastic Modeling of WTO Restrictions*, „Journal of International Agricultural Trade and Development”, vol. 2, 2006.
- Wisner R.N., McVey M., Baumel C.P., Curtiss C.F., *Are Large-Scale Agricultural-Sector Economic Models Suitable for Forecasting?* 2002, <http://www2.econ.iastate.edu/faculty/wisner/largescalemodels.pdf>.
- Witkowska D., *Podstawy ekonometrii i teorii prognozowania*, Oficyna Ekonomiczna, Kraków 2006.
- Woś A., *Agrobiznes. Makroekonomia*. Tom I. Wydawnictwo Key Text, Warszawa 1996.
- *X-12-ARIMA Reference Manual, version 0.3*, US. Bureau of the Census, 2011, <http://www.census.gov/ts/x12a/v03/x12adocV03.pdf>.
- Zawojska A., *Czy spekulacje finansowe wpływają na międzynarodowe ceny towarów rolno-żywnościowych?* „Problemy Rolnictwa Światowego”, tom 11, 2011.
- Zieliński Z., *Liniowe modele ekonometryczne jako narzędzie opisu i analizy przyczynowych zależności zjawisk ekonomicznych*, UMK, Toruń 1991.
- *Zwierzęta gospodarskie w 2011 r.*, GUS, Informacje i opracowania statystyczne, Warszawa 2012.



**EGZEMPLARZ BEZPŁATNY**

*Nakład 650 egz., ark. wyd. 12,62  
Druk i oprawa: EXPOL Włocławek*