



INSTYTUT EKONOMIKI ROLNICTWA
I GOSPODARKI ŻYWNOŚCIOWEJ
PAŃSTWOWY INSTYTUT BADAWCZY



Struktury rynkowe a transmisja cen w łańcuchach rolno-żywnościowych

Justyna Kufel-Gajda

Szczepan Figiel

Marcin Krawczak

70 MONOGRAFIE
PROGRAMU
WIELOLETNIEGO

WARSZAWA 2017

**Struktury rynkowe
a transmisja cen
w łańcuchach
rolno-żywnościowych**



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

Struktury rynkowe a transmisja cen w łańcuchach rolno-żywnościowych

Autorzy:

mgr inż. Justyna Kufel-Gajda

dr hab. Szczepan Figiel, prof. IERiGŻ-PIB

mgr Marcin Krawczak



**ROLNICTWO POLSKIE I UE 2020+
WYZWANIA, SZANSE, ZAGROŻENIA, PROPOZYCJE**

Warszawa 2017

Autorzy są pracownikami Instytutu Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej
– Państwowego Instytutu Badawczego.
Publikacja afiliowana jest do dorobku IERiGŻ-PIB.

Pracę zrealizowano w ramach tematu **Źródła wzrostu oraz ewolucja struktur i roli sektora rolno-spożywczego w perspektywie po 2020 roku** w zadaniu *Struktury rynku i ceny w łańcuchu żywnościowym w świetle poziomu marż, stopnia jego transparentności i konkurencyjności oraz regulacji.*

Celem niniejszej monografii jest ocena przebiegu procesów transmisji cen oraz związku między siłą rynkową a charakterem transmisji cen w wybranych krajowych łańcuchach marketingowych produktów żywnościowych.

Recenzenci:

dr Mariusz Hamulczuk, Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
dr Grzegorz Szafranski, Uniwersytet Łódzki

Korekta

Barbara Walkiewicz

Redakcja techniczna

Leszek Ślipki

Projekt okładki

Leszek Ślipki

ISBN 978-83-7658-712-7

Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej
– Państwowy Instytut Badawczy
ul. Świętokrzyska 20, 00-002 Warszawa
tel.: (22) 50 54 444
faks: (22) 50 54 757
e-mail: dw@ierigz.waw.pl
<http://www.ierigz.waw.pl>

Spis treści

Wstęp	7
1. Transmisja cen w łańcuchu marketingowym	12
1.1 Istota procesu transmisji cen.....	12
1.2 Wzorce transmisji cen w łańcuchu marketingowym	17
1.3 Czynniki determinujące przebieg procesu transmisji cen.....	21
1.4 Podsumowanie.....	30
2. Metody pomiaru pionowej transmisji cen	32
2.1 Modele statyczne	33
2.2 Jednorównaniowe modele dynamiczne	34
2.3 Wielorównaniowe modele dynamiczne.....	42
2.4 Podsumowanie.....	48
3. Model zależności między transmisją cen a strukturami rynku	50
3.1 Struktura rynku, czynniki produkcji i produkt finalny	50
3.2 Technologia produkcji i postać funkcji podaży produktu finalnego.....	56
3.3 Struktury rynku i zachowanie firm	56
3.4 Metody rozwiązywania modelu.....	58
3.5 Elastyczność transmisji cen	60
3.6 Podsumowanie.....	65
4. Przebieg procesów transmisji cen w wybranych łańcuchach rolno-żywnościowych..	66
4.1 Założenia metodyczne analizy.....	66
4.2 Łańcuch żywca wołowego i produktów wołowych.....	71
4.3 Łańcuch żywca wieprzowego i produktów wieprzowych	79
4.4 Łańcuch żywca drobiowego i produktów drobiowych.....	88
4.5 Łańcuch mleka i produktów mlecznych	94
4.6 Podsumowanie.....	103
5. Wywierana siła rynkowa a własności transmisji cen	107
5.1 Założenia metodyczne analizy.....	107
5.2 Struktury rynku w branżach przemysłu spożywczego.....	115
5.3 Zależność między marżami a charakterystykami transmisji cen	118
5.4 Podsumowanie.....	122
Zakończenie	125
Załączniki	128
Bibliografia	129

Wstęp

W ostatnich kilkunastu latach występowała duża zmienność cen surowców rolnych. Kumulacje wzrostów miały miejsce w drugiej połowie 2007 roku i w pierwszych miesiącach 2008 roku, po czym na skutek kryzysu gospodarczego nastąpił spadek cen do poziomów porównywalnych lub niższych niż te przed ich wzrostem [Komisja Europejska 2009a]. Równocześnie wzrostowy trend cen żywności utrzymywał się, co wywołało obawy w odniesieniu do funkcjonowania łańcucha marketingowego żywności. Zmiany te spowodowały, że producenci rolni musieli zmierzyć się z wieloma trudnościami, a cen proponowanych konsumentom nie można było uznać za sprawiedliwe [Komisja Europejska 2009b]. Asymetria w sile i opóźnienia dostosowań cen żywności budzą duże obawy dotyczące funkcjonowania łańcucha dostaw i dystrybucji wartości dodanej między producentami, przetwórcami, hurtownikami i detalistami.

Efektywny podział korzyści wzdłuż łańcucha żywnościowego jest kluczowy w kontekście utrzymania konkurencyjności, biorąc pod uwagę konsumentów poszukujących niskich cen i producentów rolnych požądających wyższych cen. Jest to kwestia istotna z punktu widzenia efektywnego kształtowania dobrobytu ekonomicznego w społeczeństwie i w kontekście zapewnienia podmiotom gospodarczym korzyści z reform polityki rolnej w kierunku osiągnięcia silniejszej orientacji rynkowej. W efekcie zainteresowanie transmisją cen rośnie zarówno w kręgach naukowych, jak i decydentów politycznych. Poszukuje się odpowiedzi na wiele pytań, np. czy szoki cenowe przenoszone są całkowicie z ogniwa produkcji rolnej do detalu, jaki jest wpływ kosztów marketingowych na ceny detaliczne i rolne, czy siła rynkowa wpływa na transmisję szoków cenowych, a także kto najbardziej korzysta na niekompletnej transmisji cen.

Zrozumienie procesów związanych z transmisją zmian cen jest ważne także ze względu na fakt, iż założenia odnośnie do transmisji cen wzdłuż łańcuchów marketingowych pełnią ważną rolę podczas określania rozmiaru i dystrybucji wpływu reform polityki handlowej na dobrobyt. Można bowiem zauważyć, że w przypadku liberalizacji handlu korzyści dla konsumentów będą przeszacowane ze względu na fakt, iż redukcja cen rolnych może nie być natychmiastowo przenoszona na konsumentów końcowych, co skutkuje zmniejszeniem korzystnego wpływu na dobrobyt konsumentów i możliwością wzrostu rent osiągniętych przez firmy w dolnych ogniwach łańcucha [Vavra i Goodwin 2005].

Koncepcja transmisji cen umożliwia pomiar statyczny lub dynamiczny związków cen, stanowiąc kryterium oceny efektywności rynku [Figiel 2007]. Efektywny system marketingowy jest niezbędny do utrzymania tempa wzrostu gospodarczego. Producenci otrzymują w nim korzystne ceny za swoje produkty,

a konsumenci płacą ceny, na które ich stać [Kanakaraj 2010]. W szczególności, efektywny system marketingowy w rolnictwie stanowi warunek wstępny osiągnięcia bezpieczeństwa żywnościowego, a płynne dostawy żywności wysokiej jakości są ważne dla zdrowia społeczeństwa.

Poziom efektywności marketingowej zależy od charakteru struktur rynkowych, postępowania podmiotów rynkowych i związanych z nim rezultatów, co w literaturze z obszaru *Industrial Organization* funkcjonuje jako paradygmat SCP (ang. *structure-conduct-performance*). Jego twórcami byli przedstawiciele szkoły harwardzkiej. Kluczowym osiągnięciem SCP była kategoryzacja podstawowych charakterystyk rynku. Mason [1939] rozwinął model służący ocenie osiąganych na rynkach wyników. W tym celu stworzył taksonomię kluczowych atrybutów rynku, do głównych jego cech zaliczając: warunki podstawowe (warunki popytu i ponoszone koszty, elastyczność cenową popytu, cechy technologii, czynniki w danym okresie stałe), strukturę (właściwości świadczące o odejściu od konkurencji doskonałej, jak rozkład liczby i wielkości firm, zakres barier wejścia i wyjścia, stopień zróżnicowania produktów), postępowanie (kwestie, o których decydują firmy, jak cena, wielkość produkcji, reklama, projektowanie produktu) i rezultaty (zmienne służące ocenie, czy rynek funkcjonuje dobrze z punktu widzenia interesu społecznego, jak efektywność statyczna i dynamiczna, stabilność makroekonomiczna, równość w ujęciu normatywnym jako sprawiedliwość, bezstronność i uczciwość)¹. W modelu SCP zakłada się, że istnieje stały, przyczynowy związek między strukturą gałęzi, postępowaniem firmy a rezultatami na rynku. Podstawową ideą jest ustalenie związku między zmiennymi świadczącymi o strukturze a rezultatami, który jest statystycznie i konceptualnie istotny, gdy zmienne strukturalne i rezultaty rynkowe nie są determinowane przez te same czynniki, zaś zmiany zmiennych strukturalnych w równym stopniu wpływają na wszystkie rynki [Tremblay i Tremblay 2012].

Kształtowanie się cen okazuje się być zatem bezpośrednio związane z postępowaniem. Jeśli cena determinowana jest jako efekt zmowy podmiotów rynkowych, prowadzi to do niepełnej transmisji cen w ramach danego rynku lub między rynkami i do nieefektywnego systemu marketingowego jako całości. Jeśli cena jest determinowana jak na rynku doskonale konkurencyjnym, system marketingowy jest efektywny. Z kolei wynik ekonomiczny osiągany w ramach danej struktury rynkowej reprezentuje rezultat rynkowy [Kanakaraj 2010]. Jeśli cena ustalana przez firmę jest równa kosztowi krańcowemu (warunek konkurencji doskonałej), rezultat rynkowy jest efektywny, a zatem na podstawie poziomu cen i marż zysku można określić stopień efektywności rynkowej. Jeśli chodzi o strukturę rynkową, w literaturze anglosaskiej pojęcie to utożsamiane jest z formami

¹ Więcej na temat modelu SCP w: Hamulczuk [2015].

rynku, przy czym standardowo wyróżnia się konkurencję doskonałą, konkurencję monopolistyczną, kartel, oligopol, monopol, oligopson, monopson. Wrzosek [2002] ze względu na liczbę sprzedawców oraz homogeniczność przedmiotów wymiany wyróżnił cztery zdezagregowane formy rynku: poliopol doskonały, poliopol niedoskonały, oligopol heterogeniczny, oligopol homogeniczny².

Warto zaznaczyć, że obok transmisji cen wyodrębnia się dwa kryteria pomiaru efektywności rynku: integrację rynku i rozstęp cenowy, który w odróżnieniu od transmisji stanowi statyczną miarę związku między cenami. Rynki zintegrowane charakteryzuje to, iż działania podejmowane przez podmioty na jednym rynku wpływają na zachowanie podmiotów na innych rynkach [Kanakaraj 2010], czyli transakcje na jednym rynku wywierają wpływ na warunki wymiany na innych rynkach. Petzel i Monke [1980] definiują je natomiast jako rynki, na których ceny zróżnicowanych produktów nie są niezależne. Ravallion [1986] zauważył, że w równowadze, jeśli handel ma miejsce między dwoma regionami, cena w regionie importującym równa jest cenie w regionie eksportującym powiększonej o jednostkowe koszty transportu poniesione podczas przemieszczania się między tymi regionami. Goodwin i Schroeder [1991] stwierdzili, że jeśli rynki nie są zintegrowane, może to prowadzić do niewłaściwej informacji o cenie, co zakłóca proces podejmowania decyzji przez producenta i przyczynia się do wzrostu nieefektywności rynku, a zatem poziom integracji rynkowej wpływa na poziom efektywności na danym rynku.

Rozstęp cenowy w ujęciu względnym definiowany jest jako stosunek różnicy ceny detalicznej produktu żywnościowego i ceny surowca rolnego do ceny surowca rolnego, natomiast w ujęciu absolutnym stanowi on różnicę między ceną detaliczną produktu żywnościowego a ceną wykorzystywanego surowca rolnego. Różnica ta uwzględnia opłaty za magazynowanie, przetworzenie, przechowywanie, transport, hurt i detal [Antonova 2013]. Im mniejsza różnica, tym rynek jest bardziej efektywny, a zatem niższy rozstęp cenowy umożliwia producentom i konsumentom uzyskanie odpowiednio rozsądnego zysku i dostępnej ceny, przyczyniając się do wyższej efektywności rynkowej. Alternatywnym określeniem jest marża marketingowa, która według USDA (United States Department of Agriculture) równa się różnicy między przeciętną ceną płaconą przez konsumentów finalnych produktów żywnościowych a zapłatą otrzymywaną przez producentów rolnych za taką samą ilość produktu [Beckman i Buzzel 1995]. Analizą rozstępów oraz relacji ceny detalicznej do ceny surowca rolnego na polskim rynku rolno-żywnościowym zajmowali się m.in. Figiel i Popiołek [2009], Rembeza i Seremak-Bulge [2009], Hamulczuk i Stańko [2013], Hamul-

² Szerzej o zagadnieniu struktury rynkowej w: Hamulczuk [2015] oraz Wrzosek [2002].

czuk [2014, 2016], natomiast marże marketingowe badali m. in. Seremak-Bulge [2009a, 2009b, 2012] i Urban [2001].

Istnieje bardzo wiele przykładów analiz transmisji cen na różnych rynkach rolno-żywnościowych, zarówno zagranicznych [Houck 1977, Kinnukan i Forker 1987, Griffith i Piggott 1994, Zhang i in. 1995, Punyawadee i in. 1991, Trail i Henson 1994, Worth 2000, Parrot i in. 2001, Sanjuan i Gil 2001, Ben-Kaabia i Gil 2007], jak i polskich [Rembeza i Seremak-Bulge 2006, Rembeza 2010, Hamulczuk 2013, Szajner 2015, Bórawski 2016]. Jednak w celu poprawy związków rynkowych między interesariuszami łańcucha żywnościowego i zwiększenia transparentności w jego ogniwach potrzebne jest nie tylko stwierdzenie faktu niepełnej transmisji cen, ale przede wszystkim identyfikacja przyczyn tego stanu rzeczy.

Przeprowadzono także wiele badań na temat mechanizmu transmisji cen, których celem była identyfikacja przyczyn niekompletnej transmisji cen na drodze rozważań teoretycznych. W badaniach tych opisywany jest najczęściej proces dostosowań cenowych w reakcji na odchylenia od danego poziomu docelowego. Wykorzystywana jest w tym celu metodologia przesunięcia równowagi rozwinięta przez Gardnera [1975], uwzględniająca wiele założeń na temat struktur rynkowych. Holloway [1991] rozszerzył ją, zastępując konkurencję doskonałą w sektorze przetwórstwa modelem oligopolu. Schroeter i Azzam [1990] dokonali dekompozycji marży marketingowej na składniki odzwierciedlające koszt krańcowy w przemyśle przetwórczym, zakłócenia oligopolistyczne i oligopsonistyczne oraz składnik opisujący ryzyko cenowe produktu.

Pierwszymi autorami, którzy analizowali wpływ struktur rynkowych i przychodów skali na proces transmisji cen, byli McCorriston i in. [2001]. Uwzględnili oni przetwórcę wywierającego siłę oligopolistyczną na detalistę. Przypisując poszczególnym zmiennym modelu określone wartości parametrów, udowodnili oni, iż transmisja cen w warunkach konkurencji doskonałej jest silniejsza niż w konkurencji niedoskonałej, a transmisja cen w gałęziach o rosnących przychodach skali jest wyższa niż w gałęziach o stałych przychodach skali. Przeprowadzona przez nich analiza wrażliwości pozwoliła wykazać, że rola przychodów skali może wzmacniać lub kompensować wpływ siły rynkowej.

W tym kontekście celem niniejszego opracowania jest ocena przebiegu procesów transmisji cen oraz związku między siłą rynkową a charakterem transmisji cen w wybranych, krajowych łańcuchach marketingowych produktów wytwarzanych z żywca wołowego, wieprzowego oraz drobiowego, jak również mleka i produktów mlecznych w Polsce.

W pierwszej kolejności omówiono zagadnienie transmisji cen w łańcuchu marketingowym, dokonano przeglądu metod pomiaru transmisji cen i asymetrii

w transmisji oraz zaprezentowano model zależności między transmisją cen a strukturami rynku autorstwa McCorristona i in. [2001], będący ostatnią generacją modeli przesunięcia równowagi (EDM), w którym uwzględniono hipotezę odnośnie do czynników wpływających na proces transmisji cen, jak siła rynkowa i niestałe przychody skali. Model ten został wybrany ze względu na wkład McCorristona i in. [1989, 2001], polegający na tym, że jako pierwsi udowodnili oni na gruncie teoretycznym wpływ siły rynkowej na przebieg transmisji cen. Przedstawieniu poszczególnych części modelu towarzyszył dokładny opis matematyczny wyprowadzenia poszczególnych zależności.

Następnie analizowano występowanie relacji długookresowej między cenami na następujących trzech poziomach: producenta rolnego i przetwórcy, przetwórcy i detalisty oraz producenta rolnego i detalisty, siłę i szybkość transmisji sygnałów cenowych, jak również występowanie asymetrii. Wykorzystano w tym celu dwustopniową metodą Engle'a-Grangera, modele korekty błędem (ECM), modele ARDL oraz modele TAR lub M-TAR. Analizowany okres obejmował lata 2005-2016. Do pomiaru świadczącej o strukturze rynku siły rynkowej wykorzystano marże monopolistyczne (stosunek ceny do kosztu krańcowego) liczone metodą Roegera [1995].

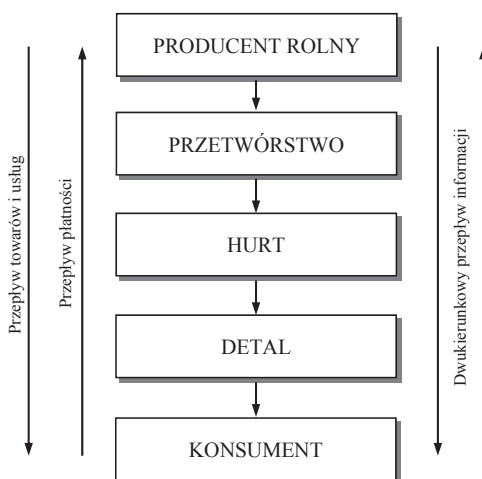
Autorzy opracowania wyrażają nadzieję, że przyczyni się ono do pełniejszego poznania determinant procesu transmisji cen w żywnościowych łańcuchach marketingowych, zarówno od strony teoretycznej, jak i empirycznej, a w szczególności do naświetlenia ich aktualnego oddziaływania w polskim sektorze rolno-żywnościowym.

1. Transmisja cen w łańcuchu marketingowym

1.1 Istota procesu transmisji cen

Wytwarzane przez producenta towary rolne, zanim trafią do konsumenta, przechodzą zwykle przez różne ogniwa łańcuchów marketingowych produktów żywnościowych. Łańcuch marketingowy jest rozumiany jako zestaw powiązanych ze sobą ogniw wytwórczych i handlowych, pomiędzy którymi następuje przepływ towarów, produktów i usług od producenta rolnego do konsumenta żywności (rysunek 1.1).

Rysunek 1.1. Łańcuch marketingowy w agrobiznesie



Źródło: Figiel i in. 2001.

W odwrotnym kierunku, tzn. od konsumenta do producenta, następuje natomiast przepływ płatności. Tym dwóm różnokierunkowym przepływom towarzyszy dwukierunkowy przepływ informacji. Poszczególne ogniwa łańcucha marketingowego powiązane są ze sobą siłami rynkowymi, a w szczególności występującym sekwencyjnie popytem pochodnym, który jest rezultatem efektywnego popytu na żywność wykazywanego przez konsumenta.

W obrębie łańcucha marketingowego realizowana jest podstawowa funkcja sektora rolno-żywnościowego polegająca na transformacji towarów rolnych w produkty żywnościowe. Transformacja ta ma trojaki charakter: transformacja w czasie (przechowywanie), transformacja w przestrzeni (transport) oraz

transformacja formy (przetwórstwo). W zależności od rozpatrywanego towaru łańcuchy marketingowe mogą różnić się pod względem długości i kompleksowości (od prostego do rozbudowanego).

Właściwe funkcjonowanie łańcuchów marketingowych w sektorze rolno-żywnościowym wymaga harmonijnego współdziałania wszystkich jego części składowych i może być oceniane w trzech aspektach:

- kosztów przepływu towarów i produktów od producenta rolnego do konsumenta żywności, które – jak się zwykle uważa, przyjmując punkt widzenia producenta rolnego – powinny być możliwie najniższe, albowiem ich wysokość świadczy o udziale pośredników w procesie marketingu żywności;
- wartości dodanej, której wzrostem zainteresowany jest konsument, ponieważ oznacza to na ogół poprawę jakości i atrakcyjności oferty rynkowej;
- marży, której poziom świadczy o ekonomicznej zdolności sektora do generowania zysku z jednej strony oraz jego konkurencyjności z drugiej.

Przedsiębiorstwa przetwórstwa rolno-spożywczego konkurują o klienta, obniżając koszty oraz zwiększając efektywność funkcjonowania. Jednocześnie działa na nie presja konkurencyjna, aby zwiększać użyteczność żywności w celu zdobywania większego udziału rynkowego poprzez lepsze zaspokajanie preferencji konsumentów. Jednakże wzrost ten może prowadzić do ograniczenia liczby przedsiębiorstw oraz konkurencji w obrębie sektora i w rezultacie przyczynić się do obniżenia efektywności cenowej danego rynku. Dla efektywnego funkcjonowania rynku kluczowe znaczenie ma informacja o cenach, rozmiarach zawieranych transakcji oraz istotnych warunkach rynkowych. Brak dokładnej i wiarygodnej informacji rynkowej prowadzi do osłabiania skutecznej konkurencji.

Skuteczna konkurencja nie może mieć miejsca również wtedy, kiedy kupujący lub sprzedający mają nierówny dostęp do informacji. Negocjowaniu cen w transakcjach podejmowanych w łańcuchu marketingowym towarzyszy przekaz informacji do producentów i konsumentów służący podejmowaniu decyzji produkcyjnych i konsumpcyjnych. Im pełniejszy zakres i łatwiejszy dostęp do informacji rynkowej, tym większa szansa na podejmowanie racjonalnych decyzji przez uczestników rynku, co w rezultacie służy jego stabilizacji i efektywnemu funkcjonowaniu.

Ruch cen i związane z nim przekazywanie sygnałów cenowych do producentów i konsumentów sprzyja zwiększaniu efektywności systemu rynkowego poprzez realizację takiej funkcji jak alokacja ograniczonych zasobów. Przedsiębiorstwa przetwórstwa rolno-spożywczego są zatem zmuszone do radzenia sobie ze zmiennością cen występującą w ich otoczeniu rynkowym, odbierając i wysyłając sygnały cenowe będące odzwierciedleniem określonej sytuacji rynkowej oraz wynikiem podjętych decyzji marketingowych. W rezultacie między po-

szczególными ogniwami łańcucha marketingowego danego produktu następuje swoisty przekaz sygnałów cenowych określany w literaturze ekonomicznej jako proces transmisji cen. Podstawą oceny przebiegu tego procesu, istotną z punktu widzenia efektywności funkcjonowania rynku, jest prowadzona analiza związków między cenami surowców i produktów przetworzonych [Figiel i Białek 2005].

Teoretycznie ruchy cen produktów końcowych powinny natychmiastowo i dokładnie odzwierciedlać zmiany cen obserwowane w poszczególnych ogniwach danego łańcucha marketingowego. Tego typu idealna transmisja cen nie jest jednak możliwa w rzeczywistości, ponieważ wymagałaby doskonałej konkurencji i błyskawicznego przepływu informacji cenowej w obrębie danego łańcucha marketingowego, a dodatkowo stan zapasów surowców posiadanych przez podmioty gospodarcze powinien być niemalże zerowy. Stanowi ona zatem jedynie teoretyczny, aczkolwiek powszechnie przyjmowany w badaniach empirycznych, punkt odniesienia w ocenie przebiegu procesu transmisji cen.

Mierząc powiązania cen w łańcuchach marketingowych w sektorze rolno-żywnościowym, należy jednakże oczekiwać następujących odstępstw od wzorca idealnej transmisji cen:

- siła powiązań wzdłuż łańcucha marketingowego może słabnąć w miarę transformacji produktu,
- w przekazie sygnałów cenowych mogą występować opóźnienia spowodowane dostosowaniem i polityką cenową przedsiębiorstw,
- zmiany strukturalne w sektorze powinny znajdować odzwierciedlenie w parametrach określających powiązanie ogniw łańcucha marketingowego,
- kierunek przyczynowości cen może ulegać zmianie,
- siła rynkowa może ujawniać się przez asymetryczne zachowanie się wzrostów i spadków cen.

O przebiegu transmisji cen w całym łańcuchu marketingowym świadczy przede wszystkim to, w jaki sposób ceny detaliczne produktów konsumenckich reagują na zmiany cen produktów rolnych stanowiących ich podstawę. Zgodnie z dość powszechnym odczuciem ceny detaliczne, szczególnie produktów nieprzetworzonych lub mało przetworzonych, powinny reagować natychmiast i w pełni zarówno na wzrost, jak i spadek cen produktów rolnych. Taka transmisja cen jest określana jako symetryczna i oznacza, że ceny w jednym ogniwie łańcucha marketingowego reagują w równym stopniu zarówno na wzrost, jak i spadek cen w innym ogniwie. Jeśli ten warunek nie jest spełniony, to transmisja cen jest asymetryczna.

Można wyróżnić dwa główne rodzaje asymetrii cen, a mianowicie ze względu na siłę i czas reakcji [Meyer i von Cramon-Taubadel 2004]. Zakładając, że cena wyjściowa w danym ogniwie łańcucha marketingowego (cena pro-

duktu – P_p) zależy od poprzedzającej ją ceny wejściowej (cena surowca – P_s), zmieniającej się w określonym czasie, można zaobserwować różnice w sile reakcji jednej ceny (P_p) na zmianę drugiej (P_s) oraz przesunięcie w czasie tej reakcji, czyli zmianę ceny wyjściowej wywołanej zmianą ceny wejściowej, w zależności od tego, czy mamy do czynienia ze spadkiem czy wzrostem tej ostatniej. Gdy cena P_p reaguje silniej i szybciej na wzrost niż na spadek ceny P_s , to asymetrię określa się jako dodatnią. Jako ujemną asymetrię określa się sytuację, w której cena końcowa produktu P_p reaguje pełniej i szybciej na spadek niż na wzrost ceny wejściowej surowca P_s . Zgodnie z tą konwencją terminologiczną – co może być źródłem mylnej interpretacji – dodatnia asymetria jest niekorzystna dla konsumenta, podczas gdy ujemna asymetria jest korzystna.

Wyróżnia się również krótkookresową oraz długookresową asymetrię w transmisji cen. Jest to związane z ilością czasu potrzebnego, aby zmiana cen w jednym ogniwie była odzwierciedlona w innym (kolejnym) ogniwie łańcucha marketingowego [Figiel 2007]. Asymetria krótkookresowa to np. zmiana ceny detalicznej produktu żywnościowego różna przy wzrostach i spadkach ceny surowca rolnego w danym miesiącu. Natomiast asymetria długookresowa dotyczy sytuacji, w której np. ceny detaliczne żywności nie reagują tak samo na wzrosty i spadki cen rolnych nawet po upływie dłuższego czasu.

Zjawisko asymetrycznej transmisji cen jest dostrzegalne, aczkolwiek w różnym stopniu, we wszystkich łańcuchach marketingowych sektora rolno-żywnościowego. Najczęściej wzrost cen produktu rolnego przekłada się szybciej i silniej na wzrost cen produktu w następnych ogniwach danego łańcucha marketingowego niż spadek cen produktu rolnego na ewentualny spadek cen produktu w kolejnych ogniwach tego łańcucha [Bernard i Willett 1998, Capps i in. 1995, Goodwin i Holt 1999, Goodwin i Harper 2000]. Prowadzone w tym zakresie badania empiryczne skupiają się przede wszystkim na opóźnieniach wynikających z różnic czasowych między zmianami cen na poziomie producenta (dostawcy) a zmianami cen na poziomie detalicznym (pośrednika lub odbiorcy). Ich wyniki potwierdzają tezę, że opóźnienia czasowe istotnie mają miejsce, a ich długość zależy od stopnia przetworzenia produktu finalnego. Najszybsze reakcje cenowe w łańcuchach marketingowych mają miejsce w przypadku takich produktów jak świeże jaja, zaś najdłuższe opóźnienia dotyczą tłuszczów i olejów oraz przetworów owocowo-warzywnych [Hall i in. 1981].

Analogicznie do asymetrii w pionowej transmisji cen w łańcuchu marketingowym można również wyróżnić asymetrię w poziomej transmisji cen. Przejawiać się ona może na przykład w tym, że wzrost ceny towaru rolnego na jednym terytorialnie wyodrębnionym rynku przenosi się szybciej lub silniej

na wzrost ceny takiego samego towaru na innym rynku, niż ma to miejsce w sytuacji spadku ceny.

Początkowo obiektem zainteresowania były poziome związki między cenami. Powiązania między cenami w różnych miejscach badano już ponad 100 lat temu [Vavra i Goodwin 2005] i pełnią one ważną rolę w teoriach związanych z integracją rynku [np. Ardeni 1989, Baffes 1991, Gardner i Brooks 1994, Blauch 1997, Baffes i Ajwad 2001, Petzel i Monke 1980]. Przykładowo Petzel i Monke [1980] analizowali powiązania między krajami i strukturę interakcji cen, stwierdzając, że ceny w różnych lokalizacjach nie mogą zmieniać się niezależnie w zintegrowanym systemie rynkowym. W systemie takim cena w kraju kupującym musi być równa cenie w kraju sprzedającym powiększonej o koszty transportu i transakcyjne, natomiast na rynkach niezintegrowanych w ramach mechanizmu cenowego zmiany cen między krajami będą niezależne [Antonova 2013].

Pionowa transmisja cen definiowana jest natomiast jako związek między cenami producenta rolnego a detalisty. Caps i Sharewell [2005] szacowali siłę tego związku jako procentową zmianę w cenie detalicznej produktu spowodowaną przez 1% zmianę w cenie producenta rolnego, a dla McCorristona i in. [2001] jest to stosunek między zmianą ceny producenta rolnego a odpowiednią zmianą ceny na poziomie detalu. Zmiana ceny na poziomie producenta rolnego ma miejsce na skutek czynnika egzogenicznego, będącego źródłem szoku podażowego na rynku rolnym, po czym zmiany cen są transmitowane wzdłuż łańcucha marketingowego od producenta rolnego do detalu i od detalu do producenta rolnego [Schnepf 2009].

Należy także zauważyć, że transmisja cen jest koncepcją pochodzącą z obszaru ekonomiki rolnictwa, podczas gdy w ogólnej literaturze ekonomicznej mówi się raczej o przenoszeniu (ang. *pass-through*) kosztów [np. Ravn i in. 2007, Nakamura 2006, Goldberg 1995], które to pojęcie jest wprawdzie zbliżone do koncepcji transmisji, lecz odnosi się raczej do pojedynczej firmy. Przedmiotem analizy jest tu bowiem transmisja między kosztami a cenami firmy, podczas gdy transmisja cen dotyczy związku między cenami producenta i konsumenta. Ravn i in. [2007] definiowali przenoszenie kosztów jako przenoszenie zmian w kosztach krańcowych na poziomy cen w detalu i hurcie, i traktowali je jako niekompletne, jeśli 1% wzrost kosztu krańcowego prowadzi do mniej niż 1% wzrostu cen. Biorąc pod uwagę, że wyniki badań empirycznych wskazują, że zmiany w koszcie krańcowym nie są w pełni transmitowane na ceny na poziomie firmy i że ceny są znacznie mniej zmienne niż koszty, rozwinął on model, który umożliwił wykazanie, że w odpowiedzi na wzrost kosztów krańcowych firmy ceny rosną mniej niż koszty krańcowe, prowadząc do spadku marż monopolistycznych (stosunek ceny do kosztu krańcowego). Chcąc utrzymać konsumenten-

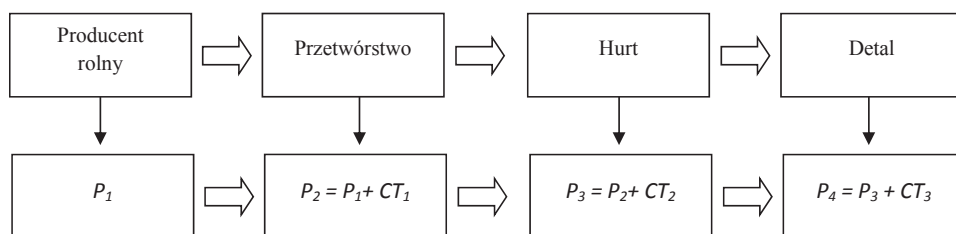
tów, w celu ograniczenia obniżenia przyszłego popytu wywołanego wzrostem cen, przedsiębiorcy ograniczają wahania cen produktów, zmniejszając swoje marże zysku.

1.2 Wzorce transmisji cen w łańcuchu marketingowym

Przebieg procesu transmisji cen w danym łańcuchu marketingowym jest bezpośrednim następstwem konkurencyjności cenowych zachowań przedsiębiorstw. W szczególności chodzi o to, na ile uczestnicy danego rynku są skazani na cenę kształtującą się w wyniku swobodnej gry popytu i podaży (ang. *price takers*), a na ile dysponują siłą przetargową pozwalającą im kreować własną politykę cenową. Zatem, w zależności od stopnia autonomii decyzji cenowych przedsiębiorstw, możemy mieć do czynienia z różnymi wzorcami transmisji cen w łańcuchach marketingowych.

Zgodnie z prawem jednej ceny produktu (P_i) przetwarzanego i przemieszczanego między ogniwami łańcucha marketingowego powinny spełniać warunek równości po uwzględnieniu wszystkich kosztów transformacji (CT_i), jakiej jest on poddawany (rysunek 1.2).

Rysunek 1.2. Transmisja cen w łańcuchu marketingowym



Źródło: Figiel 2007.

Analiza kształtowania się cen w poszczególnych ogniwach łańcucha marketingowego oraz występujących między nimi różnic stanowi natomiast podstawę oceny przebiegu procesu transmisji cen. Szczególne zainteresowanie będą dwa pytania: czy zmiany cen produktów rolnych znajdują odzwierciedlenie w zmianach cen hurtowych i detalicznych produktów żywnościowych, a jeśli tak, to w jakim stopniu i czasie.

Pierwsze pytanie dotyczy kierunku oddziaływania cen w łańcuchu marketingowym, szczególnie między pierwszym ogniwem produkcji rolnej i następnymi (przetwórstwo, handel hurtowy i detaliczny), a drugie – stopnia doskonałości transmisji cen w łańcuchu marketingowym. Zachowania cenowe przedsię-

biorstw sektora rolno-spożywczego mogą wywierać istotny wpływ zarówno na kierunek (przyczynowość), jak i symetrię transmisji sygnałów cenowych w łańcuchu marketingowym.

W pierwszym przypadku elementarnym przejawem konkurencyjności zachowań cenowych przedsiębiorstw rolno-spożywczych powinien być brak możliwości wywierania monopsonistycznej presji cenowej na dostawców (producentów rolnych). Formalnie oznacza to, że cena wytwarzanego produktu żywnościowego jest egzogenicznie zależna od ceny surowca rolnego, co przy założeniu stałości innych czynników cenotwórczych można zapisać następująco:

$$P_p = f(P_s, \mathbf{X}),$$

gdzie P_p to cena produktu żywnościowego, P_s to cena surowca rolnego, a \mathbf{X} to wektor pozostałych czynników cenotwórczych.

Oznacza to, że zmiana ceny surowca rolnego jest czynnikiem sprawczym zmiany cen produktu żywnościowego, a zatem możemy przyjąć, że:

$$\Delta P_s = 0 \rightarrow \Delta P_p = 0$$

$$\Delta P_s > 0 \rightarrow \Delta P_p > 0$$

$$\Delta P_s < 0 \rightarrow \Delta P_p < 0$$

W drugim przypadku, zakładając brak oddziaływania innych czynników, konkurencyjność zachowań cenowych powinna skutkować brakiem istotnych odstępstw od symetrycznej transmisji cen. Formalnie rzecz biorąc, z taką transmisją cen mamy do czynienia wtedy, kiedy bez żadnego przesunięcia w czasie spełniony jest następujący warunek:

$$\frac{\Delta P_p}{P_p} = \frac{\Delta P_s}{P_s} \cdot \frac{1}{\varphi}$$

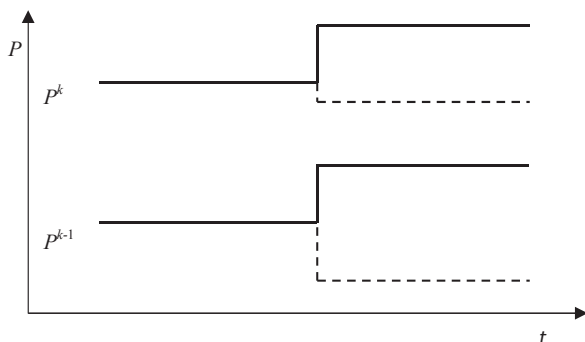
gdzie ΔP_p to zmiana ceny produktu, ΔP_s to zmiana ceny surowca rolnego, a φ to parametr korygujący udział surowca w kosztach wytwarzania produktu.

Odstępstwa od takiego przebiegu transmisji cen mogą mieć różny charakter. Jednak te, których źródłem mogą być decyzje cenowe przedsiębiorstw, polegają przede wszystkim na tym, że transmisja cen jest asymetryczna ze względu na zróżnicowanie siły lub szybkości reakcji dotyczącej zmiany ceny produktu żywnościowego w wyniku zmiany ceny surowca rolnego. Różnice między tymi dwoma głównymi odstępstwami zilustrowano na rysunkach 1.3-1.6 [Meyer i von Cramon-Taubadel 2004].

Zakładając, że cena wyjściowa w danym ogniwie łańcucha marketingowego P^k zależy od poprzedzającej ją ceny wejściowej P^{k-1} zmieniającej się w określonym czasie t , możliwe są różnice w sile reakcji P^k na zmianę P^{k-1} . W zależności od zachowań cenowych przedsiębiorstw możemy mieć do czynienia z asymetrią dodatnią bądź ujemną. W pierwszym przypadku cena P^k reaguje

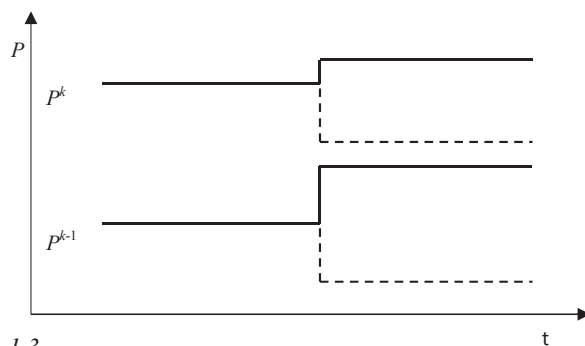
silniej na wzrost niż na spadek ceny P^{k-1} (rysunek 1.3), natomiast w drugim odwrotnie, cena P^k reaguje silniej na spadek niż na wzrost ceny P^{k-1} (rysunek 1.4).

Rysunek 1.3. Dodatnia asymetria transmisji cen ze względu na siłę reakcji



Źródło: Meyer i von Cramon-Taubadel 2004.

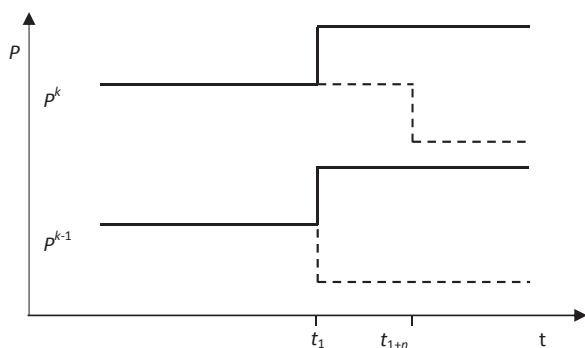
Rysunek 1.4. Ujemna asymetria transmisji cen ze względu na siłę reakcji



Źródło: jak do rys. 1.3.

Przedsiębiorstwa rolno-spożywcze mogą reagować na zmiany cen surowców rolnych nie tylko z różną siłą, lecz także w różnym czasie. Na rysunku 1.5 przedstawiono przykładową możliwą różnicę w czasie reakcji P^k na zmianę P^{k-1} , w zależności od tego, czy mamy do czynienia ze spadkiem czy wzrostem tej ostatniej. Polega ona tym, że wzrost ceny surowca jest natychmiast przenoszony na wzrost ceny produktu, natomiast spadek z pewnym opóźnieniem.

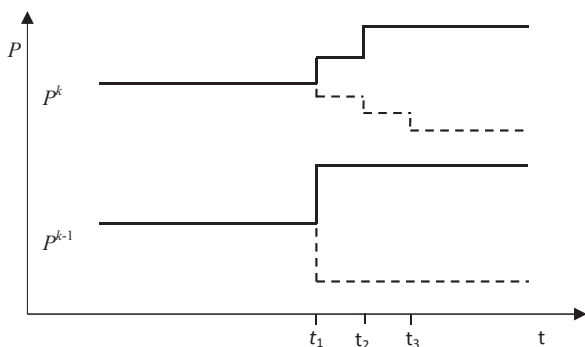
Rysunek 1.5. Asymetria transmisji cen ze względu na szybkość reakcji



Źródło: jak do rys. 1.3.

W wyniku zachowań cenowych przedsiębiorstw możliwe są różne kombinacje asymetrii transmisji cen zarówno ze względu na siłę, jak i szybkość reakcji. Taką przykładową sytuację zilustrowano na rysunku 1.6. Jak można zauważyć, potrzebne są dwa okresy, aby wzrost ceny P^{k-1} został w całości przetransmitowany na zmianę ceny P^k (asymetria szybkości transmisji), natomiast transmisja spadku jest asymetryczna nie tylko ze względu na szybkość, ale także siłę reakcji, ponieważ wymaga trzech okresów (t_1, t_2, t_3) i nie jest pełna.

Rysunek 1.6. Asymetria transmisji cen ze względu na siłę i szybkość reakcji



Źródło: jak do rys. 1.3.

Przedstawione przykłady asymetrii transmisji cen nie wyczerpują wszystkich możliwych sytuacji, będących wynikiem potencjalnych reakcji cenowych przedsiębiorstw na zmiany ceny surowca. Zbiór potencjalnych przypadków w tym zakresie można przedstawić w postaci macierzy obrazującej spodziewany przebieg procesu transmisji cen w zależności od wielkości zmiany ceny produktu i szybkości jej dokonywania z powodu zmiany ceny surowca (tabela 1.1).

Rysunek 1.7. Charakter transmisji cen w zależności od względnej siły i szybkości reakcji cenowych przedsiębiorstw na zmiany cen surowca*

SR^W/SR^S



* SR^W/SR^S – siła reakcji na wzrost do siły reakcji na spadek; PR^W/PR^S – przesunięcie w czasie reakcji na wzrost do czasu reakcji na spadek.

Źródło: opracowanie własne.

Podsumowując, należy stwierdzić, że zarówno szybkość, jak i siła reakcji przedsiębiorstw na wzrosty i spadki cen surowca nie muszą być identyczne, co w rezultacie może prowadzić do występowania asymetrii w procesie transmisji cen. Należy zatem sądzić, że skala tego zjawiska uwarunkowana jest charakterem reakcji cenowych przedsiębiorstw na różnokierunkowe zmiany cen surowców. Uważa się, że zależy to głównie od funkcji kosztów i od postępowania przedsiębiorstw przetwórczych na danym rynku [McCorriston i in. 2001].

1.3 Czynniki determinujące przebieg procesu transmisji cen

Poszukiwaniu determinant siły i szybkości transmisji sygnałów cenowych z ogniwa producenta rolnego do ogniw przetwórcy i detalu poświęcono wiele badań zarówno o charakterze empirycznym, jak i teoretycznym. Motywowane

były one podejrzeniem, że wybrane charakterystyki sektora rolno-żywnościowego przyczyniają się do niepełnej transmisji cen.

W analizach empirycznych skupiano się głównie na tym, czy spadek cen transmitowany jest w łańcuchu z taką samą szybkością reakcji i siłą, jak wzrost cen. Wśród przyczyn asymetrycznej transmisji cen najczęściej wskazuje się na występowanie konkurencji niedoskonałej w przetwórstwie i detalu. Rzadziej mówi się o kosztach dostosowań, interwencji rządowej, asymetrycznej informacji czy zarządzaniu zapasami [Meyer i Cramon-Taubadel 2004].

Producenci rolni lub konsumenci często wyrażają pogląd, że konkurencja niedoskonała w ogniach przetwórstwa i detalu pozwala na wywieranie siły rynkowej, która skutkuje dodatnią asymetrią transmisji cen [Kinnucan i Forker 1987, Miller i Hayenga 2001]. W jej efekcie wzrosty cen nakładów zmniejszające marże marketingowe są przekazywane szybciej i pełniej niż ich spadki [Boyd i Brorsen 1988, Karrenbrock 1991, Appel 1992, Griffith i Piggott 1994, Mohanty i in. 1995]. Zdaniem Warda [1982] siła rynkowa prowadzi do ujemnej asymetrii, jeśli oligopolisci nie chcą utracić udziałów w rynku, podnosząc ceny. Bailey i Brorsen [1989] pokazali natomiast, że nie jest jasne, czy siła rynkowa implikuje ujemny czy dodatni kierunek asymetrii. Analizowali oni zachowanie firm w sytuacji załamanej krzywej popytu w zależności od tego, czy postrzega się ją jako wypukłą czy wklęsłą. Okazało się, że jeśli przedsiębiorca wierzy, że jego konkurenci będą naśladować spadki, lecz nie wzrosty cen, skutkiem będzie dodatnia asymetria transmisji cen. Jeśli natomiast wierzy, że jego konkurenci będą naśladować wzrosty, lecz nie spadki cen, skutkiem będzie ujemna asymetria transmisji cen.

Borenstein i in. [1997] założyli, że sztywność cen detalicznych w środowisku oligopolistycznym skutkuje dodatnią asymetrią transmisji cen, a w obecności niedoskonałej informacji dotyczącej cen pobieranych przez firmy stara cena produktu finalnego staje się punktem odniesienia. Podczas gdy wzrost kosztów prowadzi do natychmiastowego wzrostu cen dobra finalnego, ze względu na to, że marże detaliczne ulegają obniżeniu, obniżenie kosztów nie prowadzi do natychmiastowego spadku cen dóbr finalnych, ponieważ przedsiębiorcy dążą do utrzymania cen powyżej poziomu konkurencyjnego tak długo, jak ich sprzedaż pozostaje powyżej poziomu progowego. Podobnie przypadek zмовы oligopolistów w celu utrzymania wyższych zysków rozważali Balke i in. [1998] oraz Brown i Yücel [2000]. Wówczas ze względu na ważność reputacji może pojawić się asymetryczne dostosowanie cen. Przykładowo, w efekcie wzrostu ceny nakładu wszyscy przedsiębiorcy szybko dostosowują ceny dobra finalnego, dając tym samym swoim konkurentom sygnał, że zмова zostaje utrzymana. Z kolei spadek ceny nakładu powoduje, że przedsiębiorcy wstrzymują się z obniżeniem ceny produktu finalnego, aby nie zasygnalizować podważania swojego niepisanego porozumienia. Damania

i Yang [1998] analizowali wpływ niedoskonałej informacji na konkurencję duopolistyczną, podkreślając, że przyczyną asymetrii może być potencjalna kara. W warunkach zmiennego popytu kary nakładane są, gdy konkurent podważa ustaloną w ramach zмовy cenę. Aby jej uniknąć, w obliczu spadku popytu przedsiębiorcy pragną uniknąć obniżki cen, podczas gdy w obliczu wzrostu popytu ceny są podwyższane bez obawy przed poniesieniem kary.

Także Kovenock i Widdows [1998] analizowali konkurencję duopolistyczną z przywództwem cenowym bez możliwości zмовy, co implikowało, że cena naśladowcy była niższa niż cena w przypadku zмовy. W kwestii szoku popytowego przywódca cenowy dostosowuje odpowiednio swoją cenę ze względu na ryzyko zwiększenia odchylenia ceny naśladowcy od ceny, która miałaby miejsce w przypadku zмовy. W przypadku niektórych szoków popytowych reakcja taka nie ma jednak miejsca ze względu na to, że stara cena naśladowcy jest bliższa nowej potencjalnej cenie ustalonej przez kartel.

Bedrossian i Moschos [1988] zauważyli, że do asymetrii prowadzić może także różny poziom zysków osiągniętych przez firmy działające w obrębie danej gałęzi przemysłu. Przedsiębiorcy osiągającym relatywnie większe zyski łatwiej podjąć ryzyko opóźnienia dostosowania ceny po spadku cen nakładów ze względu na wysokie marże zysku. Z kolei zdaniem Borensteina i in. [1997] do asymetrii prowadzą lokalne monopole, pojawiające się na skutek ponoszonych przez konsumentów kosztów poszukiwań. Jeśli koszty poszukiwań niższej ceny są postrzegane jako wyższe niż oczekiwane z niej zyski, może dojść do utworzenia lokalnego monopolu. Meyer i Cramon-Taubadel [2004] zauważają ponadto, że siła rynkowa nie musi być efektem poziomu konkurencji w danym ogniwie łańcucha. Może ona wynikać także z integracji wewnątrz łańcucha.

Pierwszymi, którzy udowodnili na gruncie teoretycznym wpływ siły rynkowej i przychodów skali na siłę transmisji cen byli McCorrison i in. [1989, 2001]. Konkretnie, jako konkurencję niedoskonałą modelowali oni przemysł przetwórczy. Poprawność takiego założenia potwierdzają wyniki badań Sextona i Lavoie [2001], czy też Sheldona i Sperlina [2003], w których autorzy ci wskazują, że charakterystyki przemysłu spożywczego świadczą o strukturze oligopolistycznej.

McCorrison i in. [1989] pokazali, że siła transmisji cen rośnie, gdy rośnie udział nakładów pochodzących z rolnictwa lub gdy spada elastyczność popytu na produkcję finalną, natomiast wpływ elastyczności podaży nakładów materiałowych na transmisję cen nie jest jednoznaczny i zależy od poziomu siły rynkowej. Z kolei McCorrison i in. [2001] wskazali, że siła transmisji cen rośnie wraz ze wzrostem udziału nakładów rolnych, czy też wraz ze wzrostem elastyczności substytucji między nakładami. W przypadku konkurencji doskonałej stopień transmisji cen rośnie wraz ze spadkiem elastyczności popytu na produkcję.

Wpływ elastyczności podaży nakładów materiałowych na stopień transmisji cen okazał się natomiast ponownie niejednoznaczny.

Można zatem stwierdzić, że przeprowadzono wiele analiz mających na celu wyjaśnienie przyczyn asymetrycznej transmisji cen, odwołując się do konkurencji niedoskonałej. Pomimo dużej liczby możliwych powiązań między siłą rynkową a asymetrią w transmisji cen, w literaturze znaleźć można tylko nieliczne przykłady analiz empirycznych. Głównym problemem okazuje się wybór odpowiedniego przybliżenia dla siły rynkowej. Najczęściej wybór pada na miary koncentracji. Szczególne zainteresowanie w poszukiwaniu fundamentalnych przyczyn różnicowania reakcji cenowych w sektorze rolno-żywnościowym, mogącej prowadzić do niekonkurencyjnych zachowań przedsiębiorstw skupujących i przetwarzających towary rolne, a w konsekwencji do wykorzystywania siły rynkowej wobec producentów rolnych, budzi poziom koncentracji.

Jednak wyniki różnych badań prowadzonych w tym zakresie nie dają jednoznacznych podstaw do uznania tej przyczyny za kluczową. Dla przykładu wyniki analizy opartej na modelu Gardnera, rozwiniętym o elementy umożliwiające testowanie hipotez o niekonkurencyjnych zachowaniach przedsiębiorstw, którą objęto różne grupy towarów i produktów w amerykańskim sektorze rolno-żywnościowym (wołowinę, wieprzowinę, mięso drobiowe, jaja, mleko, przetworzone owoce i warzywa oraz świeże owoce i warzywa), nie wskazują w ewidentny sposób, że sektor ten nie jest doskonale konkurencyjny [Holloway 1991]. W wielu badaniach podkreśla się, że miary koncentracji nie są doskonale skorelowane z wywieraną siłą rynkową [np. Kufel i Hamulczuk 2015, Bradburd i Over 1982]. Neumark i Sharpe [1992] pokazali, że koncentracja przyczynia się do większej asymetrii, podczas gdy Peltzman [2000], że prowadzi ona do mniejszej asymetrii, chociaż asymetria rośnie wraz ze zmniejszeniem liczby firm na rynku.

Na uwagę zasługują również rezultaty badań prowadzonych systematycznie w sektorze produkcji i przetwórstwa wołowiny w USA, które trudno traktować jako bezsporne dowody empiryczne na to, że rosnąca koncentracja w sektorze przetwórstwa żywności prowadzi automatycznie do obniżenia cen uzyskiwanych przez producentów rolnych. Wynika z nich natomiast, że przyczyną malejącego udziału producentów rolnych w cenie końcowego produktu są głównie koszty dodatkowych usług przetwórczych i wprowadzania nowych produktów [Mathews i in. 1999]. Stwierdzono również, że zmiany strukturalne i rosnąca koncentracja w amerykańskim sektorze przetwórstwa wołowiny nie wywierają w ujęciu zagregowanym liczącego się wpływu na powiązanie cen bydła mięsnego i cen hurtowych półtuszy i wyrębów wołowych [Ward i Stevens 2000]. Można to przypisać wysokiej efektywności rynków wołowiny i nieomal natychmiastowym dostosowaniom cenowym do zmieniających się warunków rynkowych

[Weaver i Natcher 2000]. Największe różnice cenowe pojawiają się natomiast między ostatnimi ogniwami łańcucha marketingowego, a mianowicie dostawcami hurtowymi produktów końcowych i ich detalistami [Ward i Stevens 2000].

W praktyce trudno też wskazać konkretną granicę tej koncentracji, po przekroczeniu której następuje wykorzystywanie siły rynkowej. Na podstawie badań dotyczących marż, siły rynkowej oraz niepewności cen w sektorze produkcji i przetwórstwa wieprzowiny stwierdzono, że rozstępy między cenami skupu żywca a cenami hurtowymi wieprzowiny w USA były bardziej zgodne z konkurencyjnym funkcjonowaniem rynków, pomimo postępującej koncentracji sektora. Wykazano również, że pomijanie czynnika ryzyka cenowego może prowadzić do błędnej oceny konkurencyjności zachowań na rynku produktu przetworzonego [Schroeter i Azzam 1991]. Z kolei z badań dotyczących poziomych i pionowych więzi cenowych w sektorze przetwórstwa mąki pszennej w USA wynika, że długookresowa zależność między cenami pszenicy i mąki pozostawała nie tylko bardzo silna i trwała, ale ulegała wręcz wzmocnieniu wraz ze wzrostem koncentracji sektora [Brester i Goodwin 1993].

Drugą najczęściej wskazywaną przyczyną asymetrycznej transmisji cen są koszty dostosowań i koszty menu. Koszty dostosowań ponoszone są, gdy przedsiębiorca decyduje się na zmianę wielkości produkcji lub ceny produktu finalnego, przy czym w tym drugim przypadku za Barro [1972] zwane są one kosztami menu. Dostosowanie jest asymetryczne, jeśli koszty okazują się asymetryczne w stosunku do wzrostów bądź spadków wielkości lub cen.

Bailey i Brorsen [1989] pokazali, że procesy pakowania, w przeciwieństwie do utrzymania stada, cechują znaczne koszty stałe, w efekcie czego w krótkim okresie marże mogą być zredukowane w celu utrzymania ciągłości operacyjnej fabryki. Na skutek konkurencji między różnymi możliwościami pakowania ceny rolne rosną szybciej i maleją wolniej (ujemna asymetria). Z kolei Peltzman [2000] wskazał na dodatnią asymetrię, którą uzasadniał tym, że łatwiej jest zrezygnować z nakładów w przypadku ograniczenia produkcji, niż zatrudnić nowe nakłady w celu jej zwiększenia, co wiąże się z poniesieniem kosztów poszukiwań i premii cenowej, które zwiększają koszty dostosowań.

Ward [1982] zwrócił uwagę, że detaliczni sprzedawcy dóbr łatwo psujących się mogą powstrzymać się przed podniesieniem cen, bojąc się obniżenia sprzedaży czy tego, że towar ulegnie zepsuciu, co skutkuje ujemną asymetrią. Z kolei zdaniem Heiena [1980] zmiana cen jest większym problemem dla dóbr o długim terminie ważności ze względu na to, że w ich przypadku koszty zmiany cen są wyższe i ponoszone są straty wizerunkowe. Zmianie ceny nominalnej towarzyszą bowiem koszty związane z drukiem nowych etykiet i katalogów oraz koszty poinformowania partnerów handlowych.

Ball i Mankiw [1994] rozwinęli model, w którym do asymetrii w transmisji cen przyczyniają się koszty zmiany *menu* i inflacja. W modelu tym dodatni szok w cenie nominalnej nakładu prowadził raczej do dostosowań ceny produktu niż do ujemnego szoku cenowego, ponieważ niektóre wymuszane przez obniżenie cen nakładów dostosowania ze względu na obecności inflacji dokonywane są automatycznie. Także Kuran [1983] pokazał, w jaki sposób oczekiwania inflacyjne monopolisty powodują asymetrię. Dowodów empirycznych związku kosztów menu z asymetrią dostarczyli Buckle i Carlson [2000], czego nie udało się Peltzmanowi [2000]. Pokazał on jednak, że większa asymetria ma miejsce w bardziej sfragmentowanych łańcuchach, w których można się spodziewać wyższych kosztów menu.

Okazuje się zatem, że próby wyjaśnienia asymetrii cen wpływem siły rynkowej, jak i kosztów dostosowań mogą dawać przeciwstawne wyniki. Podczas gdy oba zjawiska mogą przyczyniać się do asymetrii w szybkości transmisji cen, tylko siła rynkowa może implikować długotrwałą asymetrię w sile dostosowań po ujemnych lub dodatnich szokach w cenach nakładów. Ponadto, jak dowodzili Bailey i Brorsen [1989], koszty dostosowań nie różnią się w zależności od lokalizacji, w związku z czym asymetryczna pozioma transmisja cen nie jest implikowana przez koszty dostosowań.

Na interwencję rządową jako przyczynę asymetryczności w transmisji cen wskazali Kinnucan i Forker [1987]. Pokazali oni, że wsparcie sektora rolnego w postaci ceny minimalnej prowadzi do asymetrycznych dostosowań cenowych, jeśli w jego efekcie hurtownicy lub detaliści zaczynają wierzyć, że obniżenie cen rolnych jest tylko chwilowe, gdyż zazwyczaj pociąga za sobą interwencję, podczas gdy wzrost cen rolnych jest z większym prawdopodobieństwem trwały.

O asymetrycznej informacji jako przyczynie asymetrycznych dostosowań cenowych pisali natomiast Bailey i Brorsen [1989]. Asymetria informacji między konkurującymi ze sobą firmami jest efektem tego, że duże firmy, gromadząc informacje, czerpią korzyści ze swojego rozmiaru. Innym wyjaśnieniem mogą być zaburzenia w procesie raportowania cen – ich spadki ogłaszane są szybciej niż wzrosty. Wśród pozostałych przyczyn wymienia się koszty poszukiwań [np. Miller i Hayenga 2001]. Otóż klienci, pomimo iż ich wybór odnośnie konkurujących ze sobą detalistów jest ograniczony, mogą nie być w stanie znaleźć odpowiedniej informacji rynkowej, co pozwala detalistom na wywieranie siły rynkowej.

Do asymetrii w transmisji cen prowadzić może także zarządzanie zapasami. Balke i in. [1998] wskazali konkretnie na zasadę FIFO (ang. *first in first out*). W modelu Blindera [1982] restrykcja mówiąca o nieujemnych zapasach implikowała dodatnią asymetrię. Reagan i Weitzman [1982] dowodzili z kolei, że w okresie niskiego popytu bardziej prawdopodobne są ograniczenia w produkcji

i wzrost zapasów niż spadek cen produktu finalnego, podczas gdy w okresie rosnącego popytu ceny także rosną. W połączeniu z asymetrycznymi kosztami niskich i wysokich zapasów może to prowadzić do dodatniej asymetrii.

Meyer i Cramon-Taubadel [2004] podkreślają, że lista potencjalnych wyjaśnień asymetrycznej transmisji cen jest szeroka i nadal otwarta. Niestety większość przyczyn pozostaje natury ogólnej i tylko nieliczne wykorzystywane są w testach empirycznych służących wskazaniu skutków każdej z nich. Nawet stwierdziwszy, że firma dysponuje siłą rynkową, a jej zachowanie może wywoływać asymetrię, nie wiadomo właściwie, czy optymalne jej wykorzystanie powinno prowadzić do dodatniej czy ujemnej asymetrii w sile, czy szybkości zmian cen. Przeszkodą jest także wielość pojawiających się w literaturze testów empirycznych dotyczących asymetrii cen. Ich główną wadą jest to, że z reguły nie pozwalają one na dokonanie wyboru spośród wielu konkurencyjnych wyjaśnień dotyczących przyczyn asymetrii.

Ponieważ z dosyć bogatym dorobkiem nurtu teoretycznego badania przyczyn asymetrii w transmisji cen kontrastuje niedosyt szeroko zakrojonych badań empirycznych, warto wspomnieć badanie Bakucsa i in. [2013], w którym, wykorzystując wyniki dotychczasowych badań dotyczących występowania asymetrii w transmisji cen, autorzy dokonali metaanalizy jej przyczyn. Okazało się, że asymetria w transmisji cen od sektora rolnego do detalu jest bardziej prawdopodobna w branżach i krajach cechujących się bardziej rozdrobnioną strukturą rolnictwa, wyższym poziomem wsparcia rządowego i bardziej restrykcyjnymi regulacjami odnośnie do kontroli cen w ogniwie detalicznym. Ponadto bardziej restrykcyjne regulacje kwestii barier wejścia do ogniw detalu, duże znaczenie danej branży i silny przemysł przetwórczy sprzyjają symetrycznej transmisji cen. Autorzy wskazali także, że fakt, iż asymetria w transmisji cen została stwierdzona tylko w niektórych krajach i sektorach, świadczy o tym, że jest ona zależna od lokalnych uwarunkowań. Podkreślili oni jednak, że mechanizm oddziaływania warunków lokalnych na charakter zmian cen wciąż pozostaje nieznanym.

Różne czynniki wpływające na proces transmisji cen zostały ustrukturyzowane w modelu przesunięcia równowagi (ang. *equilibrium displacement approach*, EDM) zaproponowanym przez Gardnera [1975]. W ramach równowagi cząstkowej uwzględnia się w nim liniowe przybliżenie zmian cen oraz wielkości nakładów i produktów w efekcie pojawienia się nowej technologii lub zmiany warunków pogodowych. Początkowa równowaga definiowana jest przez ceny i wielkości produkcji w ramach związków popytowo-podażowych. Zmiana egzogeniczna w systemie dotyczy popytu lub podaży w równowadze początkowej. Zazwyczaj uwzględnia się jeden rynek produktu finalnego i dwa rynki nakładów. Ostatecznie otrzymywanych jest sześć warunków dotyczących: podaży

produkcji, popytu na produkcję, podaży pierwszego nakładu, popytu na pierwszy nakład, podaży drugiego nakładu, popytu na drugi nakład, przy czym w różnych opracowaniach przyjmują one różne postacie matematyczne.

Jako pierwszy po podejście to sięgnął Brandow [1962]. Przy stałych wielkościach pozostałych nakładów popyt na nakład jest elastyczny, elastyczność wynosi 1, lub jest nieelastyczny; gdy popyt na produkt finalny jest odpowiednio elastyczny, elastyczność wynosi 1, lub nieelastyczny. Jeśli oba nakłady posiadają tę samą elastyczność podaży k , elastyczność podaży produktu finalnego również wynosi k . Jeśli zaangażowane wielkości nakładów są stałe, takie są również wielkości produkcji.

Gardner [1975] zaproponował bardziej ogólną formę funkcyjną, nieograniczoną do określonego przypadku. Obiektem jego zainteresowania był rozstęp cenowy między ceną producenta rolnego a detalisty mierzony jako stosunek obu cen, jako udział producenta rolnego w dolarze wydanym na żywność i jako marża marketingowa wyrażona w procentach. Zmianę stosunku ceny producenta rolnego do ceny detalisty na skutek przesuwających równowagę szoków dotyczących popytu na żywność, podaży produktu rolnego i podaży nakładu marketingowego analizował w ramach systemu 6 warunków, w różnych uwarunkowaniach gospodarczych.

Wysunął on wniosek, że nie ma żadnej prostej reguły nakładania marż, jak na przykład stała marża procentowa, stała wartość absolutna marży, czy też połączenie tych reguł, ponieważ zmiany ceny producenta rolnego i detalisty są różne w zależności od tego, czy szok wywołany jest zmianą w popycie detalisty, podaży producenta rolnego czy nakładów materiałowych. Wydarzenia powodujące wzrost (spadek) popytu na żywność implikują spadek stosunku ceny detalisty do ceny producenta rolnego i procentowej marży marketingowej, jeśli elastyczność podaży nakładów marketingowych jest większa (mniejsza) od tejże elastyczności produktów rolnych. Wydarzenia powodujące wzrost (spadek) podaży produktów rolnych implikują natomiast wzrost (spadek) stosunku ceny detalisty do ceny producenta rolnego. Wpływ zmiany w podaży nakładu marketingowego na stosunek ceny detalisty do ceny producenta rolnego szacowano w obecności zmiany ceny nakładu marketingowego, różnych elastyczności substytucji między nakładami i różnych elastyczności podaży nakładu rolnego i marketingowego.

Efektywne ograniczenie ceny detalicznej żywności zmniejsza cenę produktów rolnych (jeśli podaż produktów rolnych nie jest doskonale elastyczna), w efekcie czego stosunek ceny detalisty do ceny producenta rolnego rośnie (maleje), jeśli elastyczność podaży produktów rolnych jest mniejsza (większa) niż nakładów marketingowych. Z kolei wspieranie ceny produktów

rolnych ponad nieograniczony poziom równowagi rynkowej zmniejsza stosunek ceny detalisty do ceny producenta rolnego. Tym samym Gardner [1975] zauważył, że niekompletna transmisja sygnałów cenowych z ogniw producenta rolnego do ogniw detalisty może być wynikiem interwencji rządowej w celu wsparcia cen producenta.

Okazało się także, że zachowanie procentowego rozstępu cenowego jest różne od zachowania udziału producenta rolnego w 1 dolarze wydanym na żywność, jeśli tylko elastyczność substytucji między nakładami nie wynosi zero. Jeśli elastyczność wynosi 1, udział producenta rolnego jest stały. Jeśli jest większa (mniejsza) od 1, wzrostowi (spadkowi) marży marketingowej będzie towarzyszyć wzrost udziału producenta rolnego w dolarze żywnościowym. Elastyczność substytucji między nakładem rolnym a marketingowym w produkcji detalicznej żywności może być przy tym szacowana poprzez podzielenie obserwowanych zmian w udziale producenta rolnego w dolarze żywnościowym przez obserwowane zmiany w stosunku cen rolnych do cen detalicznych.

Dalsze badania umożliwiły rozszerzenie modelu Gardniera [1975] o nowe założenia. Heien [1980] założył, że podaż i popyt nie znajdują się w ciągłej równowadze, co determinuje zmiany cen na rynkach aukcyjnych. System formowania się ceny w łańcuchu marketingowym poruszany jest w ramach cyklu następujących po sobie okresów czasu, dzięki czemu rozwiązując model dopuszcza się pojawienie zbieżnego wzrostu oraz tłumionych i wybuchowych cykli. Co więcej, oprócz ogniw producenta rolnego i detalisty w modelu tym pojawia się etap hurtu. Zmiana w kosztach przekazywana jest poprzez regułę wyceny marż, zgodnie z którą firma optymalizuje swoje zachowanie, a mianowicie koszty krańcowe równe są cenie wyrażonej jako suma cen nakładów pomnożonych przez współczynnik egzogeniczny w sytuacji statycznej (reprezentuje fizyczne jednostki nakładów potrzebne do wyprodukowania jednej jednostki produktu) i współczynnik endogeniczny w sytuacji dynamicznej (reprezentuje zmiany w podstawowych determinantach cen nakładów).

Kolejne rozwinięcie autorstwa Wohlgenanta [1989] dotyczyło teorii popytu pochodnego. Nad elastycznościami pochodnego popytu pracował już Brandow [1962], natomiast Gardner [1975] badał wartości absolutne elastyczności cen rolnych i detalicznych w zależności od elastyczności substytucji między nakładami. Wohlgenant [1989] udowodnił natomiast, że absolutne wartości elastyczności popytu na nakłady rolne są znacznie wyższe (w wartości absolutnej), niż w przypadku przyjęcia założenia o stałych proporcjach nakładów rolnych i marketingowych.

McCorrison i in. [1989] do modelu EDM włączyli zmienne świadczące o strukturze rynkowej, wskazując, że siła rynkowa zmniejsza transmisję cen. W szczególności zmienna przybliżająca konkurencję niedoskonałą związana była

z warunkiem maksymalizacji zysku i był to stosunek krańcowego wzrostu ilości produkowanej w gałęzi do krańcowego wzrostu ilości produkowanej przez pojedynczą firmę. Tym samym zmienna ta uwzględniała reakcję rywali na krańcowy wzrost w produkcji pojedynczej firmy.

O ile McCorrison i in. [1989] wartość zmiennej świadczącej o konkurencji niedoskonałej próbowali przybliżyć egzogenicznie, testując różne jej wartości, Holloway [1991] modelował ją endogenicznie. W celu stworzenia ram koncepcyjnych analizy konkurencji niedoskonałej i analitycznej oceny skutków zachowania niekonkurencyjnego chciał on sprawdzić, czy model Gardnera [1975] może być rozszerzony o uwzględnienie zachowania niekonkurencyjnego w marketingu produktów żywnościowych. Determinant postępowania firm poszukiwał on z wykorzystaniem domyślnych elastyczności, na które wpływa reakcja popytu na produkty firmy i rozmiar kosztów stałych, jakie one ponoszą, wchodząc na rynek. Okazało się, że te dwie zmienne mogą generować równowagę doskonałą konkurencyjną lub równowagę, która może odchyłać się od tej otrzymywanej w konkurencji doskonałej. Tym samym dynamika postępowania firm w przemyśle spożywczym okazała się być ważną zmienną objaśniającą zmiany cen w ogniwach producenta rolnego i detalisty.

Idąc dalej, Schroeter i Azzam [1990] opracowali koncepcyjne i empiryczne ramy analizy marż marketingowych w niekonkurencyjnym przemyśle spożywczym w obliczu niepewności ceny produktu. Pokazali oni, że szacując marże marketingowe, należy brać pod uwagę możliwość wystąpienia niekonkurencyjnego zachowania, a niepewność ceny produktu jest ważną determinantą marż marketingowych. McCorrisonowi i in. [2001] udało się natomiast wykazać, że bez względu na to, czy w przemyśle panuje konkurencja doskonała czy niedoskonała, stopień transmisji cen jest większy w gałęziach o rosnących przychodach skali w porównaniu z rynkami charakteryzowanymi przez stałe przychody skali. Co więcej, udowodnili oni, że przychody skali mogą wzmacniać lub rekompensować wpływ siły rynkowej.

1.4 Podsumowanie

Ceny w jednym ogniwie łańcucha często nie reagują w równym stopniu na wzrosty i spadki cen w innym ogniwie. W literaturze wymienia się dwie główne przyczyny asymetrycznej transmisji cen: niedostateczną konkurencyjność rynków i związane z tym wykorzystywanie siły rynkowej przez firmy przetwórcze i handlowe oraz występowanie kosztów dostosowania, które powstają, gdy firma zmienia wielkość produkcji lub ceny produktów.

Chociaż występowanie asymetrycznej transmisji cen na rynkach produktów rolnych i żywnościowych zostało potwierdzone w wielu badaniach empirycznych,

to jednak próby wyjaśnienia tego zjawiska są bardziej oparte na intuicji niż na teorii [Aguiar i Santana 2002]. Różne czynniki wpływające na proces transmisji cen zostały ustrukturyzowane w modelu przesunięcia równowagi (EDM) zaproponowanym przez Gardnera [1975]. W szczególności McCorriston i in. [2001] włączyli do niego zmienne świadczące o strukturze rynkowej, wskazując, że siła rynkowa zmniejsza stopień transmisji sygnałów cenowych z ogniw producenta rolnego do ogniw przetwórcy.

Wyniki niektórych badań empirycznych wskazują jednak, że nie zawsze relatywnie mało konkurencyjne struktury rynkowe muszą być główną przyczyną asymetrii cen [Bettendorf i Verboven 2000]. Asymetryczną transmisję mogą powodować także:

- właściwości produktu – jeśli produkt jest łatwo psujący się, to pośrednicy mają mniejsze możliwości do wzmacniania wzrostu cen z obawy przed zmniejszeniem sprzedaży;
- koncentracja rynku – handlowcy działający na skoncentrowanych rynkach mają większe możliwości do powiększania swoich dochodów przez natychmiastową transmisję wzrostów cen oraz unikanie lub opóźnianie transmisji redukcji cen;
- oczekiwania cenowe – łatwiej jest transmitować wzrosty cen, jeśli konsumenci oczekują ich wzrostu;
- polityka rządu – kontrola cen może ograniczać transmisję wzrostu cen;
- stopień zorganizowania się konsumentów – detalistom jest łatwiej transmitować wzrosty cen, jeśli konsumenci są słabo zorganizowani.

Inne rzadziej przytaczane przyczyny asymetrycznej transmisji cen to interwencjonizm, asymetryczna informacja oraz zarządzanie zapasami [Kinnucan i Forker 1987]. Kolejnym powodem może być niechęć sprzedawców do przeceny produktów, szczególnie wtedy, gdy znajdują się już one na sklepowej półce, bowiem może się to wiązać z dodatkowymi kosztami. Praktycznie nigdy nie są podwyższone ceny produktów, które cechują się krótkim okresem trwałości, gdyż ich obrót musi nastąpić stosunkowo szybko [Ward 1982].

Należy przyznać, że przyczyny opóźnień oraz zróżnicowania siły reakcji cen produktów żywnościowych na zmiany cen towarów rolnych nie są jeszcze w pełni rozumiane. Z pewnością nie ułatwiają tego stosowane procedury gromadzenia i przetwarzania informacji o cenach, mające na celu ukazanie statystycznego obrazu kształtowania się cen. Z tego względu można przypuszczać, że badanie zachowań cenowych przedsiębiorstw sektora rolno-spożywczego stwarza szanse na pełniejsze wyjaśnienie przyczyn asymetrii transmisji cen w łańcuchach marketingowych produktów żywnościowych.

2. Metody pomiaru pionowej transmisji cen

Proces transmisji cen jest procesem złożonym i występują w nim zakłócenia takie jak opóźnienie reakcji na zmianę cen. Dany rynek reaguje na impulsy generowane przez inne rynki i trudno jest stwierdzić, który z tych rynków ma największy wpływ na kształtowanie się cen. Aby dokładnie zbadać zjawisko transmisji cen, jego siłę, opóźnione reakcje czy asymetrię, wykorzystuje się modele ekonometryczne. Wybór właściwego modelu jest istotnym elementem w analizie zjawiska, bowiem poszczególne rodzaje mogą się bardzo od siebie różnić³.

Kryterium postaci analitycznej:

1. Model liniowy.
2. Model nieliniowy.

Kryterium wymiaru zmiennej objaśniającej:

1. Model jednorównaniowy.
2. Model wielorównaniowy.

Kryterium czasu:

1. Model statyczny – nie występują zmienne z opóźnieniem czasowym ani zmienna czasowa t .
2. Model dynamiczny – występują zmienne z opóźnieniem czasowym i/lub zmienna czasowa t .

Poszczególne kryteria są niezależne od siebie, co oznacza, że dany model może być jednocześnie na przykład modelem statycznym i wielorównaniowym.

Analiza transmisji cen narzuca konkretny rodzaj modelu przy niektórych kryteriach. Jako że ceny należą do szeregów czasowych, do ich analizy najczęściej wykorzystuje się model dynamiczny. Przy pozostałych kryteriach panuje pewna dowolność i odpowiedni model dobiera się pod względem tego, w jaki sposób chce się dany problem zbadać. W przypadku modeli wielorównaniowych możliwe jest zastosowanie innych metod estymacji niż dla modeli jednorównaniowych. Poszczególne rodzaje modeli mogą się dzielić na jeszcze bardziej specyficzne modele.

Ceny należą zazwyczaj do szeregów niestacjonarnych⁴. Do analizy procesu transmisji cen wykorzystywane są różne modele. Najprostszy z nich to model dwuczynnikowy. Do bardziej skomplikowanych należą modele ARDL (ang. *autoregressive distributed lag*), ECM (ang. *error correction mechanism*) oraz ARDL-ECM (ang. *autoregressive distributed lag – error correction mechanism*). Wszystkie z tych modeli należą do modeli jednorównaniowych. Możli-

³ <http://mst.mimuw.edu.pl/lecture.php?lecture=ekn&part=Ch1>

⁴ Zjawisko stacjonarności omówiono w podrozdziale 4.1.

we jest także zastosowanie modeli wektorowej autoregresji VAR (ang. *vector autoregressive model*) i VECM (ang. *vector error correction model*), które z kolei należą do modeli wielorównaniowych. Każdy z wymienionych modeli opisano w wersji adekwatnej dla badania pionowej transmisji cen.

2.1 Modele statyczne

Model dwuczynnikowy

Model dwuczynnikowy jest najprostszym modelem wykorzystywanym do analizy pionowej transmisji między dwoma cenami [Rembeza 2010]:

$$Y_t = a + bX_t + e_t,$$

gdzie Y_t – cena produktu bardziej przetworzonego w okresie t , X_t – cena produktu mniej przetworzonego w okresie t , a – stała, b – współczynnik modelu, e_t – składnik losowy.

Jeżeli model jest określony dla logarytmów cen, parametr b interpretuje się jako: jeżeli cena X_t wzrośnie o 1%, to cena Y_t wzrośnie o $b\%$. Niezaprzeczalną zaletą tego modelu jest jego prostota. Jednakże występują też pewne problemy takie jak niestacjonarność szeregów cen. Możliwe jest zniwelowanie tego problemu poprzez zastosowanie pierwszych różnic cen. Model przybiera wówczas postać następującą [Rembeza 2010]:

$$\Delta Y_t = a + b\Delta X_t + e_t,$$

gdzie $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$, $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$.

W ten sposób analizowane zmienne stają się stacjonarne. Można zauważyć, że w obu wzorach nie uwzględnia się opóźnionych reakcji na zmianę ceny, co niejednokrotnie jest dość istotne. Nie zawierają one również informacji o potencjalnej asymetrii w transmisji cen, tzn. tego, czy wzrost, czy spadek ceny X_t silniej wpływa na zmianę ceny Y_t .

Uwzględniając występowanie asymetrii, dwa powyższe wzory należy przekształcić w następujący sposób [Frey i Manera 2005]:

$$Y_t = a + b_1 X_t^+ + b_2 X_t^- + e_t,$$

$$\Delta Y_t = a + b_1 \Delta X_t^+ + b_2 \Delta X_t^- + e_t,$$

gdzie b_1 , b_2 – współczynniki reprezentujące asymetrię w modelu.

W pierwszym wzorze zmienna X_t^+ przyjmuje wartość X_t , gdy $X_t \geq X_{t-1}$ i 0 w przeciwnym przypadku, a X_t^- przyjmuje wartość X_t , gdy $X_t < X_{t-1}$ i 0 w przeciwnym przypadku. Jeżeli parametr $b_1 = b_2$, należy to interpretować jako brak występowania asymetrii. Asymetria jest dodatnia, jeżeli $b_1 \neq b_2$. W drugim wzorze zmienna ΔX_t^+ przyjmuje wartość ΔX_t , gdy $\Delta X_t^+ \geq 0$, w prze-

ciwnym razie przyjmuje wartość 0. Zmienna ΔX_t^- przyjmuje wartość ΔX_t , gdy $\Delta X_t^- < 0$, w przeciwnym razie przyjmuje wartość 0.

W celu stwierdzenia asymetrii porównuje się ze sobą parametry b_1 i b_2 . Jeżeli statystycznie różnią się od siebie i co najmniej jeden z nich jest statystycznie istotny, wtedy stwierdza się występowanie asymetrii. W celu stwierdzenia kierunku asymetrii sprawdza się natomiast, który z parametrów jest większy co do modułu. Jeżeli b_1 jest większy, występuje asymetria dodatnia. W przypadku przeciwnym asymetria jest ujemna. Wszystkie powyższe wzory można rozszerzyć o wektor zmiennych D obrazujący koszty pozasurowcowe. Przedstawiają się one wówczas odpowiednio:

$$\begin{aligned} Y_t &= a + bX_t + cD_t + e_t, \\ \Delta Y_t &= a + b\Delta X_t + cD_t + e_t, \\ Y_t &= a + b_1X_t^+ + b_2X_t^- + cD_t + e_t, \\ \Delta Y_t &= a + b_1\Delta X_t^+ + b_2\Delta X_t^- + cD_t + e_t, \end{aligned}$$

gdzie c to wektor parametrów.

Model Houcka

Houck [1977] zaproponował inny model polegający na testowaniu asymetrii przy pomocy skumulowanych zmian cen. Przyjmuje on postać:

$$y_t - y_0 = \alpha_0 + \alpha^+ \sum_{i=1}^t \Delta x_i^+ + \alpha^- \sum_{i=1}^t \Delta x_i^- + e_t,$$

przy założeniu, że $x_t = x_0 + \sum_{i=1}^t \Delta x_i^+ + \sum_{i=1}^t \Delta x_i^-$.

W modelu tym zmienną objaśnianą są odchylenia ceny od jej poziomu w okresie początkowym. Testowanie asymetrii polega na sprawdzeniu, czy są podstawy do odrzucenia hipotezy $H_0: \alpha^+ = \alpha^-$. Jeśli odrzuci się hipotezę zerową, to przyjmuje się występowanie asymetrii w transmisji cen. Model Houcka był niejednokrotnie modyfikowany [Kinnucan i Forker 1987, Ward 1982].

2.2 Jednorównaniowe modele dynamiczne

Model ARDL

Model ARDL (Autoregressive Distributed Lags) należy do modeli dynamicznych. Modele takie są szacowane na szeregach czasowych, a ich celem jest opisanie procesu dostosowań do stanu równowagi. Własności tej równowagi, czyli szybkość dochodzenia do równowagi długookresowej oraz ewentualne opóźnienia w reakcji na egzogeniczne szoki budzą zainteresowanie ekonomistów. Są one bezpośrednio związane z przewidywaniami wynikającymi z teorii ekono-

micznych. Model ARDL powstał poprzez połączenie modeli DL oraz AR. W modelu DL zmienna objaśniająca występuje wraz ze swoimi opóźnieniami, natomiast w modelu AR zmienna objaśniana zależy od własnych przeszłych obserwacji. Wprowadzanie do modelu opóźnień zmiennej objaśnianej wśród zmiennych objaśniających jest uzasadnione statystycznie lepszymi własnościami statystycznymi tego modelu. Szacując kilka dodatkowych parametrów, co dzieje się przy stosunkowo niewielkim koszcie, usuwa się z modelu autokorelację. Uzasadnieniem ekonomicznym jest znaczna inercja zjawisk makroekonomicznych. Otóż może nastąpić opóźnienie reakcji analizowanej zmiennej na zmiany występujące w danym rynku.

Ogólna postać modelu ARDL bez stałej przedstawia się następująco [Rembeza 2010]:

$$Y_t = \sum_{j=1}^r \alpha_j Y_{t-j} + \sum_{i=0}^p \beta_i X_{t-i} + e_t,$$

gdzie α_j, β_i – współczynniki modelu, $j = 1, 2, 3 \dots, i = 0, 1, 2 \dots$. W porównaniu z modelem dwuczynnikowym model ARDL posiada znacznie większe możliwości interpretacji. Należy jednak zaznaczyć, że warunkiem jego stabilności długookresowej jest spełnienie założenia: $|\alpha_1| < 1$ [Welfe 2003].

Model ARDL posiada kilka różnych wersji. Jedną z nich jest propozycją Ravalliona [1986]. Zakłada się w nim, że na lokalnych rynkach ceny $Y_{l,t}$ są kształtowane przez ceny rynku centralnym $X_{c,t}$. Taki model dany jest wzorem:

$$Y_{l,t} = \sum_{j=1}^r \alpha_j Y_{l,t-j} + \sum_{i=0}^p \beta_i X_{c,t-i} + c_i D_t + e_t,$$

gdzie D to wektor zmiennych wpływających na ceny na rynku $Y_t, Y_{l,t}$ i $X_{c,t}$ to wektory cen.

W zależności od wielkości współczynników wyróżnia się następujące sytuacje:

1. Współczynniki β_i wynoszą 0: brak transmisji cen między rynkami;
2. Współczynnik β_0 jest równy 1, a pozostałe współczynniki β_i i współczynniki α_j są równe 0: krótkookresowa integracja rynków w silnej postaci;
3. Współczynnik β_0 jest równy 1, a sumy pozostałych współczynników β_i oraz współczynników α_j są równe 0: krótkookresowa integracja rynków w słabej postaci;
4. Współczynnik $\beta_0 \neq 1$, a sumy pozostałych współczynników β_i oraz współczynników α_j są równe 1: długookresowa integracja rynków.

Zaletą modelu Ravalliona jest rozdzielenie krótkookresowej i długookresowej transmisji. Wątpliwości budzi natomiast założenie o promienistej strukturze rynku. W wielu przypadkach występuje bowiem sytuacja, w której źródłem szoków popytowych i podażowych jest odpowiednio rynek centralny i peryferyjny [Barrett 1996].

Dzięki różnym rodzajom mnożników można wyróżnić kilka form wpływów na zmienną Y_t ⁵. W modelu DL oraz ARDL jednym z mnożników jest mnożnik bezpośredni, który jest równy współczynnikowi β_0 . Drugi mnożnik nazywany skumulowanym przyjmuje postać:

$$\beta_r = \sum_{i=0}^r \beta_i.$$

Interpretuje się go jako reakcję zmiennej Y_t w okresie t , gdy zmienna X_t zmieni się r okresów wcześniej i ten stan utrzyma się aż do okresu t .

Jest jeszcze jeden rodzaj mnożnika, który obliczany jest inaczej dla modeli DL i ARDL. Nazywany jest on mnożnikiem długookresowym, oznaczanym jako β . W modelu DL mnożnik długookresowy równy jest mnożnikowi skumulowanemu. Wykorzystuje się go do obliczenia tak zwanego średniego opóźnienia reakcji Y_t na zmianę X_t . Przyjmuje on postać⁶:

$$\bar{w} = \sum_{s=1}^{\infty} r \frac{\beta_r}{\beta}.$$

Średnie opóźnienie reakcji interpretowane jest jako czas, który upłynie aż do momentu, w którym zrealizuje się połowa efektu trwałej zmiany X_t .

W modelu ARDL mnożnik długookresowy dany jest natomiast wzorem⁷:

$$\beta = \frac{\sum_{i=0}^p \beta_i}{1 - \sum_{j=1}^r \alpha_j}.$$

Interpretuje się go jako wpływ trwałej zmiany X_t na zmienną Y_t w nowym położeniu równowagi. Dla modelu ARDL trudniej jest policzyć mnożnik skumulowany i średnie opóźnienie niż dla modelu DL, bowiem wymaga to zastosowania wzoru rekurencyjnego.

Ponieważ szeregi cen charakteryzują się zazwyczaj niestacjonarnością i przez to model jest narażony na problemy z niej wynikające [Palaskas i Harris-White 1993], proponuje się wykorzystanie pierwszych różnic cen, w efekcie czego model otrzymuje postać [Rembeza 2010]:

$$\Delta Y_t = \sum_{j=1}^r \alpha_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{i=0}^p \beta_i \Delta X_{t-i} + e_t.$$

Aby przetestować występowanie asymetrii w modelu ARDL, wzory z modelu dwuczynnikowego przekształca się, dodając do nich opóźnione zmienne objaśnianą i objaśniającą, w efekcie czego uzyskuje się następujące postacie modelu (wersja bez stałej) [Balke i in. 1998, Frey i Manera 2005]:

$$Y_t = \sum_{j=1}^r \alpha_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^r \alpha_j^+ Y_{t-j}^+ + \sum_{i=0}^p \beta_i X_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_i^+ X_{t-i}^+ + e_t,$$

$$\Delta Y_t = \sum_{j=1}^r \alpha_j^+ \Delta Y_{t-j}^+ + \sum_{j=1}^r \alpha_j^- \Delta Y_{t-j}^- + \sum_{i=0}^p \beta_i^+ \Delta X_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^p \beta_i^- \Delta X_{t-i}^- + e_t,$$

⁵ <http://coin.wne.uw.edu.pl/trybnik/ADLe.pdf> [Dostęp: 10.2017].

⁶ Ibidem.

⁷ Ibidem.

gdzie α_j^+ , β_i^+ , α_j^- , β_i^- – współczynniki reprezentujące asymetrię krótkookresową w modelu. Zmienne Y_{t-j}^+ i X_{t-i}^+ przyjmują wartości w analogiczny sposób jak zmienna X_{t-i}^+ , zmienne ΔY_t^+ i ΔX_t^+ jak zmienna ΔX_t^+ , natomiast zmienne ΔY_t^- i ΔX_t^- jak zmienna ΔX_t^- we wzorach dla modelu dwuczynnikowego.

Asymetrię można analizować na dwa sposoby. Pierwszym jest sprawdzenie jej występowania przy konkretnym opóźnieniu poprzez porównanie parametrów α_j^+ z α_j^- bądź β_i^+ z β_i^- czy są statystycznie istotne oraz czy statystycznie różnią się od siebie. Jeżeli oba te warunki są spełnione, stwierdza się występowanie asymetrii dla danego opóźnienia. Jej kierunek zależy od tego, który z parametrów jest większy co do modułu. Jeżeli parametr α_j^+ lub β_i^+ jest większy od odpowiadających mu parametrów przeciwnych, występuje asymetria dodatnia dla określonego opóźnienia. Drugim sposobem jest zsumowanie parametrów $\sum \alpha_j^+$, $\sum \alpha_j^-$, $\sum \beta_i^+$ i $\sum \beta_i^-$ po wszystkich opóźnieniach. Sięgając po to rozwiązanie, sprawdza się występowanie asymetrii w całym badanym okresie. Należy sprawdzić, czy porównywane sumy różnią się od siebie, a jeśli tak, to która suma jest większa. Jeżeli suma parametrów przy zmiennych odpowiadających za wzrost cen jest większa, wtedy występuje dodatnia asymetria, tzn. taka, w której wzrosty cen zmiennej objaśniającej wpływają na zmiany ceny zmiennej objaśnianej silniej niż jej spadki [Frey i Manera 2005].

Istotnym punktem analizy przy pomocy modelu ARDL jest wyznaczenie optymalnej liczby opóźnień p . Początkowo zakłada się, że p jest duże. W zależności od rodzaju danych może ono być wielokrotnością jakiejś liczby, na przykład dla danych kwartalnych p będzie wielokrotnością liczby 4. Następnie szacuje się model, testuje istotność współczynnika przy najwyższym opóźnieniu zmiennej i jeśli okaże się on nieistotny, odrzuca się dane opóźnienie. Procedurę tę powtarza się dla nowego modelu z najwyższym opóźnieniem mniejszym o jeden względem poprzednio analizowanego modelu. Należy ją kontynuować aż do stwierdzenia, że nie można odrzucić najwyższego opóźnienia⁸.

Optymalną liczbę opóźnień można wybrać również poprzez porównanie dwóch lub więcej modeli przy pomocy skorygowanego współczynnika determinacji $\overline{R^2}$ lub przy pomocy kryterium informacyjnego Akaike'a (AIC) bądź Schwartza (BIC). Najlepszy model będzie charakteryzował się najwyższą wartością $\overline{R^2}$ lub najniższą wartością kryterium informacyjnego.

⁸ Ibidem.

Model ECM

Aby móc zastosować model korekty błędem, konieczne jest uprzednie sprawdzenie stopnia integracji i kointegracji. Jeżeli szereg jest stacjonarny na poziomie swoich obserwacji, jest wtedy zintegrowany w stopniu zerowym. Jeżeli jednak szereg jest niestacjonarny, obliczając jego pierwsze i ewentualnie kolejne różnice, można go sprowadzić do szeregu stacjonarnego.

Proces stochastyczny może być stacjonarny w sensie ścisłym, słabym lub być niestacjonarny [Kusideł 2000]. Proces jest stacjonarny w sensie ścisłym, jeżeli zmienne $X(t)$ i $X(t + \epsilon)$ mają identyczne rozkłady n -wymiarowe:

$$f(x_1, t_1; x_2, t_2; \dots; x_n, t_n) = f(x_1, t_1 + \epsilon; x_2, t_2 + \epsilon; \dots; x_n, t_n + \epsilon)$$

dla dowolnego n i ϵ . Z kolei szereg czasowy jest stacjonarny w sensie słabym, jeżeli:

- $E|X_t|^2 < \infty$ dla $t \in Z$;
- $EX_t = m$ dla $t \in Z$;
- $\gamma_X(r, s) = \gamma_X(r + t, s + t)$ dla $t \in Z$,

gdzie $Z = \{0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$.

Należy zaznaczyć, że jeżeli szereg jest stacjonarny w sensie ścisłym, jest jednocześnie stacjonarny w sensie szerokim. Odwrotna zależność może, lecz nie musi występować, tzn. jeżeli szereg jest stacjonarny w sensie szerokim, może być (lecz nie musi) stacjonarny w sensie ścisłym. Jeżeli stacjonarność w żadnym sensie nie występuje, szereg jest niestacjonarny.

Ogólny zapis szeregu stacjonarnego w stopniu d jest następujący:

$$x_t \sim I(d),$$

gdzie x_t – badany szereg, d – stopień integracji. Szereg jest stacjonarny w stopniu d , jeżeli jego d -różnice są stacjonarne. Szeregi cen są zazwyczaj stacjonarne w stopniu pierwszym [Rembeza 2010].

W celu zbadania stopnia integracji najczęściej wykorzystuje się jeden z poniższych testów [Kusideł 2000]:

- test DF (Dickey’a-Fullera), ewentualnie jego rozszerzenie ADF (ang. *augmented DF*)⁹;
- test KPSS (Kwiatkowskiego, Phillipsa, Schmidta, Shina) [Kwiatkowski i in. 1992].

Jedna z definicji kointegracji została sformułowana przez Engle’a i Grangera [1987]: „Szeregi czasowe z_t i y_t nazywamy skointegrowanymi rzędu d, b , gdzie $d \geq b \geq 0$, co zapisujemy $z_t, y_t \sim CI(d, b)$, jeśli:

- oba szeregi są zintegrowane rzędu d ($z_t, y_t \sim I(d)$);

⁹ Testy DF i ADF omówiono w podrozdziale 4.1.

- istnieje liniowa kombinacja tych zmiennych, tzn. $\beta_1 z_t + \beta_2 y_t$, która jest integrowana rzędu $d - b$.”

Wówczas wektor $[\beta_1 \ \beta_2]$ nazywany jest wektorem kointegracyjnym. Najbardziej prawdopodobnym przypadkiem jest, gdy $d = b$, co oznacza, że zmienne są ze sobą skointegrowane w stopniu zerowym [Kusideł 2000]. Kointegracja może dotyczyć dwóch lub więcej szeregów. Skointegrowanie oznacza, że istnieje ich liniowa kombinacja, która jest stacjonarna. Jeśli kointegracja między zmiennymi występuje, wtedy istnieje długookresowy związek między nimi.

Najczęściej do testowania kointegracji wykorzystuje się następujące metody:

- procedura Johansena [1987];
- metoda Engle’a-Grangera [1987].

Metoda Engle’a-Grangera zawiera w sobie dwa kroki. Pierwszym jest określenie stopnia integracji zmiennych, a drugim jest testowanie, czy zmienne są ze sobą skointegrowane. W tym celu buduje się równanie kointegrujące mające postać modelu dwuczynnikowego przedstawionego w podrozdziale 2.1. Jeżeli reszta e_t jest zintegrowana w stopniu zerowym, badane zmienne są skointegrowane i występuje między nimi długookresowa równowaga. Całkowity stan równowagi w praktyce nigdy nie występuje i można zaobserwować odchylenia od tej równowagi, które uruchamiają mechanizm korekty błędem.

Podstawowa postać modelu ECM, przy założeniu 1 opóźnienia, wygląda następująco [Rembeza 2010]:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Y_{t-1} + \alpha_2 \Delta X_t + \alpha_3 \Delta X_{t-1} + \gamma u_{t-1} + e_t,$$

gdzie α_0 – składnik losowy, $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \gamma$ – współczynniki modelu, u_{t-1} – parametr korekty błędem (ang. *error correction term*, liczony na podstawie reszt z równania kointegrującego), przy czym γ określa szybkość dochodzenia do stanu równowagi. Powyższy model można rozszerzyć poprzez dodanie kolejnych opóźnień zarówno zmiennej objaśniającej, jak i zmiennej objaśnianej. Można także zauważyć, że gdy zmienne nie są skointegrowane, model ECM upraszcza się do modelu ARDL.

W analizie asymetrii modele wykorzystujące mechanizm korekty błędem stosowane są w wielu modyfikacjach [np. Cramon-Taubadel 1998, Kaufman i Laskowski 2005]. Najpopularniejszym jest model Cramon-Taubadela o postaci [1998]:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^k \delta_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{i=0}^k \gamma_i \Delta X_{t-i} + \gamma^+ u_{t-1}^+ + \gamma^- u_{t-1}^- + \varepsilon_t,$$

gdzie δ_j, γ_i – parametry modelu, u_{t-1}^+ i u_{t-1}^- – odpowiednio dodatnie i ujemne wartości zmiennej korekty błędem; γ^+ i γ^- – współczynniki odpowiadające za

występowanie asymetrii w dochodzeniu do równowagi długookresowej. Alternatywą w badaniu występowania asymetrii są modele TAR oraz M-TAR¹⁰.

Aby zbadać występowanie asymetrii krótkookresowej, ze zmiennej ΔX_t należy wyodrębnić zmienne ΔX_t^+ i ΔX_t^- , które są odpowiednio dodatnimi i ujemnymi wartościami zmiennej objaśniającej ΔX_t . Wtedy model przyjmuje postać:

$$\Delta Y_t = \varphi + \sum_{j=1}^r \alpha_j^+ \Delta Y_{t-j}^+ + \sum_{j=1}^r \alpha_j^- \Delta Y_{t-j}^- + \sum_{i=0}^s \beta_i^+ \Delta X_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^s \beta_i^- \Delta X_{t-i}^- + \gamma^+ u_{t-1}^+ + \gamma^- u_{t-1}^- + e_t.$$

Model ARDL-ECM

Model ARDL-ECM został opracowany przez Pesarana i in. [2001]. Zaproponowali oni inną metodę weryfikowania występowania kointegracji. Polega ona na weryfikacji hipotezy $H_0: \pi_1 = \pi_2 = 0$. Jeżeli nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, oznacza to brak występowania kointegracji. W przeciwnym razie należy przyjąć hipotezę alternatywną $H_1: \pi_1 \neq \pi_2 \neq 0$, która świadczy o występowaniu kointegracji. Model ARDL-ECM jest dany wzorem [Tang 2008]:

$$\Delta Y_t = \pi_1 Y_{t-1} + \pi_2 X_{t-1} + \sum_{j=1}^k \alpha_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{i=0}^l \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t,$$

gdzie: π_1 i π_2 – współczynniki modelu odpowiadające za występowanie kointegracji. Zaletą tego modelu jest możliwość jego zastosowania bez względu na to, czy zmienne są zintegrowane w stopniu zerowym, pierwszym lub wyższym, czy nawet są częściowo zintegrowane.

Tak jak w modelach ARDL oraz ECM, aby zbadać występowanie asymetrii krótkookresowej, należy rozdzielić zmienną ΔX_t na dwie zmienne ΔX_t^+ i ΔX_t^- , które są odpowiednio dodatnimi i ujemnymi wartościami zmiennej objaśniającej ΔX_t . W takim przypadku model uzyskuje postać:

$$\Delta Y_t = \pi_1 Y_{t-1} + \pi_2 X_{t-1} + \sum_{j=1}^r \alpha_j^+ \Delta Y_{t-j}^+ + \sum_{j=1}^r \alpha_j^- \Delta Y_{t-j}^- + \sum_{i=0}^s \beta_i^+ \Delta X_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^s \beta_i^- \Delta X_{t-i}^- + e_t.$$

Należy zaznaczyć, że nie wszystkie opóźnienia muszą mieć asymetryczny charakter.

Model NARDL

Model NARDL został zaproponowany dość niedawno, bowiem w 2013 roku przez Shina i in. [2013]. Powstał on na skutek zmian poczynionych w stosunku do modelu bardzo podobnego do modelu ARDL-ECM. Pierwotna postać modelu NARDL jest następująca:

¹⁰ Modele te omówiono w podrozdziale 4.1.

$$\Delta Y_t = \mu + \rho_Y Y_{t-1} + \rho_X X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t,$$

gdzie p, q – odpowiednio najwyższe opóźnienie zmiennej objaśnianej i objaśniającej. Operuje się w nim na pierwszych różnicach cen, ponieważ jednym z jego założeń jest niestacjonarność zmiennych Y_t i X_t .

Aby uwzględnić asymetryczność w transmisji cen, model należy zmodyfikować poprzez dekompozycję zmiennej X_t na dwie zmienne X_t^+ i X_t^- , które uzyskuje się poprzez zsumowanie odpowiednio dodatnich i ujemnych pierwszych różnic zmiennej X_t : $X_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta X_i^+$ i $X_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta X_i^-$ [Jammazi i in. 2015]. Ostatecznie otrzymuje się model:

$$\Delta Y_t = \mu + \rho_Y Y_{t-1} + \rho_X^+ X_{t-1}^+ + \rho_X^- X_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{i=0}^{q-1} (\beta_i^+ \Delta X_{t-i}^+ + \beta_i^- \Delta X_{t-i}^-) + \varepsilon_t.$$

Testowanie asymetrii długookresowej w modelu NARDL polega na weryfikacji hipotezy zerowej $H_0: \theta^+ = \theta^-$, gdzie $\theta^+ = -\rho_X^+ / \rho_Y$, $\theta^- = -\rho_X^- / \rho_Y$

[Jammazi i in. 2015]. Z kolei aby przetestować asymetrię krótkookresową, bada się hipotezę zerową $H_0: \beta_i^+ = \beta_i^-$ dla $i = 0, 1, 2, \dots, q - 1$. Można zauważyć, że powyższy model redukuje się do modelu pierwotnego NARDL, gdy nie będzie podstaw do odrzucenia hipotez zerowych przy testowaniu asymetrii krótko- oraz długookresowej. Jeśli któraś z hipotez zostanie odrzucona, model może przyjąć jedną z dwóch poniższych postaci w zależności od tego, którą z hipotez się odrzuci [Jammazi i in. 2015]:

$$\Delta Y_t = \mu + \rho_Y Y_{t-1} + \rho_X X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{i=0}^{q-1} (\beta_i^+ \Delta X_{t-i}^+ + \beta_i^- \Delta X_{t-i}^-) + \varepsilon_t,$$

$$\Delta Y_t = \mu + \rho_Y Y_{t-1} + \rho_X^+ X_{t-1}^+ + \rho_X^- X_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t.$$

Jeśli którykolwiek z rodzajów asymetrii zostanie wykryty, asymetryczne odpowiedzi na dodatnie i ujemne szoki cen są odpowiednio wychwytywane przez dodatnie i ujemne mnożniki związane z jednostkowymi zmianami X^+ i X^- , które dane są wzorami [Jammazi i in. 2015]:

$$m_h^+ = \sum_{j=0}^h \frac{\delta Y_{t+j}}{\delta X_t^+} \text{ oraz } m_h^- = \sum_{j=0}^h \frac{\delta Y_{t+j}}{\delta X_t^-}$$

dla $h = 0, 1, 2, \dots$, gdzie $h \rightarrow \infty$, $m_h^+ \rightarrow \theta^+$ i $m_h^- \rightarrow \theta^-$.

2.3 Wielorównaniowe modele dynamiczne

Model VAR

Model VAR jest jednym z najpopularniejszych modeli używanych w analizie pionowej transmisji cen, mimo iż kiedy praca Simsa [1980] została opublikowana, wywołała wiele kontrowersji. Zaproponował on nową postać modelu wielorównaniowego, którego podstawowa wersja wygląda następująco:

$$Y_t = A_0 D_t + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + e_t,$$

gdzie Y_t – wektor obserwacji na bieżących wartościach n zmiennych; D_t – wektor deterministycznych zmiennych równania; A_0 – macierz parametrów stojących przy niestochastycznych zmiennych; A_i – macierze parametrów stojących przy opóźnionych zmiennych wektora Y_t ; e_t – wektor składników losowych z niezależnym rozkładem normalnym $N(0, \Sigma_e)$.

Model VAR można zapisać w postaci macierzowej:

$$\begin{bmatrix} Y_{1,t} \\ Y_{2,t} \\ \vdots \\ Y_{n,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \alpha_{1,1} & \alpha_{1,2} & \cdots & \alpha_{1,n} \\ 1 & \alpha_{2,1} & \alpha_{2,2} & \cdots & \alpha_{2,n} \\ 1 & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & \alpha_{n,1} & \alpha_{n,2} & \cdots & \alpha_{n,n} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} const \\ D_{1,t} \\ D_{2,t} \\ \vdots \\ D_{n,t} \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^p \begin{bmatrix} \beta_{1,1,t-i} & \beta_{1,2,t-i} & \cdots & \beta_{1,n,t-i} \\ \beta_{2,1,t-i} & \beta_{2,2,t-i} & \cdots & \beta_{2,n,t-i} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{n,1,t-i} & \beta_{n,2,t-i} & \cdots & \beta_{n,n,t-i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1,t-i} \\ Y_{2,t-i} \\ \vdots \\ Y_{n,t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \\ \vdots \\ e_{n,t} \end{bmatrix}$$

Zasadniczymi różnicami pomiędzy metodologią Simsa a klasycznym podejściem strukturalnym sformułowanym przez Komisję Cowlesa są [Kusideł 2000]:

- brak podziału *a priori* na zmienne endogeniczne i egzogeniczne;
- brak zerowych ograniczeń;
- brak ścisłej teorii ekonomicznej, na której oparty jest model.

Te oryginalne w ówczesnym czasie zasady były początkowo krytykowane i określane jako „astrukturalne” i „ateoretyczne”. Pierwsza była wynikiem przyjęcia założenia mówiącego, że dla każdej zmiennej konstruuje się osobne równanie, w którym jako zmienne objaśniające wykorzystuje się jedynie opóźnienia wszystkich analizowanych zmiennych. Zatem nakładanie zerowych restrykcji jest niepotrzebne, co zostało zawarte w drugiej zasadzie.

Niezwykle istotną kwestią w modelowaniu VAR jest ponadto spełnienie warunku o stacjonarności zmiennych. Statystyczne własności okazują się być bowiem wątpliwe dla niestacjonarnych szeregów czasowych [Phillips 1986].

Poza tym składniki losowe w poszczególnych równaniach nie powinny wykazywać się autokorelacją, a macierze A_0 i A_i nie mogą zawierać elementów zerowych, co może doprowadzić do tego, że wiele zmiennych może okazać się nieistotnymi. Ponadto w przypadku współliniowości test istotności t -Studenta może być mało wiarygodny [Kusideł 2000].

Jak zostało już wspomniane, jako zmienne objaśniające wykorzystuje się jedynie opóźnienia wszystkich analizowanych zmiennych. Ustalenie długości opóźnień jest zatem istotnym elementem w budowie modelu. Liczba opóźnień powinna ukazywać naturalne interakcje między zmiennymi. Niejednokrotnie staje się to istotnym problemem, ponieważ jeśli opóźnień jest zbyt mało, to jest prawdopodobne, że wystąpi autokorelacja składników losowych równań. Jeżeli natomiast ich liczba jest zbyt duża, zmniejsza się liczba stopni swobody.

Optymalną długość opóźnień wyznacza się, korzystając z testu ilorazu wiarygodności. Jego hipoteza zerowa mówi, że liczba opóźnień w modelu wynosi $k - r$, natomiast alternatywna, że liczba opóźnień wynosi k , gdzie k to możliwie największa liczba opóźnień, a r to liczba opóźnień, o które chce się zmniejszyć pierwotny model. W zależności od rodzaju danych k może być wielokrotnością jakiejś liczby. Przykładowo dla danych kwartalnych k może być wielokrotnością liczby 4. Statystyka LR testu przyjmuje postać [Kusideł 2000]:

$$LR = T(\ln|\Sigma_{k-r}| - \ln|\Sigma_k|),$$

gdzie T – liczba dostępnych obserwacji, Σ_{k-r} – macierz wariancji-kowariancji reszt dla modelu z $k - r$ opóźnieniami, Σ_k – macierz wariancji-kowariancji reszt dla modelu z k opóźnieniami.

Statystyka LR na asymptotyczny rozkład χ^2 o liczbie stopni swobody równej liczbie ograniczeń nałożonych na model. Jeżeli wartość statystyki LR jest większa od wartości krytycznej, odrzuca się hipotezę zerową na rzecz hipotezy alternatywnej. Natomiast jeżeli nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, porównuje się model z $(k - r)$ opóźnieniami z modelem, który ma jeszcze mniej opóźnień. I tak powtarza się ten krok aż do momentu przyjęcia hipotezy alternatywnej. Dodatkowo wraz ze wzrostem wielkości próby wartość statystyki LR szybko rośnie. Wartość T może być na tyle duża, że należy odrzucić hipotezę zerową. W celu niedopuszczenia do takiej sytuacji zaproponowano zmodyfikowaną wersję statystyki, która jest określona równaniem [Kusideł 2000]:

$$ALR = (T - c) \cdot (\ln|\Sigma_{k-r}| - \ln|\Sigma_k|),$$

gdzie c – liczba estymowanych parametrów w modelu VAR z maksymalną liczbą opóźnień. Statystyka ALR ma asymptotyczny rozkład χ^2 z liczbą stopni swobody równą: $(k - r) \cdot n^2$. Inną możliwością wyboru liczby opóźnień jest wykorzystanie kryterium AIC lub SBC .

Za pomocą statystyki LR można również przeprowadzić test przyczynowości. Nazywany jest „blokową nieprzyczynowością Grangera” [Pesaran i Pesaran 1997]. Uproszczając do dwóch zmiennych, w teście sprawdzane jest, czy opóźnienia zmiennej $Y_{2,t}$ istotnie przyczyniają się do prognozowania zmiennej $Y_{1,t}$. Przy tak postawionym problemie statystyka LR przyjmuje postać następującą [Kusideł 2000]:

$$LR = T(\ln|\Sigma_R| - \ln|\Sigma_U|),$$

gdzie Σ_R i Σ_U – macierze wariancji-kowariancji odpowiednio dla ograniczonego i nieograniczonego modelu. W modelu ograniczonym przyjmuje się, że współczynniki przy opóźnieniach zmiennej $Y_{2,t}$ są nieistotne. Statystyka ma asymptotyczny rozkład χ^2 o liczbie stopni swobody wynoszącej $n \cdot k$, gdzie n to liczba równań, a k to liczba opóźnień. Natomiast w modelu nieograniczonym przyjmuje się, że współczynniki przy opóźnieniach zmiennej $Y_{2,t}$ mogą być statystycznie istotne.

Z kolei aby sprawdzić istotność parametrów w wektorze D_t , należy wykorzystać statystykę LR o postaci [Kusideł 2000]:

$$LR = 2(LL_U - LL_R),$$

gdzie LL_U i LL_R – maksymalne wartości logarytmu funkcji wiarygodności odpowiednio dla modelu nieograniczonego i ograniczonego. Statystyka ma rozkład χ^2 o liczbie stopni swobody $n \cdot r$, gdzie n to liczba równań, a r to liczba zmiennych, które przyjmuje się, że są nieistotne.

Model zaprezentowany przez Simsa [1980] wykorzystuje się do badania przyczynowości zmiennych oraz do prognozowania. Po przekształceniu do postaci strukturalnej otrzymuje on jednak nowe zastosowania. Postać strukturalna modelu VAR przedstawia się następująco [Bernanke 1986]:

$$BY_t = \Gamma_0 D_t + \sum_{i=1}^p \Gamma_i Y_{t-i} + \xi_t,$$

gdzie $\Gamma_i = BA_i$, $\xi_t = Be_t$, B – macierz parametrów przy nieopóźnionych zmiennych Y_t :

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{1,2} & \cdots & b_{1,n} \\ b_{2,1} & 1 & \cdots & b_{2,n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ b_{n,1} & b_{n,2} & \cdots & 1 \end{bmatrix}$$

Utworzenie postaci strukturalnej modelu jest możliwe dzięki przyjęciu założenia: $cov(e_{it}, e_{jt}) \neq 0$, które oznacza, że wielowymiarowy składnik losowy e_t może charakteryzować się niezerowymi kowariancjami.

Gdy model VAR przekształcony jest do postaci strukturalnej, możliwe jest obliczenie funkcji odpowiedzi na impuls oraz dokonanie dekompozycji wa-

riancji błędów prognoz. Aby móc zinterpretować funkcję odpowiedzi na impuls, model należy przedstawić jako reprezentację średniej ruchomej [Kusideł 2000]:

$$Y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i e_{t-i},$$

gdzie μ – wektor średnich wartości zmiennych włączonych w model VAR.

Wykorzystując powiązanie z modelem strukturalnym $\xi_t = B e_t \Rightarrow e_t = B^{-1} \xi_t$, wzór ten można przekształcić do [Kusideł 2000]:

$$Y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i B^{-1} \xi_{t-i} \text{ lub}$$

$$Y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \xi_{t-i},$$

gdzie $\phi_i = A_1^i B^{-1}$. Dzięki temu możliwe jest prognozowanie przyszłych stanów systemu. ϕ_i utożsamiane są z mnożnikami bezpośrednimi, ponieważ ϕ_i interpretuje się jako wpływ zaburzenia ξ_t na zmienną Y_t .

Model w postaci macierzowej wygląda następująco [Kusideł 2000]:

$$\begin{bmatrix} Y_{1,t} \\ Y_{2,t} \\ \vdots \\ Y_{n,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{Y}_{1,t} \\ \bar{Y}_{2,t} \\ \vdots \\ \bar{Y}_{n,t} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{1,1}(i) & \phi_{1,2}(i) & \cdots & \phi_{1,n}(i) \\ \phi_{2,1}(i) & \phi_{2,2}(i) & \cdots & \phi_{2,n}(i) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \phi_{n,1}(i) & \phi_{n,2}(i) & \cdots & \phi_{n,n}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \xi_{1,t-i} \\ \xi_{2,t-i} \\ \vdots \\ \xi_{n,t-i} \end{bmatrix}.$$

Przykładowo, $\phi_{2,1}(i)$ mierzy wpływ $\xi_{1,t-i}$ na zmienną $Y_{2,t}$. Z kolei skumulowane efekty jednostkowego impulsu uzyskuje się poprzez zsumowanie odpowiednich współczynników. Funkcja odpowiedzi na impuls jest tworzona z kolejnych wartości $\phi_{j,k}(i)$ dla $i = 0, 1, 2, \dots, T$. Za pomocą wykresu funkcji odpowiedzi na impuls (ang. *impulse response function*, IRF) można pokazać, jak zachowują się zmienne w odpowiedzi na impulsy w niezależnych zaburzeniach modelu strukturalnego. Ponadto IRF może być również wykorzystywane do badania stabilności systemu. Jeżeli bowiem impuls jest tłumiony w kolejnych okresach, system jest stabilny, a zmienne znajdujące się w modelu stacjonarne.

W celu przetestowania występowania asymetrii należy wprowadzić oddzielnie dodatnie i ujemne różnice cen [Rembeza 2010]. Wtedy model VAR przyjmuje postać (dla dwóch zmiennych) [Frey i Manera 2005]:

$$Y_t = \sum_{i=1}^p A_i^+ Y_{t-i}^+ + \sum_{i=1}^p A_i^- Y_{t-i}^- + e_t$$

Model VECM

Szeregi czasowe, takie jak ceny, zazwyczaj są niestacjonarne [Kusideł 2000]. Aby doprowadzić do ich niestacjonarności, wykorzystuje się pierwsze różnice cen. Jednakże przy tak skonstruowanych zmiennych nie uzyskuje się tendencji długookresowych, a jedynie wpływy danych zmiennych na zmienną objaśnianą w sensie krótkookresowym. W takim przypadku dodaje się do mode-

lu parametr korekty błędem. Tak powstały model nazywany jest modelem korekty błędem – ECM. Z kolei wektorowy ECM nazywany jest VECM. Aby otrzymać model VECM, należy przekształcić model VAR do postaci następującej [Kirchgassener i Kubler 1992]:

$$\Delta Y_t = \Psi_0 D_t + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta Y_{t-i} + e_t,$$

gdzie $\Pi_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$; $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$.

Dla tak przekształconego modelu możliwe jest przeprowadzenie badania kointegracji Johansena [1988]. W przypadku modelu wielorównaniowego dowiedziono, że do badania kointegracji można użyć rzędu macierzy Π . Jest on równy liczbie niezależnych wektorów kointegrujących. W procedurze Johansena każda zmienna traktowana jest jako zmienna objaśniana. Należy przy tym zauważyć, że macierz Π zawiera jednocześnie efekty krótkookresowych dostosowań i długookresowych relacji kointegracyjnych. Dekompozycja macierzy jest postaci [Kusideł 2000]:

$$\Pi = \alpha\beta,$$

gdzie α – macierz dostosowań o wymiarach (n, r) , β – macierz wektorów kointegracyjnych o wymiarach (n, r) . Macierz α odpowiada za relację krótkookresową, a macierz β za relację długookresową. β posiada własność $\beta Y_t \sim I(0)$ nawet wtedy, gdy Y_t jest niestacjonarne.

Rząd macierzy Π jest równy liczbie niezerowych pierwiastków charakterystycznych. Jeżeli dane jest n pierwiastków charakterystycznych uporządkowanych rosnąco tak, że $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$, wykorzystuje się je do konstrukcji dwóch różnych statystyk testu Johansena. Przedstawiają się one następująco [Kusideł 2000]:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i),$$

$$\lambda_{max}(r) = -T \cdot \ln(1 - \lambda_{r+1}),$$

gdzie λ_i – oszacowane wartości własne, T – liczba obserwacji.

W przypadku pierwszej statystyki hipoteza zerowa mówi o tym, że liczba różnych wektorów kointegracyjnych jest nie większa niż R , natomiast w przypadku drugiej – że liczba różnych wektorów kointegrujących wynosi R wobec hipotezy alternatywnej, że jest ich $R + 1$. W obu przypadkach test jest prawostronny oraz iteracyjny. Jeżeli jedna z obliczonych statystyk jest mniejsza od wartości krytycznej, nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Wartości własne estymatora macierzy Π szeregowane są malejąco. Po przeprowadzeniu testu mogą pojawić się trzy przypadki [Kusideł 2000]:

1. Rząd macierzy Π wynosi 0: wykorzystuje się model VECM dla przyrostów zmiennych bez występowania zależności długookresowej;

2. Rząd macierzy Π zawiera się w przedziale $(0, m)$: liczba wektorów kointegrujących równa się temu rządowi.
3. Macierz Π jest pełnego rzędu: zmienne są stacjonarne i model VECM jest modelem VAR dla poziomów zmiennych.

W procedurze Johansena dla modelu VECM wektor D_t nie ma swojej reprezentacji w wektorze lub wektorach kointegracyjnych. Możliwe jest jednak włączenie tych zmiennych do wektora kointegrującego [Kusideł 2000]. Aby przetestować występowanie dodatkowych zmiennych w wektorze kointegrującym, korzysta się z pierwiastków charakterystycznych nieograniczonej macierzy $\Pi (\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n)$ oraz macierzy ograniczonej $\Pi^* (\lambda_1^*, \lambda_2^*, \dots, \lambda_n^*)$. Statystyka tego testu o $(n - r)$ stopniach swobody jest następującej postaci [Kusideł 2000]:

$$LR = -T \sum_{i=r+1}^n [\ln(1 - \lambda_i^*) - \ln(1 - \lambda_i)],$$

gdzie r – liczba niezerowych pierwiastków charakterystycznych. Statystyka ma asymptotyczny rozkład χ^2 . Jeżeli wartość statystyki LR jest większa od wartości krytycznej, odrzuca się hipotezę zerową na rzecz hipotezy alternatywnej. Hipoteza zerowa mówi o tym, że lepszy jest model ograniczony, czyli bez dodatkowych zmiennych.

W podobny sposób można również przetestować ograniczenia parametrów wektora kointegracyjnego β lub macierzy dostosowań α . Hipoteza zerowa mówi o występowaniu wyrazu wolnego lub trendu w wektorze kointegracyjnym (lub w macierzy dostosowań). Z kolei hipoteza alternatywna mówi o tym, że dane parametry nie występują w wektorze kointegracyjnym (lub w macierzy dostosowań), tylko w wektorze D_t . Aby przetestować występowanie ograniczeń, korzysta się z pierwiastków charakterystycznych nieograniczonej macierzy $\Pi (\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n)$ oraz macierzy ograniczonej $\Pi^* (\lambda_1^*, \lambda_2^*, \dots, \lambda_n^*)$. Statystyka tego testu jest następującej postaci [Kusideł 2000]:

$$LR = T \sum_{i=1}^r [\ln(1 - \lambda_i^*) - \ln(1 - \lambda_i)],$$

gdzie r – liczba wektorów kointegracyjnych. Statystyka ma asymptotyczny rozkład χ^2 o liczbie stopni swobody równej liczbie ograniczeń, które zostały nałożone na α lub β . Jeżeli wartość statystyki LR jest większa od wartości krytycznej, odrzuca się hipotezę zerową na rzecz hipotezy alternatywnej.

Schemat badania kointegracji wygląda zatem następująco [Kusideł 2000]:

1. Wybór zmiennych, które wejdą w skład wektorów Y_t i D_t ;
2. Badanie stacjonarności zmiennych. Wymagana jest ten sam stopień zintegrowania zmiennych;
3. Ustalenie długości opóźnień;
4. Testowanie reszt modelu;
5. Badanie rzędu kointegracji zmiennych;

6. Jeżeli zmienne posiadają liczbę wektorów kointegrujących z przedziału $(0, n)$, należy zbudować model VECM. Jeżeli liczba wektorów kointegrujących nie znajdzie się w zadanym przedziale, należy zbudować model VAR.

Model VECM można ponadto rozwinąć, aby uwzględnić asymetrię w transmisji cen. Uzyskuje on wówczas postać [Hassouneh i in. 2012]:

$$\begin{cases} \Delta Y_{1,t} = A_{1,0}D_{1,t} + \gamma_1^+ u_{t-1}^+ + \gamma_1^- u_{t-1}^- + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{2,t-i} + e_{1,t} \\ \Delta Y_{2,t} = A_{2,0}D_{2,t} + \gamma_1^+ u_{t-1}^+ + \gamma_1^- u_{t-1}^- + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{2,t-i} + e_{2,t} \end{cases}$$

Jest to model zredukowany do dwóch zmiennych, uwzględniający tylko asymetrię dostosowań do równowagi. Można również uwzględnić asymetrię krótko okresową poprzez wprowadzenie odrębnie dodatnich i ujemnych różnic cen.

2.4 Podsumowanie

Wybór modelu do badania pionowej transmisji cen jest bardzo istotny, ponieważ w każdym z nich do kwestii transmisji podchodzi się w inny sposób. Co więcej, aby móc wykorzystać dany model, muszą być spełnione określone założenia. Jeśli nie zostaną one spełnione, estymacja może być obciążona poważnymi błędami. Przy wyborze modelu należy kierować się charakterem asymetrii, jaki zamierza się badać. Warunkiem jest oczywiście spełnienie założeń, które umożliwiają wykorzystanie danego modelu. Na przykład do badania asymetrii długo okresowej konieczne trzeba zastosować model ECM (bądź jego modyfikacje), w przypadku którego jednym z założeń jest występowanie kointegracji między zmiennymi. Wyjątkiem jest model ARDL-ECM.

Inny problem napotykaną podczas analiz transmisji cen wiąże się z częstotliwością danych wykorzystywanych do przeprowadzania testów i prognoz. Niska częstotliwość może prowadzić do błędnych wniosków dotyczących siły i/lub asymetrii w transmisji cen. W literaturze najczęściej sugerowane jest wykorzystanie danych o jak największej możliwej częstotliwości, co przekłada się na większą precyzję wyników. Kolejnym problemem są zmiany strukturalne, które mogą wystąpić na rynkach w analizowanym okresie czasu. Jeśli takie zmiany występują, wyniki uzyskane za pomocą modeli ECM mogą świadczyć o występowaniu asymetrii, która w rzeczywistości nie ma miejsca.

Na koniec warto podkreślić, że ciągle pojawiają się nowe podejścia do badania transmisji cen. Dużą popularnością w ostatnim czasie cieszą się modele kopuły. Dystrybuanta rozkładu X w punkcie t to prawdopodobieństwo zajścia zdarzenia mniejszego bądź równego t , której formalny zapis jest postaci: $F_X(t) = P(X \leq t)$. Kopuła to funkcja łącząca dwie lub więcej dystrybuant, której formalny zapis (w wersji dla dwóch zmiennych) jest określona równaniem:

$$F(x_1, x_2) = P(X_1 \leq x_1, X_2 \leq x_2) = C(F_1(x_1), F_2(x_2)),$$

gdzie: $F_1(x_1), F_2(x_2)$ – dystrybuanty brzegowe zmiennych X_1 i X_2 , $F(x_1, x_2)$ – dystrybuanta łączna zmiennych, C – funkcja łącząca dystrybuanty brzegowe (kopuła). Powyższa zależność po raz pierwszy została sformułowana przez Sklarra [1959]. Na przestrzeni lat zdefiniowano wiele różnych rodzajów kopuł. Do najpopularniejszych należą kopuły eliptyczne (gaussowska i t-kopuła) oraz Archimedesowe (Claytona, Gumbela, Franka i Placketa).

Aby sprawdzić, czy analizowane zmienne charakteryzują się podobnym rozkładem, należy wykorzystać test Kołmogorowa-Smirnowa lub kryterium Cramer-von Misesa [Genest i in. 2009]. W teorii kopuł możliwe jest zastosowanie współczynnika τ Kendalla, który służy do opisu korelacji między dwiema zmiennymi. Oznacza to, że τ przyjmuje wartości w przedziale $[-1, 1]$, gdzie wartość -1 oznacza, że jedna ze zmiennych maleje przy wzroście drugiej i vice versa. Wartość $+1$ oznacza wzajemną proporcjonalność [Genest i in. 2009].

3. Model zależności między transmisją cen a strukturami rynku

3.1 Struktura rynku, czynniki produkcji i produkt finalny

Hipotezę dotyczącą zależności między transmisją cen a strukturami rynku uwzględniono w modelu autorstwa McCorristona i in. [2001], będącym ostatnią generacją modeli EDM. Obiektem zainteresowania jest w nim interakcja w obszarze produkcji i dystrybucji głównych podmiotów pionowego łańcucha marketingowego, do których zalicza się producentów rolnych, przetwórców i detalistów. Zakłada się, że siłą rynkową dysponują tylko przetwórcy (przemysł spożywczy), natomiast na rynkach rolnym i detalicznym panuje konkurencja doskonała, a liczba podmiotów na nich działających jest duża. Ponadto przetwórcy nie wywierają siły oligopsonistycznej wobec dostawców nakładów¹¹.

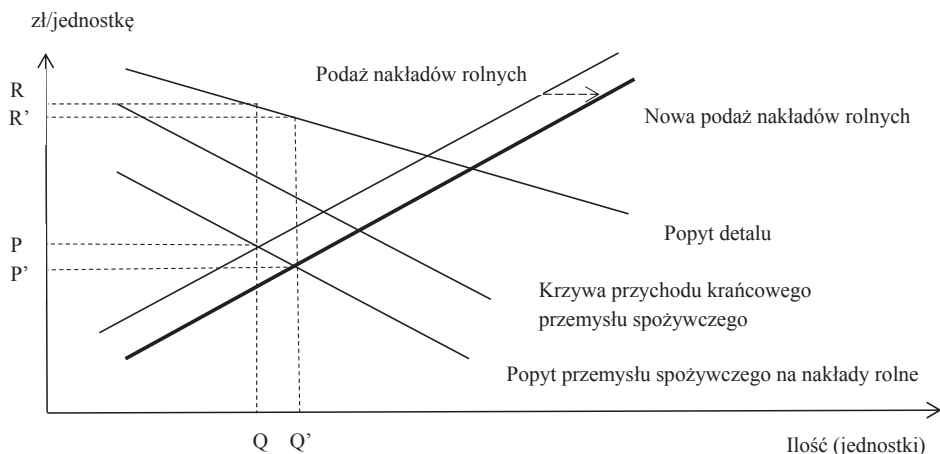
Na rysunku 3.1 przedstawiono reakcję przemysłu spożywczego o strukturze oligopolistycznej na przesunięcie krzywej podaży nakładów rolnych. Krzywa przychodu krańcowego przemysłu spożywczego jest krzywą utargu krańcowego zależną od kształtowania się krzywej popytu ogniwa detalu. Odejmując od przychodu krańcowego przemysłu spożywczego koszty krańcowe, otrzymuje się postrzegany przychód krańcowy netto, który z racji obustronnego brania cen świadczy o wielkości popytu przemysłu spożywczego na nakłady rolne. Ilość nakładów rolnych i ich ceny determinowane są przez punkt przecięcia podaży nakładów rolnych i popytu ze strony przemysłu spożywczego na nakłady rolne.

Cena detaliczna jest ceną popytu finalnego (R) dla ilości $Q = A$, gdzie Q to wielkość produkcji finalnej, a A to ilość wykorzystywanych do jej produkcji nakładów rolnych. Należy podkreślić przy tym, że tworząc rysunek 3.1, dla uproszczenia przyjęto, że ilość nakładów rolnych przekształcana jest w taką samą wielkość produkcji. W prezentowanym modelu sytuacja taka nie ma natomiast miejsca ze względu na fakt, iż produkcja opiera się w nim nie tylko na nakładach rolnych, ale także na nakładach materiałowych.

Celem budowy modelu jest pomiar siły transmisji cen między producentem rolnym a przemysłem spożywczym, gdy podaż nakładów rolnych ulega zmianie. Siła transmisji cen liczona jest jako procentowa zmiana ceny produktu finalnego (czyli w przypadku niniejszego modelu produktu przetworzonego) podzielona przez procentową zmianę ceny nakładu rolnego [McCorriston i in. 2001].

¹¹ Modelem tym zajmowała się także Antonova [2013].

Rysunek 3.1. Transmisja cen między producentem rolnym a przemysłem spożywczym w efekcie przesunięcia krzywej podaży nakładów rolnych*



* $P(P')$, $R(R')$ – ceny odpowiednio nakładu rolnego i produktu finalnego przed (po) zmianie położenia krzywej podaży nakładów rolnych; $Q(Q')$ – ilość produktu finalnego przed (po) zmianie położenia krzywej podaży nakładów rolnych.

Źródło: opracowanie własne na podstawie Antonova 2013.

Popyt na nakłady

Zakłada się, że przemysł spożywczy wykorzystuje nakłady rolne oraz inne zmienne nakłady materiałowe. Wartości popytu na nakłady rolne i materiałowe otrzymuje się w ramach procedury minimalizacji kosztów. Celem firm jest produkcja pożądanego wielkości artykułów spożywczych w oparciu o minimalne wielkości nakładów. W ramach procedury minimalizacji kosztów sięga się po metodę mnożników Lagrange'a (L). Minimalizacja całkowitych kosztów nakładów $\min(PA + WM)$ podlega następującemu ograniczeniu: $f(A, M) = Q$, gdzie P to cena produktu rolnego, a W i M to odpowiednio cena i ilość nakładów materiałowych. Mamy [Antonova 2013]:

$$L = PA + WM + C(Q - f(A, M)),$$

gdzie C to koszty krańcowe.

Różnicowanie po A umożliwia wskazanie optymalnej wielkości nakładów rolnych:

$$\frac{\partial L}{\partial A} = P - Cf_A = 0$$

$$P = Cf_A,$$

gdzie f_A to wzrost wielkości produkcji finalnej na skutek wzrostu wielkości produkcji nakładów rolnych o jednostkę, czyli pochodna funkcji f po A : $f_A = \frac{\partial Q}{\partial A}$.

Podobnie, różnicując L po M , można wskazać optymalną wielkości nakładów materiałowych:

$$\frac{\partial L}{\partial M} = W - C f_M = 0$$

$$W = C f_M,$$

gdzie f_M to wzrost wielkości produkcji finalnej spowodowany wzrostem wielkości produkcji nakładów materiałowych o jednostkę, czyli pochodna funkcji f po M : $f_M = \frac{\partial Q}{\partial M}$.

W efekcie otrzymuje się funkcję popytu na nakłady rolne: $P = C f_A$ i funkcję popytu na nakłady materiałowe: $W = C f_M$. Obie funkcje można przedstawić za pomocą układu równań przyrostów logarytmicznych, informujących o zmianie procentowej¹²:

$$d \ln P = d \ln C + d \ln f_A,$$

$$d \ln W = d \ln C + d \ln f_M.$$

W badaniach empirycznych dotyczących konkurencji niedoskonałej zakłada się zazwyczaj, że koszty krańcowe ponoszone przez przedsiębiorstwa są stałe, ignorując w ten sposób fakt, że na poziom wywieranej przez niego siły rynkowej wpływają zmiany tych kosztów. Morrison [1999] podkreśla, że także modele marż często opierają się na funkcjach popytu określanych bez głębszej analizy struktury kosztowej. Zakłada się stałe korzyści skali, pomijając kwestię związku między przychodami skali a wysokością marż. Na potrzebę uwzględnienia przychodów skali w analizach dotyczących przemysłu spożywczego wskazywali z kolei przykładowo Strak i Morgan [1995]. W celu określenia wpływu przychodów skali na elastyczność transmisji cen do funkcji popytu wprowadza się parametr przychodów skali (ρ).

Wohlgemant [1989] pokazał natomiast, że przyczyną dodatniego związku między zagregowanym rozstępem cenowym a ceną surowców rolnych może być substytucja pomiędzy nakładami rolnymi a innymi rodzajami nakładów w odpowiedzi na zmiany w cenie nakładów rolnych. W efekcie parametr elastyczności substytucji między nakładami rolnymi a materiałowymi (σ) również został włączony do modelu.

W celu otrzymania funkcji popytu na nakłady rolne uwzględniającej wyżej wymienione parametry wychodzi się od równania elastyczności produkcji względem nakładu rolnego:

$$\alpha = \frac{\partial Q}{\partial A} \cdot \frac{A}{Q} = f_A \frac{A}{Q}.$$

Przedstawiając f_A w postaci zmian procentowych, otrzymuje się:

¹² Przykładowo $d \ln P(t) = \ln P(t) - \ln P(t - \Delta t) = \ln \frac{P(t)}{P(t - \Delta t)}$ d jest różniczką.

$$dlnf_A = dln\alpha + dlnQ - dlnA.$$

Włączając ρ i σ , można zapisać:

$$dlnf_A = \frac{\rho\sigma}{\rho\sigma} (dln\alpha + dlnQ - dlnA).$$

Mnożąc przez $\frac{\rho}{\rho}$ oraz dodając i odejmując wyrażenie $\frac{dlnQ}{P}$, mamy:

$$dlnf_A = \frac{\rho\sigma}{\rho\sigma} \left(\frac{\rho}{\rho} dln\alpha - \frac{dlnQ}{P} + \frac{dlnQ}{P} + \frac{\rho}{\rho} dlnQ - \frac{\rho}{\rho} dlnA \right),$$

$$dlnf_A = \frac{\rho\sigma}{\rho\sigma} \cdot \frac{\rho-1}{\rho} dlnQ + \frac{\rho\sigma}{\rho\sigma} \left(\frac{dlnQ}{P} - \frac{\rho}{\rho} dlnA + \frac{\rho}{\rho} dln\alpha \right),$$

$$dlnf_A = \frac{\sigma(\rho-1)}{\rho\sigma} dlnQ + \frac{\sigma}{\rho\sigma} (dlnQ - \rho dlnA + \rho dln\alpha).$$

Jeśli przez α i β oznaczymy elastyczności produkcji względem odpowiednio nakładów rolnych i materiałowych, przychody skali $\rho = \alpha + \beta$ większe (równe, mniejsze) od jedności oznaczają rosnące (stałe, malejące) przychody skali. Ponieważ $dlnQ = \alpha dlnA + \beta dlnM$, wyrażenie $\left(\frac{\sigma}{\rho\sigma} (dlnQ - \rho dlnA + \rho dln\alpha) \right)$ można w efekcie zapisać: $\frac{\sigma}{\rho\sigma} (\alpha dlnA + \beta dlnM - \alpha dlnA - \beta dlnA + \alpha dln\alpha + \beta dln\alpha)$. Stąd otrzymujemy:

$$\frac{\sigma}{\rho\sigma} (dlnQ - \rho dlnA + \rho dln\alpha) = \frac{\sigma}{\rho\sigma} (\beta(dlnM - dlnA + dln\alpha) + \alpha dln\alpha).$$

Idąc dalej, można udowodnić, że $\alpha dln\alpha = -\beta dln\beta$. Otóż ponieważ $\rho = \alpha + \beta$, więc $d\rho = d\alpha + d\beta$. Dzieląc stronami przez ρ , mamy: $\frac{d\rho}{\rho} = \frac{d\alpha}{\rho} + \frac{d\beta}{\rho}$.

Można zapisać:

$$\frac{d\rho}{\rho} = \frac{d\alpha}{\rho} \cdot \frac{\alpha}{\alpha} + \frac{d\beta}{\rho} \cdot \frac{\beta}{\beta},$$

$$dln\rho = \frac{\alpha}{\rho} dln\alpha + \frac{\beta}{\rho} dln\beta.$$

Mnożąc stronami przez ρ , otrzymujemy:

$$\rho dln\rho = \alpha dln\alpha + \beta dln\beta.$$

Jeśli ρ to parametr, $dln\rho = 0$, a zatem faktycznie $\alpha dln\alpha = -\beta dln\beta$. W efekcie otrzymuje się równanie:

$$\frac{\sigma}{\rho\sigma} (dlnQ - \rho dlnA + \rho dln\alpha) = \frac{\sigma}{\rho\sigma} \beta (dlnM - dlnA + dln\alpha - dln\beta).$$

Chiang [1967] zaproponował następujący zapis:

$$\sigma = \frac{dlnA - dlnM}{dlnf_M - dlnf_A} = \frac{dlnA - dlnM}{dlnA - dlnM + dln\beta - dln\alpha}$$

Wiemy bowiem, że: $dlnf_A = dln\alpha + dlnQ - dlnA$ i $dlnf_M$ możemy zapisać analogicznie. Mamy zatem:

$$dlnf_M - dlnf_A = dln\alpha + dlnQ - dlnM - dln\alpha - dlnQ + dlnA,$$

$$dlnf_M - dlnf_A = dlnA - dlnM + dln\beta - dln\alpha.$$

Ponieważ α i β to zmienne, $dln\alpha \neq 0$ i $dln\beta \neq 0$, a więc $\sigma \neq 1$. W efekcie:

$$\frac{\sigma}{\rho\sigma} (d\ln Q - \rho d\ln A + \rho d\ln \alpha) = \frac{d\ln A - d\ln M}{d\ln A - d\ln M + d\ln \beta - d\ln \alpha} \cdot \frac{1}{\rho\sigma} \beta (d\ln M - d\ln A + d\ln \alpha - d\ln \beta) = -\frac{\beta}{\rho\sigma} (d\ln A - d\ln M).$$

Wstawiając powyższe wyrażenie, otrzymujemy następującą równość:

$$d\ln f_A = \frac{\sigma(\rho-1)}{\rho\sigma} d\ln Q - \frac{\beta}{\rho\sigma} \cdot (d\ln A - d\ln M).$$

Analogicznie możemy otrzymać: $d\ln f_M = \frac{\sigma(\rho-1)}{\rho\sigma} d\ln Q + \frac{\alpha}{\rho\sigma} (d\ln A - d\ln M)$. Ostatecznie funkcje popytu na nakłady odpowiednio rolne i materiałowe przedstawiają się następująco:

$$\begin{aligned} d\ln P &= d\ln C - \frac{\beta}{\sigma\rho} (d\ln A - d\ln M) + \frac{\sigma(\rho-1)}{\sigma\rho} d\ln Q, \\ d\ln W &= d\ln C + \frac{\alpha}{\sigma\rho} (d\ln A - d\ln M) + \frac{\sigma(\rho-1)}{\sigma\rho} d\ln Q. \end{aligned}$$

Podaż nakładów

W warunkach konkurencji doskonałej pojedynczy producenci nakładów nie mają wpływu na ceny równowagi, chociaż zagregowana podaż nie musi być doskonale elastyczna. Odwrócone równania podaży nakładów rolnych (A) i materiałowych (M) wyglądają następująco:

$$\begin{aligned} P &= k(A, Z), \\ W &= g(M), \end{aligned}$$

gdzie Z to czynnik egzogeniczny implikujący zmiany, szok reprezentujący wpływ takich czynników jak np. niekorzystna pogoda lub podatki na nakłady rolne, który przyczynia się do przesunięcia równowagi rynkowej.

Przedstawiając równanie dla nakładów rolnych w postaci zmian procentowych, otrzymujemy:

$$d\ln P = d\ln k(A, Z).$$

Możemy zapisać:

$$\begin{aligned} d\ln P &= \frac{k_A}{k(A, Z)} dA + \frac{k_Z}{k(A, Z)} dZ, \\ d\ln P &= \frac{k_A}{k(A, Z)} \cdot \frac{A}{A} dA + \frac{k_Z}{k(A, Z)} \cdot \frac{Z}{Z} dZ. \end{aligned}$$

Ponieważ $\frac{dA}{A} = d\ln A$, a $\frac{dZ}{Z} = d\ln Z$ ¹³, otrzymujemy:

$$d\ln P = \frac{k_A}{k(A, Z)} A d\ln A + \frac{k_Z}{k(A, Z)} Z d\ln Z,$$

Ponieważ $k_A = \frac{\partial P}{\partial A}$, $k_Z = \frac{\partial P}{\partial Z}$, a $P = k(A, Z)$ więc:

¹³ Dla dowolnego x , gdy $\Delta x \rightarrow 0$, mamy bowiem:

$$d\ln x = \ln x - \ln(x - \Delta x) = \frac{\ln x - \ln(x - \Delta x)}{x - (x - \Delta x)} \Delta x = \frac{1}{x} dx = \frac{dx}{x}.$$

$$d\ln P = \frac{\partial P}{\partial A} \cdot \frac{A}{P} d\ln A + \frac{\partial P}{\partial Z} \cdot \frac{Z}{P} d\ln Z.$$

Przyjmując $\varepsilon = \frac{\partial P}{\partial A} \cdot \frac{A}{P}$ i $\varphi = \frac{\partial P}{\partial Z} \cdot \frac{Z}{P}$, możemy ostatecznie zapisać:

$$d\ln P = \varepsilon d\ln A + \varphi d\ln Z,$$

gdzie ε i φ to odwrotności elastyczności odpowiednio podaży nakładów rolnych i zmiennej szokowej wpływającej na produkcję.

Dokonyując analogicznych przekształceń odnośnie do odwróconego równania podaży nakładów materiałowych, otrzymuje się:

$$d\ln W = \gamma d\ln M,$$

gdzie $\gamma = \frac{\partial P}{\partial M} \cdot \frac{M}{P}$ to odwrotność elastyczności podaży nakładów materiałowych.

Popyt na produkt finalny

Nakłady rolne i materiałowe umożliwiają wyprodukowanie pojedynczego dobra homogenicznego. Duża liczba konsumentów dokonuje jego zakupu od przemysłu spożywczego o strukturze oligopolistycznej. Odwrócone równanie popytu na dobro finalne przedstawia się następująco:

$$R = h(Q).$$

Po zlogarytmowaniu i zróżnicowaniu otrzymujemy:

$$d\ln R = d\ln h(Q) = \frac{dh(Q)}{h(Q)} = \frac{h_Q dQ}{h(Q)} = \frac{h_Q}{h(Q)} \cdot \frac{Q}{Q} dQ.$$

Ponieważ $\frac{dQ}{Q} = d\ln Q$, a $h_Q = \frac{\partial R}{\partial Q}$, mamy:

$$d\ln R = \frac{\partial R}{\partial Q} \cdot \frac{Q}{h(Q)} d\ln Q.$$

Ponieważ $R = h(Q)$:

$$d\ln R = \frac{\partial R}{\partial Q} \cdot \frac{Q}{R} d\ln Q.$$

Stąd: $d\ln Q = \frac{\partial Q}{\partial R} \cdot \frac{R}{Q} d\ln R$.

Można zauważyć, że $\frac{\partial Q}{\partial R} \cdot \frac{R}{Q}$ to cenowa elastyczność popytu. Przyjmując $\eta = \left| \frac{\partial Q}{\partial R} \cdot \frac{R}{Q} \right|$, otrzymujemy:

$$d\ln Q = -\eta d\ln R.$$

gdzie η to cenowa elastyczność popytu na wyroby przemysłu wyrażona w wartości absolutnej.

3.2 Technologia produkcji i postać funkcji podaży produktu finalnego

Nakład rolny i materiałowy są przekształcane w produkt finalny z wykorzystaniem technologii produkcji. W modelu EDM uwzględnia się ogólną postać funkcji produkcji. Zakłada się, że w gałęzi działa n przedsiębiorstw o takiej samej funkcji produkcji, która jest homogeniczna stopnia ρ , co oznacza, że podwojenie wielkości nakładów skutkuje zwiększeniem wielkości produkcji o 2^ρ .

Zakłada się ponadto, że kapitał jest stały w krótkim okresie, co pozwala na jego pominięcie w modelu. Dopuszcza się także substytucyjność czynników produkcji. Funkcja produkcji przedstawia się następująco [Antonova 2013]:

$$Q = f(A, M).$$

Po zlogarytmowaniu i zróżnicowaniu otrzymujemy:

$$d\ln Q = d\ln f(A, M).$$

Ponieważ różnicowanie $f(A, M)$ po A daje: $\frac{f_A}{f(A, M)} dA$, a po M – analogicznie, można zapisać:

$$d\ln Q = \frac{f_A}{f(A, M)} dA + \frac{f_M}{f(A, M)} dM = \frac{f_A}{f(A, M)} dA \cdot \frac{A}{A} + \frac{f_M}{f(A, M)} dM \cdot \frac{M}{M}.$$

Ponieważ $\frac{dA}{A} = d\ln A$, a $f_A = \frac{\partial Q}{\partial A}$ i analogicznie dla M , mamy:

$$d\ln Q = \frac{\partial Q}{\partial A} \cdot \frac{A}{Q} d\ln A + \frac{\partial Q}{\partial M} \cdot \frac{M}{Q} d\ln M.$$

Można dostrzec, że $\frac{\partial Q}{\partial A} \cdot \frac{A}{Q} = \alpha$, a $\frac{\partial Q}{\partial M} \cdot \frac{M}{Q} = \beta$. Zatem:

$$d\ln Q = \alpha d\ln A + \beta d\ln M.$$

3.3 Struktury rynku i zachowanie firm

Jak już wspomniano, w modelu zakłada się, że siła rynkowa wywiera wpływ na transmisję cen, a przemysł spożywczy charakteryzuje struktura oligopolistyczna. Ponieważ oligopole maksymalizują zyski, w celu znalezienia ceny produktu finalnego rozpatrywany jest warunek pierwszego rzędu maksymalizacji zysku wyrażonego w sposób następujący [Antonova 2013]:

$$\Pi_i = R(Q)Q_i - C_i(P, W, Q_i),$$

gdzie Π_i to funkcja zysku firmy i , $R(Q)$ to cena produktu finalnego, Q_i to wielkość produkcji finalnej firmy i , C_i to koszty firmy i .

Wiedząc, że cena produktu finalnego R to cena rynkowa zależna od wielkości produkcji całego przemysłu Q , która zależy od wielkości produkcji każdej z firm Q_i ($Q = \sum_{i=1}^n Q_i$), warunek pierwszego rzędu maksymalizacji zysku firmy i przedstawia się następująco:

$$\frac{\partial \Pi_i}{\partial Q_i} = \frac{\partial Q_i}{\partial Q_i} R(Q) + \frac{\partial R(Q)}{\partial Q} \theta_i Q_i - \frac{\partial C_i(P, W, Q_i)}{\partial Q_i} = 0,$$

gdzie $\theta_i = \frac{\partial Q}{\partial Q_i}$ zwana jest parametrem domyślnej zmienności firmy i [Antonova 2013].

Związek wielkości produkcji finalnej całego przemysłu z wielkością produkcji pojedynczej firmy i przedstawia się następująco:

$$\theta_i = \frac{\partial Q}{\partial Q_i} = \frac{\partial Q_i}{\partial Q_i} + \frac{\partial \sum_{j \neq i}^n Q_j}{\partial Q_i} = 1 + \frac{\partial \sum_{j=1}^n Q_j}{\partial Q_i} = 1 + \theta_i^*, j \neq i,$$

gdzie θ_i to zmienna świadcząca o konkurencji niedoskonałej, podczas gdy θ_i^* mierzy zmianę wielkości produkcji finalnej dokonaną przez rywali firmy i w reakcji na zmianę wielkości produkcji firmy i . Jeśli $\theta^* = 0, \theta = 1$ i mamy do czynienia z oligopolem Cournot. Jeśli $\theta^* > 0$, to $\theta > 1$ i mamy do czynienia ze zmonopolizacją. Jeśli $\theta^* = -1$, to $\theta = 0$, a na rynku panuje konkurencja doskonała.

W efekcie z warunku pierwszego rzędu otrzymujemy:

$$R(Q) + \frac{\partial R(Q)}{\partial Q} (1 + \theta_i^*) Q_i - \frac{\partial C_i(P, W, Q_i)}{\partial Q_i} = 0.$$

Sumując funkcję maksymalizującą zysk po n firmach przy założeniu, że posiadają one taką samą wielkość i strukturę kosztową, otrzymujemy:

$$nR(Q) + \sum_{i=1}^n (1 + \theta_i^*) Q_i \frac{\partial R(Q)}{\partial Q} - n \frac{\partial C_i}{\partial Q_i} = nR(Q) + \sum_{i=1}^n Q_i \frac{\partial R(Q)}{\partial Q} + \sum_{i=1}^n \theta_i^* Q_i \frac{\partial R(Q)}{\partial Q} - n \frac{\partial C_i}{\partial Q_i} = 0.$$

Ponieważ $\sum_{i=1}^n Q_i = Q$, a $\sum_{i=1}^n \theta_i^* = \theta^*$, mamy:

$$nR(Q) + Q \frac{\partial R(Q)}{\partial Q} + \theta^* Q \frac{\partial R(Q)}{\partial Q} - n \frac{\partial C_i}{\partial Q_i} = 0.$$

Dzieląc stronami przez $R(Q)$, otrzymuje się:

$$n + \frac{Q}{R(Q)} \cdot \frac{\partial R(Q)}{\partial Q} + \theta^* \frac{Q}{R(Q)} \frac{\partial R(Q)}{\partial Q} - n \frac{\partial C_i}{\partial Q_i R(Q)} = 0.$$

Ponieważ $\frac{Q}{R(Q)} \cdot \frac{\partial R(Q)}{\partial Q} = \frac{1}{\eta}$, więc:

$$n + \frac{1}{\eta} + \frac{\theta^*}{\eta} - n \frac{\partial C_i}{\partial Q_i R(Q)} = 0$$

Mnożąc stronami przez $R(Q)\eta$ i wiedząc, że $1 + \theta^* = \theta$, mamy:

$$R(Q)n\eta + R(Q)(1 + \theta^*) - n\eta \frac{\partial C_i}{\partial Q_i} = R(Q)(n\eta + \theta) - n\eta \frac{\partial C_i}{\partial Q_i} = 0.$$

Wobec powyższego cenę produktu finalnego można wyrazić następująco:

$$R = \frac{n\eta}{n\eta + \theta} \cdot \frac{\partial C_i}{\partial Q_i}.$$

Można zauważyć, że pierwsze wyrażenie to pobierana przez oligopolistę w przemyśle spożywczym marża ceny nad kosztem krańcowym λ , natomiast drugie – koszty krańcowe C . Mamy ostatecznie:

$$R = \lambda C.$$

Biorąc pod uwagę, że elastyczność cenowej produktu finalnego η wyrażona została w wartościach absolutnych ($\eta = \left| \frac{\partial Q}{\partial R} \cdot \frac{R}{Q} \right|$), należy zapisać:

$$\lambda = \frac{n\eta}{n\eta - \theta},$$

gdzie θ to zagregowana domyślna zmienność lub inaczej parametr siły rynkowej [Antonova 2013]. Zakładając, że parametry domyślnej zmienności są identyczne dla wszystkich firm przemysłu, okazuje się, że im wyższe θ , tym wyższa marża λ i tym wyższa cena oligopolisty R .

Należy także zauważyć, że warunek $R = \lambda C$ jest warunkiem równowagi dla przypadku oligopolu. Cena płacona za artykuły spożywcze (R) zakupione przez konsumenta jest zatem wyższa niż koszty krańcowe przetwórcy (C) o wysokość pobieranej przez niego marży (λ).

3.4 Metody rozwiązywania modelu

W ramach podejścia EDM wykorzystuje się standardowe podejście z obszaru równowagi cząstkowej, a mianowicie zakłada się równość podaży i popytu na poziomie produkcji i dystrybucji, po czym ma miejsce rozwiązanie systemu równań równowagi [Antonova 2013].

Równowaga na rynku nakładów sprowadza się do tego, że funkcja popytu na nakłady zrównuje się z funkcją podaży nakładów. Warunki czyszczenia rynków nakładów przyjmują następujące postacie dla nakładów odpowiednio rolnych i materiałowych:

$$\varepsilon d\ln A + \varphi d\ln Z = d\ln C - \frac{\beta}{\sigma\rho} (d\ln A - d\ln M) + \frac{\sigma(\rho-1)}{\sigma\rho} d\ln Q,$$

$$\gamma d\ln M = d\ln C + \frac{\alpha}{\sigma\rho} (d\ln A - d\ln M) + \frac{\sigma(\rho-1)}{\sigma\rho} d\ln Q.$$

Z warunku czyszczenia rynku nakładów rolnych otrzymujemy:

$$\varphi d\ln Z = d\ln C - \frac{\beta}{\sigma\rho} (d\ln A - d\ln M) + \frac{\sigma(\rho-1)}{\sigma\rho} d\ln Q - \varepsilon d\ln A.$$

Ponieważ $d\ln Q = \alpha d\ln A + \beta d\ln M$, więc:

$$\varphi d\ln Z = d\ln C - \frac{\beta}{\sigma\rho} d\ln A + \frac{\beta}{\sigma\rho} d\ln M + \frac{\alpha\sigma(\rho-1)}{\sigma\rho} d\ln A + \frac{\beta\sigma(\rho-1)}{\sigma\rho} d\ln M -$$

$$\varepsilon d\ln A = d\ln C + \left(-\frac{\beta}{\sigma\rho} + \frac{\alpha\sigma(\rho-1)}{\sigma\rho} - \varepsilon \right) d\ln A + \left(\frac{\beta}{\sigma\rho} + \frac{\beta\sigma(\rho-1)}{\sigma\rho} \right) d\ln M =$$

$$-\frac{\beta + \varepsilon\sigma\rho - \alpha\sigma(\rho-1)}{\sigma\rho} d\ln A + \frac{\beta + \beta\sigma(\rho-1)}{\sigma\rho} d\ln M + d\ln C.$$

Można zauważyć, że logarytmując i różnicując wyrażenie $R = \lambda C$, otrzymuje się:

$$d\ln R = d\ln \lambda + d\ln C = -\frac{d\ln \lambda}{d\ln R} d\ln R + d\ln C.$$

Ponieważ wyrażenie $\frac{-d\ln\lambda}{d\ln R}$ to elastyczność marży monopolistycznej μ ¹⁴, mamy:

$$d\ln R = -\mu d\ln R + d\ln C.$$

A zatem:

$$d\ln C = (1 + \mu)d\ln R,$$

co świadczy o tym, że zmiany kosztów krańcowych wynikają ze zmian ceny produktu finalnego R ¹⁵.

Ostatecznie warunek czyszczenia rynku nakładów rolnych wygląda następująco:

$$\varphi d\ln Z = -\left[\frac{\beta + \varepsilon\sigma\rho - \alpha\sigma(\rho-1)}{\sigma\rho}\right] d\ln A + \left[\frac{\beta + \beta\sigma(\rho-1)}{\sigma\rho}\right] d\ln M + \left[\frac{(1+\mu)\sigma\rho}{\sigma\rho}\right] d\ln R.$$

Z kolei uwzględniając, że $d\ln C = (1 + \mu)d\ln R$, a $d\ln Q = \alpha d\ln A + \beta d\ln M$, równowaga na rynku nakładów materiałowych wyraża się tak oto:

$$\gamma d\ln M = (1 + \mu)d\ln R + \frac{\alpha}{\sigma\rho} d\ln A - \frac{\alpha}{\sigma\rho} d\ln M + \frac{\alpha\sigma(\rho-1)}{\sigma\rho} d\ln A + \frac{\beta\sigma(\rho-1)}{\sigma\rho} d\ln M.$$

Zatem:

$$0 = \left[\frac{\sigma\rho + \mu\sigma\rho}{\sigma\rho}\right] d\ln R + \left[\frac{\alpha + \alpha\sigma(\rho-1)}{\sigma\rho}\right] d\ln A - \left[\frac{\alpha + \gamma\sigma\rho - \beta\sigma(\rho-1)}{\sigma\rho}\right] d\ln M.$$

Ostatecznie warunek czyszczenia rynku nakładów materiałowych wygląda następująco:

$$0 = \left[\frac{(1+\mu)\sigma\rho}{\sigma\rho}\right] d\ln R + \left[\frac{\alpha + \alpha\sigma(\rho-1)}{\sigma\rho}\right] d\ln A - \left[\frac{\alpha + \gamma\sigma\rho - \beta\sigma(\rho-1)}{\sigma\rho}\right] d\ln M.$$

Opisując równowagę na rynku produktów finalnych, wielkość produkcji dostarczona na rynek $Q = f(A, M)$ zrównuje się z wielkością określoną za pomocą odwróconego równania popytu na produkcję finalną $R = h(Q)$. Zgodnie z wcześniej otrzymanymi zależnościami możemy zapisać:

$$d\ln Q = -\eta d\ln R = \alpha d\ln A + \beta d\ln M.$$

Ostatecznie warunek czyszczenia rynku produktów finalnych przedstawia się następująco:

$$0 = \alpha d\ln A + \beta d\ln M + \eta d\ln R.$$

Dążąc do pomiaru siły transmisji sygnałów cenowych, tak powstały układ trzech warunków równowagi rozwiązuje się dla dwóch zmiennych endogenicznych – ceny otrzymywanej przez producenta rolnego za nakłady rolne i ceny produktu finalnego. Zakłada się przy tym, że sektor rolny dotyka szok egzogeniczny Z wpływający na elastyczność transmisji cen.

¹⁴ Można także zauważyć, że $\mu = \frac{-d\ln\lambda}{d\ln R} = \frac{-(d\ln R - d\ln C)}{d\ln R} = \frac{d\ln C}{d\ln R} - 1$.

¹⁵ Z kolei zmiany w cenie produktu finalnego zależą od elastyczności marży monopolistycznej ($d\ln R = \frac{d\ln C}{1+\mu}$).

3.5 Elastyczność transmisji cen

Rozwiązując układ równań równowagi, otrzymuje się rozwiązania dla procentowych zmian ceny produktu finalnego R i ceny nakładu rolnego P [Antonova 2013]:

$$d\ln R = \frac{\alpha\rho(1+\gamma\sigma)}{(\mu+1)\rho(\rho+\alpha\gamma\sigma+\beta\varepsilon\sigma)-\eta(\beta\gamma+\varepsilon\alpha+\varepsilon\sigma\rho\gamma-\varepsilon\sigma\beta(\rho-1)-\alpha\sigma\gamma(\rho-1)-\rho(\rho-1))},$$

$$d\ln P = \frac{(1+\mu)\rho(\rho+\alpha\sigma\gamma)-\alpha\sigma\eta\gamma(\rho-1)-\rho\eta(\rho-1)+\beta\eta\gamma}{(\mu+1)\rho(\rho+\alpha\gamma\sigma+\beta\varepsilon\sigma)-\eta(\beta\gamma+\varepsilon\alpha+\varepsilon\sigma\rho\gamma-\varepsilon\sigma\beta(\rho-1)-\alpha\sigma\gamma(\rho-1)-\rho(\rho-1))}.$$

Siłę transmisji sygnałów cenowych między ceną producenta rolnego a ceną produktu finalnego po szoku egzogenicznym dotyczącym sektoru rolnego można ocenić za pomocą elastyczności transmisji cen wyrażonej w sposób następujący:

$$\tau = \frac{d\ln R}{d\ln P} = \frac{\frac{d\ln R}{d\ln Z}}{\frac{d\ln P}{d\ln Z}} = \frac{\alpha\rho(1+\gamma\sigma)}{(1+\mu)\rho(\rho+\alpha\sigma\gamma)+\beta\eta\gamma-\alpha\eta\sigma(\rho-1)-\eta\rho(\rho-1)} =$$

$$\frac{\alpha\rho(1+\gamma\sigma)}{(\rho+\alpha\sigma\gamma)(1+\mu)\rho-(\rho-1)(\eta\rho+\eta\alpha\sigma\gamma)+\beta\eta\gamma} = \frac{\alpha\rho(1+\gamma\sigma)}{(\rho+\alpha\sigma\gamma)[(1+\mu)\rho-\eta(\rho-1)]+\beta\eta\gamma}.$$

Uwzględniając założenie mówiące, że przychody skali w przemyśle spożywczym nie są stałe, elastyczności produkcji względem nakładów odpowiednio rolnych i materiałowych α i β przedstawić można jako iloczyn udziałów nakładów odpowiednio rolnych i materiałowych w funkcji kosztów przemysłu S_A i S_M i struktury kosztowej przemysłu ρ :

$$\alpha = S_A\rho,$$

$$\beta = S_M\rho.$$

Równanie transmisji cen można wówczas zapisać:

$$\tau = \frac{S_A\rho(1+\gamma\sigma)}{(1+S_A\gamma\sigma)[(1+\mu)\rho-\eta(\rho-1)]+(1-S_A)\gamma\eta}.$$

W następnym kroku analizowany będzie wpływ następujących zmiennych świadczących o strukturze rynku na tak wyrażoną elastyczność transmisji cen:

- elastyczności marż w przemyśle spożywczym (μ),
- przychodów skali (ρ),
- elastyczności substytucji między nakładami rolnymi a materiałowymi (σ),
- odwrotności elastyczności podaży nakładów materiałowych (γ),
- wartości absolutnej cenowej elastyczności popytu detalisty (η).

Będzie to czynione na dwa sposoby. Pierwszy zaproponowany został przez McCorristona i in. [2001], natomiast drugi opiera się na cząstkowym zróżnicowaniu funkcji τ po powyższych wyrażeniach i stanowi propozycję Antonovej [2013].

Wpływ elastyczności marż przemysłu spożywczego na transmisję cen

I sposób

W celu analizy wpływu parametru siły rynkowej na elastyczność transmisji cen można porównać sytuację konkurencji doskonałej ($\mu = 0$) z sytuacją niekonkurencyjną ($\mu \neq 0$). Przyjmując dodatkowo, że w konkurencji doskonałej $\rho = 1$, otrzymuje się:

$$\tau_C = \frac{S_A(1+\gamma\sigma)}{(1+S_A\gamma\sigma)+(1-S_A)\gamma\eta}$$

W kolejnym kroku wylicza się następujące wyrażenie:

$$\begin{aligned} \frac{\tau_C}{\tau} &= \frac{S_A(1+\gamma\sigma)}{(1+S_A\gamma\sigma)+(1-S_A)\gamma\eta} \cdot \frac{(1+S_A\gamma\sigma)[(1+\mu)\rho-\eta(\rho-1)]+(1-S_A)\gamma\eta}{S_A\rho(1+\gamma\sigma)} = \\ &= \frac{(1+S_A\gamma\sigma)\rho+(1-S_A)\gamma\sigma\frac{\rho}{\rho}+\mu\rho(1+S_A\gamma\sigma)-\frac{\eta(\rho-1)\rho}{\rho}(1+S_A\gamma\sigma)}{\rho[(1+S_A\gamma\sigma)+(1-S_A)\gamma\eta]} = \\ &= 1 + \frac{(1-S_A)\gamma\sigma\left(-\frac{\rho-1}{\rho}\right)+\mu(1+S_A\gamma\sigma)-\frac{\eta(\rho-1)\rho}{\rho}(1+S_A\gamma\sigma)}{(1+S_A\gamma\sigma)+(1-S_A)\gamma\eta} = \\ &= 1 + \frac{\mu(1+S_A\gamma\sigma)-\eta\frac{\rho-1}{\rho}[(1-S_A)\gamma+(1+S_A\gamma\sigma)]}{(1+S_A\gamma\sigma)+(1-S_A)\gamma\eta}. \end{aligned}$$

W celu bliższego przyjrzenia się wpływowi siły rynkowej można przyjąć, że $\gamma = 0$ [Antonova 2013]. W efekcie:

$$\frac{\tau_C}{\tau} = 1 + \mu - \eta \frac{\rho-1}{\rho}$$

Okazuje się zatem, że jeśli przemysł spożywczy charakteryzują stałe przychody skali, to $\frac{\tau_C}{\tau} = 1 + \mu$, a więc μ decyduje o zakresie odchylenia elastyczności transmisji cen od przypadku konkurencji doskonałej. McCorriston i in. [2001] udowodnili tym samym, że wzrost siły rynkowej prowadzi do spadku siły transmisji cen.

II sposób

Stopień wywieranej siły rynkowej można przybliżyć za pomocą dostosowanego indeksu Lerner'a (J). Warunek pierwszego rzędu dla firmy maksymalizującej zysk przedstawiał się następująco: $\frac{\partial \Pi_i}{\partial Q_i} = \frac{\partial Q_i}{\partial Q} R(Q) + \frac{\partial R(Q)}{\partial Q} \theta_i Q_i - \frac{\partial C_i}{\partial Q_i} = 0$.

Stąd: $\frac{Q_i R(Q) - C_i'(Q_i)}{R} = \frac{-\frac{\partial R(Q)}{\partial Q} \theta_i Q_i \frac{Q}{Q}}{R}$. A zatem: $L = -\frac{\partial R(Q)}{R} \theta_i \frac{Q_i}{Q} \frac{Q}{\partial Q}$. Ponieważ $\frac{Q_i}{Q} = \frac{1}{n}$, a $\eta = \left| \frac{\partial Q}{\partial R} \cdot \frac{R}{Q} \right|$, to $L = \frac{1}{n} \cdot \frac{1}{\eta} \cdot \theta$. Indeks Lerner'a dostosowany o elastyczność popytu wyniesie: $J = L \eta = \frac{Q}{n}$.

W efekcie cząstkowego zróżnicowania równania transmisji cen po J otrzymuje się następujące równanie [Antonova 2013]:

$$\frac{d\tau}{dJ} = -\frac{S_A \rho^2 (1+\gamma\sigma)(1+S_A\gamma\sigma)(1+\eta)\eta}{(\eta-J)^2 \psi^2},$$

gdzie $\psi = (1 + S_A\gamma\sigma) \left(\left(1 + \frac{(1+\eta)J}{\eta-J}\right) \rho - \eta(\rho - 1) \right) + (1 - S_A)\gamma\eta$. Wartość $\frac{d\tau}{dJ}$ jest mniejsza od 0, a zatem udało się potwierdzić wynik McCorristona i in [2001] mówiący, że wzrost siły rynkowej implikuje spadek transmisji cen.

Wpływ przychodów skali na transmisję cen

I sposób

W celu określenia wpływu struktury kosztowej przemysłu na transmisję cen analizuje się przypadek konkurencji doskonałej ($\mu = 0$), co służy eliminacji wpływu siły rynkowej. Wówczas, utrzymując założenia, że $\gamma = 0$ i w konkurencji doskonałej $\rho = 1$, otrzymujemy: $\frac{\tau_c}{\tau} = 1 - \eta \frac{\rho-1}{\rho}$.

Jeśli $\rho > 1$, to $\frac{\tau_c}{\tau} < 1$ i $\tau > \tau_c$. Oznacza to, że elastyczność transmisji cen w przemyśle o rosnących przychodach skali jest wyższa niż w przemyśle o stałych przychodach skali. Jeśli natomiast $\rho < 1$, to $\frac{\tau_c}{\tau} > 1$ i $\tau < \tau_c$, czyli elastyczność transmisji cen w przemyśle o malejących przychodach skali jest niższa niż w przemyśle o stałych przychodach skali.

II sposób

Wpływ krótkookresowych przychodów skali na elastyczność transmisji cen można potwierdzić, różnicując równanie transmisji cen po ρ [Antonova 2013]:

$$\frac{d\tau}{d\rho} = \frac{S_A(1+\gamma\sigma)\eta(1+\gamma\{1-S_A[1+\sigma(\rho-1)]\})}{\varphi^2},$$

gdzie $\varphi = (1 + S_A\gamma\sigma)[(1 + \mu)\rho - \eta(\rho - 1)] + (1 - S_A)\gamma\eta$. $\frac{d\tau}{d\rho} > 0$, a więc wzrost wartości ρ implikuje wzrost siły transmisji cen. Okazuje się także, że transmisja cen w przemyśle charakteryzowanym przez konkurencję niedoskonałą i rosnące przychody skali może być większa niż w przemyśle charakteryzowanym przez konkurencję doskonałą i stałe przychody skali. Zatem przychody skali mogą wpływać zarówno na wzmocnienie transmisji cen, jak i rekompensować wpływ siły rynkowej.

Wpływ elastyczności substytucji między nakładami rolnymi a materiałowymi na transmisję cen

I sposób

McCorriston i in. [2001] analizowali wpływ elastyczności substytucji między nakładami rolnymi a materiałowymi na transmisję cen, zmieniając wartości parametru σ w przedziale od 0,25 do 0,5. Spadek jego wartości implikował spadek elastyczności transmisji cen.

II sposób

W efekcie cząstkowego zróżnicowania równania transmisji cen po σ otrzymuje się następujące równanie [Antonova 2013]:

$$\frac{d\tau}{d\sigma} = \frac{S_A \rho \gamma (1 - S_A) (\rho + \rho\mu - \eta\rho + \eta + \gamma\eta)}{\varphi^2},$$

gdzie $\varphi = (1 + S_A \gamma \sigma)[(1 + \mu)\rho - \eta(\rho - 1)] + (1 - S_A)\gamma\eta$.

Ponieważ $S_A < 1$, gdy $\rho + \rho\mu - \eta\rho + \eta + \gamma\eta > 0$, to $\frac{d\tau}{d\sigma} > 0$. Wyrażenie $(\rho + \rho\mu - \eta\rho + \eta + \gamma\eta)$ nie może przyjmować wartości poniżej 0, ponieważ wówczas $\tau < 0$, co nie może mieć miejsca (niemożność interpretacji). Wyrażenie to nie może być także równe 0, ponieważ w takim przypadku transmisja cen wyniosłaby 0. Ostatecznie stwierdza się, że wzrost elastyczności substytucji między nakładami rolnymi a materiałowymi prowadzi do wzrostu transmisji cen. Wynik otrzymany przez McCorristona i in. [2001] można zatem uogólnić na pozostałe możliwe wartości parametru σ .

Wpływ elastyczności podaży nakładów materiałowych na transmisję cen

I sposób

Podobnie jak w przypadku elastyczności substytucji między nakładami czynników produkcji, także wpływ podaży nakładów materiałowych na transmisję cen McCorriston i in [2001] analizowali na drodze zmiany wartości parametru γ w przedziale od 0,5 do 1. Okazało się, że wzrost odwrotności elastyczności podaży nakładów materiałowych implikuje wzrost elastyczności transmisji cen.

II sposób

W efekcie cząstkowego zróżnicowania równania transmisji cen po γ otrzymuje się następujące równanie [Antonova 2013]:

$$\frac{d\tau}{d\gamma} = \frac{S_A \rho (1 - S_A) (\sigma \rho (1 + \mu) + \sigma \eta (1 - \rho) - \eta)}{\varphi^2},$$

gdzie $\varphi = (1 + S_A \gamma \sigma)[(1 + \mu)\rho - \eta(\rho - 1)] + (1 - S_A)\gamma\eta$.

Ponieważ $S_A < 1$, gdy $\sigma\rho(1 + \mu) + \sigma\eta(1 - \rho) - \eta > 0$, to $\frac{d\tau}{d\gamma} > 0$. Innymi słowy, wzrost odwrotności elastyczności podaży nakładów materiałowych zwiększa transmisję cen tylko wówczas, gdy $\eta < \frac{\sigma\rho(1+\mu)}{\sigma(\rho-1)+1}$, czyli gdy popyt detalisty jest nieelastyczny. W przeciwnym przypadku wzrost odwrotności elastyczności podaży nakładów materiałowych zmniejsza transmisję cen. Wynik ten świadczy o warunkowości wyniku otrzymanego przez McCorristona i in. [2001].

Wpływ cenowej elastyczności popytu na transmisję cen

I sposób

Podobnie jak w obu powyższych przypadkach także wpływ cenowej elastyczności popytu na transmisję cen McCorriston i in [2001] analizowali na drodze zmiany wartości parametru η w przedziale od 0,2 do 0,4. Okazało się, że wzrost cenowej elastyczności popytu implikuje wzrost elastyczności transmisji cen.

II sposób

W efekcie cząstkowego zróżnicowania równania transmisji cen po γ , otrzymuje się następujące równanie [Antonova 2013]:

$$\frac{d\tau}{d\eta} = \frac{-S_A(1+\gamma\sigma)\left((1+S_A\gamma\sigma)\left(1-\rho-\frac{\rho\theta(\theta+n)}{(n\eta-\theta)^2}\right)+(1-S_A)\gamma\right)}{\phi^2},$$

gdzie $\phi=(1+S_A\gamma\sigma)\left(\left(1+\frac{(1+\eta)\theta}{n\eta-\theta}\right)\rho-\eta(\rho-1)\right)+(1-S_A)\gamma\eta$.

Ponieważ $S_A < 1$, gdy $1-\rho-\frac{\rho\theta(\theta+n)}{(n\eta-\theta)^2} > 0$, to $\frac{d\tau}{d\eta} < 0$. Innymi słowy, wzrost cenowej elastyczności popytu zmniejsza transmisję cen tylko wówczas, gdy $\rho < \frac{1}{1+\frac{\theta(\theta+n)}{(n\eta-\theta)^2}}$. Wynik otrzymany przez McCorristona i in. [2001] został nato-

miast potwierdzony tylko dla $\rho > \frac{1}{1+\frac{\theta(\theta+n)}{(n\eta-\theta)^2}}$. Równocześnie można zauważyć, że

malejące i stałe przychody skali przyczyniają się do zmniejszenia elastyczności transmisji cen, gdy elastyczność popytu detalisty rośnie, podczas gdy rosnące przychody skali przyczyniają się do wzrostu elastyczności transmisji cen, gdy elastyczność popytu detalisty rośnie.

3.6 Podsumowanie

Na podstawie teoretycznej analizy wpływu struktur rynku na proces transmisji cen stwierdzono, że:

- wraz z niższym poziomem elastyczności marż monopolistycznych (μ) rośnie siła transmisji cen;
- rosnące przychody skali (ρ) zwiększają transmisję cen, mogąc nawet całkowicie zniwelować ujemny wpływ konkurencji niedoskonałej, a zatem implikują one wzrost dochodów producentów rolnych i konsumentów;
- z kolei spadek przychodów skali (ρ) obniża elastyczność transmisji cen, w efekcie czego transmisja cen może być niekompletna nawet w przypadku konkurencji doskonałej (brak siły rynkowej), na co wskazywali Griffith i Piggott [1994] oraz Peltzman [2000];
- wzrost elastyczności substytucji między nakładami rolnymi a materiałowymi (σ) przyczynia się do wzrostu transmisji cen, a zatem wzrost udziału producenta rolnego w cenie produktu finalnego jest większy, gdy nakład rolny może być łatwo zastąpiony maszynami, i mniejszy, gdy nakłady są trudno zastępowalne;
- dla nieelastycznego popytu wzrost odwrotności elastyczności podaży nakładów materiałowych (γ) zwiększa elastyczność transmisji cen, co jest korzystne dla producentów rolnych, ponieważ wówczas ich udział w cenie detalicznej dobra rośnie;
- w przypadku malejących i stałych przychodów skali wzrost elastyczności popytu (η) zmniejsza wpływ siły monopolistycznej, prowadząc do wzrostu transmisji cen, co jest korzystne dla producentów rolnych i konsumentów.

Należy dodać, że McCorriston i in. [2001], jak również Antonova [2013] przedstawili numeryczną ilustrację siły tych efektów.

Otrzymane wyniki okazują się także niezwykle istotne z punktu widzenia prognoz gospodarczych. Producent rolny zainteresowany wzrostem zysku powinien znać charakter zależności zachodzących w przemyśle, z którym współpracuje. Gdy cechują go rosnące przychody skali, wzrost elastyczności popytu na produkt detalisty (η) implikuje wzrost transmisji cen produktów rolnych. Gdy cechują go stałe lub malejące przychody skali, wzrost elastyczności popytu na produkty detalisty implikuje spadek transmisji cen produktów rolnych. Producent rolny powinien być również świadomy, że im niższa elastyczność substytucji między nakładami rolnymi a materiałowymi (σ), tym niższa elastyczność transmisji cen. Z kolei wpływ elastyczności popytu względem nakładów materiałowych (γ) na elastyczność transmisji cen jest trudny do przewidzenia ze względu na zachodzące równocześnie interakcje między kilkoma parametrami.

4. Przebieg procesów transmisji cen w wybranych łańcuchach rolno-żywnościowych

4.1 Założenia metodyczne analizy

Analiza charakteru transmisji cen została przeprowadzona dla łańcuchów marketingowych czternastu produktów w ramach następujących czterech grup towarowych:

1. Produkty wyrabiane z żywca wołowego (rostbef, szponder, udziec);
2. Produkty wyrabiane z żywca wieprzowego (schab, boczek, szynka, baleron);
3. Produkty wyrabiane z żywca drobiowego (kurczę patroszone, filet);
4. Mleko i produkty mleczne (mleko w kartonie, ser „Gouda”, ser twarogowy tłusty, ser twarogowy półtłusty, śmietana).

Surowcami były: żywiec wołowy, wieprzowy, drobiowy oraz mleko krowie, po jednym dla każdej z wyżej wymienionych grup. Analiza dla wybranych łańcuchach rolno-żywnościowych została przeprowadzona na trzech poziomach transmisji:

- transmisja sygnałów cenowych z ogniwa producenta rolnego do ogniwa przetwórcy,
- transmisja sygnałów cenowych z ogniwa przetwórcy do ogniwa detalisty,
- transmisja sygnałów cenowych z ogniwa producenta rolnego do ogniwa detalisty.

W pierwszej kolejności sprawdzono występowanie kointegracji, a następnie, na podstawie otrzymanych wyników, zbudowano odpowiednie modele opisujące procesy transmisji i sprawdzające występowanie asymetrii dla czternastu produktów na trzech poziomach, co daje razem czterdzieści dwa modele. Wykorzystane dane, czyli miesięczne ceny produktów oraz surowców, pobrane zostały z bazy danych GUS. Analizowany okres obejmował lata 2005-2016, zatem dostępnych było 144 obserwacji dla każdej z cen. Podczas przeprowadzania testów integracji i kointegracji operowano na logarytmach cen.

W celu zbadania występowania kointegracji posłużono się dwustopniową metodą Engle’a-Grangera [1987]. Pierwszy krok polega na określeniu stopnia integracji każdej ze zmiennych. Jeżeli zmienna Y_t jest zintegrowana w stopniu zerowym, oznacza to, że zmienna jest ta stacjonarna, natomiast jeżeli stopień integracji jest większy od zera i wynosi m , wtedy $\Delta^{(m)}Y_t$ (m -te różnice zmiennej Y_t) są zintegrowane w stopniu zerowym. Drugi krok sprowadza się do zbadania stopnia skointegrowania dwóch zmiennych. Zmienne są ze sobą skointegrowane, jeżeli ich liniowa kombinacja jest stacjonarna.

W celu określenia stopnia integracji wykorzystano test Dickeya-Fullera (DF) lub rozszerzony test Dickeya-Fullera (ADF). Jeżeli test DF wykazał niestacjonarność danej zmiennej, rozszerzono test DF do ADF. Test DF jest postaci [Engle i Granger 1987]:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t,$$

gdzie $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$, δ – parametr modelu, u_t – składnik losowy. Test można zmodyfikować, dodając kolejno stałą, trend liniowy oraz trend kwadratowy. Wtedy test będzie odpowiednio postaci:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \delta Y_{t-1} + u_t,$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \delta Y_{t-1} + \alpha_1 t + u_t,$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \delta Y_{t-1} + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 + u_t,$$

gdzie α_0 – stała, α_1 i α_2 – parametry modelu.

Możliwa jest również rozbudowa testu Dickeya-Fullera o część autoregresyjną. Test ten nazywany jest rozszerzonym testem Dickeya-Fullera (ADF) i przyjmuje postać następującą (dla modelu bez stałej) [Engle i Granger 1987]:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta Y_{t-j} + u_t,$$

gdzie γ_j – parametr modelu. Analogicznie do zwykłego testu DF, również test ADF można zmodyfikować, dodając kolejno stałą, trend liniowy oraz trend kwadratowy.

Z kolei aby wyznaczyć stopień zintegrowania dwóch zmiennych, najpierw zbudowano model (tak zwane równanie kointegrujące) [Engle i Granger 1987]:

$$Y_t = a + bX_t + u_t,$$

gdzie a – stała, b – parametr modelu, u_t – składnik losowy. Dla reszt modelu otrzymanego z równania kointegrującego wykonuje się test DF:

$$\Delta u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t,$$

gdzie $\Delta u_t = u_t - u_{t-1}$, ρ – parametr modelu, ε_t – składnik losowy. Oczywiście również w tym przypadku możliwe jest badanie integracji za pomocą testu DF, jak i ADF z uwzględnieniem modyfikacji. Jeżeli reszty z równania opisującego test ADF u_t są zintegrowane w stopniu zerowym, wówczas zmienne Y_t oraz X_t są skointegrowane w stopniu zerowym [Engle i Granger 1987].

Aby móc za pomocą testu DF lub ADF stwierdzić stopień integracji, statystyka t parametru ρ musi być niższa od wartości krytycznej, która jest zależna od tego, ile opóźnień wzięto pod uwagę w teście, oraz od tego, czy są brane pod uwagę stała, trend liniowy, trend kwadratowy.

W teście DF i ADF zweryfikowano hipotezę zerową H_0 mówiącą o niestacjonarności szeregu. Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, gdy wartość statystyki t parametru ρ jest większa od wartości krytycznej. W przeciwnym przypadku odrzuca się hipotezę zerową na rzecz hipotezy alternatywnej

H_1 mówiącej o stacjonarności szeregu. Wartości krytyczne dla testu DF i ADF są zawarte w specjalnych tablicach [Fuller 1976].

W przypadku zintegrowania badanych zmiennych w stopniu zerowym możliwe jest zastosowanie w celu analizy transmisji cen modelu korekty błędem (ang. *error correction model*, ECM) o postaci [Engle i Granger 1987]:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \mu u_{t-1} + \sum_{j=1}^r \delta_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{i=0}^s \gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t,$$

gdzie $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$, μ , δ_j , γ_i – parametry modelu, ε_t – składnik losowy.

Kolejnym krokiem było sprawdzenie, czy transmisja cen jest symetryczna, tzn. czy wzrosty ceny surowca wpływają z identyczną (lub bardzo zbliżoną) siłą na zmiany cen danego produktu jak jego spadki. Asymetrię analizowano za pomocą modelu TAR (ang. *threshold autoregressive model*) o postaci [Hamulczuk 2015]:

$$\Delta u_t = I_t \rho_1 u_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 u_{t-1} + \varepsilon_t,$$

gdzie $\Delta u_t = u_t - u_{t-1}$, ρ_1 i ρ_2 – parametry modelu, ε_t – składnik losowy. Również w tym przypadku możliwe jest dodanie części autoregresyjnej, stałej, trendu liniowego i trendu kwadratowego. I_t jest zmienną binarną przyjmującą wartości: 1 dla $u_{t-1} \geq \tau$ lub 0 dla $u_{t-1} < \tau$, gdzie τ to stała równa wartości progowej. Najczęściej jako wartość progową przyjmuje się 0. Następnie wykonuje się test liniowych restrykcyj w celu zbadania hipotezy $H_0: \rho_1 = \rho_2$. Wartości krytyczne Φ^* odczytuje się z tablic zaprezentowanych w pracy Endersa i Siklosa [2001], które są zależne od tego, ile jest obserwacji oraz czy w modelu występowały opóźnienia Δu_t . W pracy Endersa i Siklosa wyszczególniono wartości krytyczne jedynie dla 50, 100, 250 i 500 obserwacji oraz dla 0, 1 i 4 opóźnień. Ponadto można wybrać poziom istotności: 0,01, 0,05, 0,1.

Wartość krytyczną Φ^* odczytano dla 100 obserwacji na poziomie istotności $\alpha \leq 0,05$, które dla odpowiednio 0, 1 i 4 opóźnień wynoszą: 5,98; 6,01; 6,28. Jeżeli statystyka testowa Φ jest większa od Φ^* , należy odrzucić hipotezę H_0 na rzecz hipotezy alternatywnej $H_1: \rho_1 \neq \rho_2$, co jest równoznaczne ze stwierdzeniem występowania asymetrii. W takim przypadku w miejsce powyższego wzoru na ECM należy zastosować wzór uwzględniający asymetrię długookresową [Hamulczuk 2015]:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + I_t \mu_1 u_{t-1} + (1 - I_t) \mu_2 u_{t-1} + \sum_{j=1}^k \delta_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{i=0}^k \gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t,$$

gdzie μ_1 i μ_2 – parametry modelu.

Alternatywą dla modelu progowego jest model progowy z impetem M-TAR (ang. *momentum TAR model*), który przyjmuje postać [Hamulczuk 2015]:

$$\Delta u_t = M_t \rho_1 u_{t-1} + (1 - M_t) \rho_2 u_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Wartość M_t jest zależna od zmiany u_{t-1} w okresie poprzednim, tzn. M_t wynosi 1, gdy $\Delta u_{t-1} \geq \tau$ oraz 0, gdy $\Delta u_{t-1} < \tau$. Jako wartość progową τ przyjmuje się najczęściej wartość 0, jak poczyniono również w niniejszej pracy. Kolejne kroki wy-

konuje się analogicznie do zwykłego modelu progowego TAR z wyjątkiem odczytywania wartości krytycznych Φ^* . Te bowiem odczytuje się z osobnej tabeli, która również zawarta jest w pracy Endersa i Siklosa [2001]. Jeżeli dla modelu M-TAR zostanie stwierdzona asymetria, można zastosować model [Hamulczuk 2015]:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + M_t \mu_1 u_{t-1} + (1 - M_t) \mu_2 u_{t-1} + \sum_{j=1}^k \delta_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{i=0}^k \gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t.$$

Także oszacowane modele korekty błędem są podstawą testowania asymetrii, przyczynowości czy egzogeniczności. u_{t-1} w modelach ECM, TAR i M-TAR posłużył natomiast do analizy długookresowej transmisji cen. W przypadku, gdy współczynnik przy u_{t-1} w danym modelu jest ujemny oraz istotny statystycznie, można mówić o procesie dostosowania do równowagi długookresowej. Proces jest tym szybszy, im niższa jest wartość współczynnika przy u_{t-1} .

Wybranie odpowiedniego modelu opierało się na wynikach występowania integracji oraz kointegracji. Możliwe jest uzyskanie trzech wariantów, które definiowały wykorzystanie odpowiednich typów modeli:

1. Nie występuje kointegracja: ARDL (ang. *autoregressive distributed lag*);
2. Występuje kointegracja: ECM (gdy obie zmienne są niestacjonarne) lub ARDL-ECM (gdy jedna ze zmiennych jest niestacjonarna);
3. Występuje kointegracja oraz asymetria w kointegracji: TAR lub M-TAR w zależności od tego, czy asymetria występowała odpowiednio przy użyciu modelu progowego czy modelu progowego z impetem.

Aby zbadać asymetrię w transmisji cen, podzielono zmienną objaśniającą ΔX_t na dwie zmienne ΔX_t^+ i ΔX_t^- , które są odpowiednio dodatnimi i ujemnymi wartościami zmiennej objaśniającej ΔX_t . Analogiczne operacje przeprowadzono w odniesieniu do opóźnień danej zmiennej. Zmiennej objaśnianej nie rozdzielano. Po utworzeniu modelu i wybraniu istotnych statystycznie opóźnień przeprowadzono test liniowych restrykcji. Jego celem było stwierdzenie, czy współczynniki odpowiadające za dodatnie i ujemne wartości zmiennej przy danym opóźnieniu istotnie różnią się od siebie. Jeśli tak, można przyjąć, że asymetria występuje przy danym opóźnieniu.

Test liniowych restrykcji został wykorzystany do weryfikacji łącznej istotności jednego lub więcej zmiennych. Na przykład dla modelu:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \alpha_2 Z_t + \alpha_3 P_t + \alpha_4 R_t + \varepsilon_t,$$

chcąc zweryfikować hipotezę zerową $H_0: \alpha_2 = \alpha_3 = 0$, tak naprawdę porównuje się powyższy model z modelem: $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \alpha_4 R_t + \varepsilon_t$. W tym celu wykorzystuje się statystykę testową¹⁶:

$$F = \frac{(SSE_R - SSE_{UR})/r}{SSE_{UR}/(n - (k+1))},$$

¹⁶ www.cyfronet.krakow.pl/~eomazur/ek1zaj05.html [dostęp: 10.2017].

gdzie SSE_R – suma kwadratów reszt modelu z restrykcjami, SSE_{UR} – suma kwadratów reszt modelu pierwotnego (bez restrykcji), r – liczba restrykcji (usuniętych zmiennych z modelu pierwotnego), $(k + 1)$ – liczba zmiennych w modelu pierwotnym (łącznie ze stałą), n – liczba obserwacji. Statystyka jest rozkładu F-Snedecora o stopniach swobody $r_1 = r$ i $r_2 = n - (k + 1)$. Aby odrzucić hipotezę zerową, co jest równoznaczne ze stwierdzeniem, że model pierwotny lepiej nadaje się do prognozy niż model z restrykcjami, statystyka testowa F musi być wyższa niż wartość krytyczna F^* ¹⁷.

Można zauważyć, że jeśli test liniowych restrykcji wykorzystywany jest do weryfikacji łącznej istotności wszystkich zmiennych (poza stałą), statystyka testowa redukuje się do postaci:

$$F = \frac{R^2/k}{(1-R^2)/(n-(k+1))},$$

gdzie R^2 – współczynnik determinacji modelu pierwotnego. Powodem, dla którego stosuje się test liniowych restrykcji, jest fakt, że niejednokrotnie występuje sytuacja, gdy zmienne (każda z osobna) okazują się nieistotne statystycznie, lecz łącznie są istotne. Może zachodzić też sytuacja odwrotna. Każda ze zmiennych może wyjść istotna, lecz łącznie zmienne są nieistotne. Oba przypadki zachodzą, gdy zmienne nie są do końca niezależne od siebie nawzajem, lecz na przykład wykazują współliniowość¹⁸.

Stosując test liniowych restrykcji, przetestowano występowanie asymetrii w transmisji cen. Na przykład, mając model DL(1)¹⁹:

$$Y_t = \alpha_0 + \beta_0^+ X_t^+ + \beta_0^- X_t^- + \beta_1^+ X_{t-1}^+ + \beta_1^- X_{t-1}^- + \varepsilon_t,$$

można postawić hipotezę zerową $H_0: \beta_0^+ = \beta_0^-, \beta_1^+ = \beta_1^-$. Przy tak nałożonych restrykcjach powyższy model uzyskuje postać:

$$Y_t = \alpha_0 + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Stosuje się wówczas pierwszą z powyższych statystyk testowych.

Samo stwierdzenie występowania asymetrii nie określa jednak, czy to wzrosty czy spadki cen wywierają istotniejszy wpływ w procesie transmisji cen. Aby określić rodzaj asymetrii, posłużono się mnożnikiem danym wzorem:

$$dY_r = (\sum_{i=0}^t dY_i - b) \cdot \gamma + \beta_r + dY_{r-1} \cdot \alpha_1,$$

gdzie b – współczynnik z równania kointergującego, γ – współczynnik przy parametrze korekty błędem, β_r – współczynnik przy r -tym opóźnieniu zmiennej objaśniającej, α_1 – współczynnik przy opóźnionej zmiennej objaśnianej,

¹⁷ www.cyfronet.krakow.pl/~eomazur/ek1zaj05.html [dostęp: 10.2017].

¹⁸ Tamże.

¹⁹ W modelu DL(p) zakłada się, że nie tylko wartość obecna, ale i wartości przeszłe zmiennej objaśniającej mają wpływ na zmienną objaśnianą, gdzie p jest najwcześniejszym uwzględnianym w modelu opóźnieniem.

$r = 1, 2, 3, \dots$. Można zauważyć, że dla dY_0 model upraszcza się do $dY_0 = \beta_0$. Jako że zmienną objaśniającą $\Delta \ln(X_t)$ rozdzielono na $\Delta \ln(X_t^+)$ i $\Delta \ln(X_t^-)$, mnożniki podzielono na te, które uwzględniają jedynie współczynniki β_i^+ lub β_i^- . Następnie obliczono mnożnik skumulowany osobno dla „dodatnich” i „ujemnych” mnożników:

$$dY_s^+ = \sum_{i=0}^t dY_i^+, dY_s^- = -\sum_{i=0}^t dY_i^-.$$

4.2 Łańcuch żywca wołowego i produktów wołowych

Analizowano transmisję cen dla trzech produktów z żywca wołowego. Były to: rostbef, szponder i udziec. Rostbef jest to część lędźwiowa bydła, szponder to część mięsa wołowego z grzbietu za łopatką, a udziec to mięso z uda wołowego. Rostbef oraz szponder są z kością, a udziec jest bez kości. Ceny tych produktów oraz surowców zostały wyrażone w zł/kg. Należy także zauważyć, że badane produkty charakteryzują się niewielkim stopniem przetworzenia.

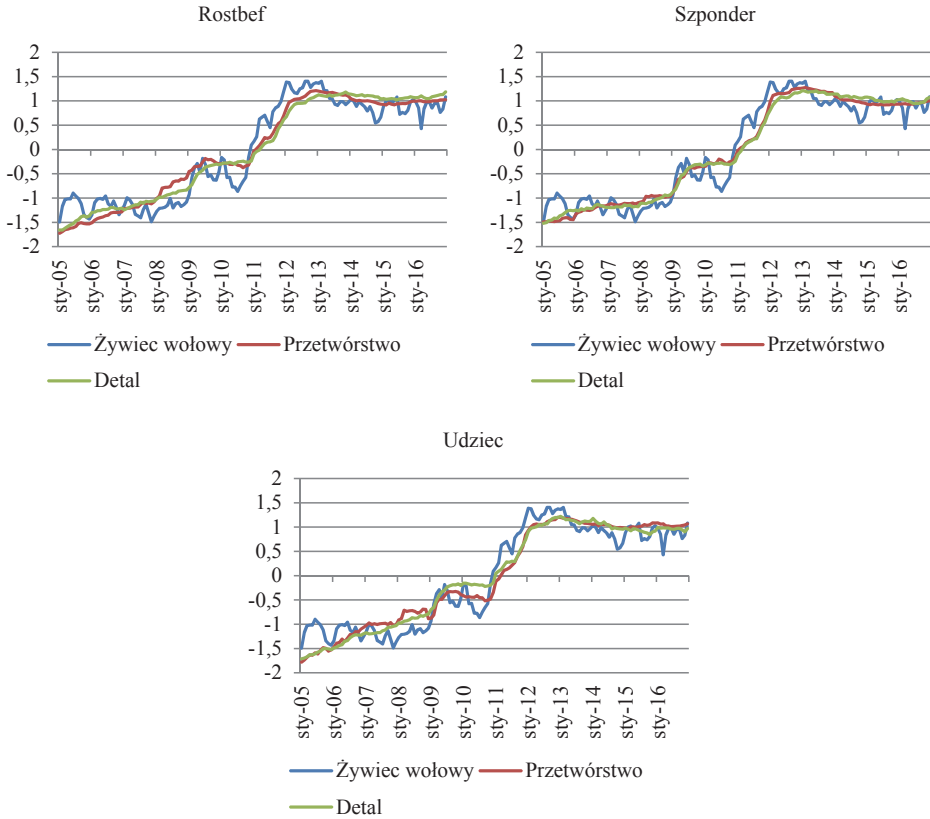
Na rysunku 4.1 przedstawiono kształtowanie się logarytmów cen poszczególnych produktów oraz żywca wołowego. Aby umożliwić przedstawienie wszystkich trzech zmiennych, zlogarytmowane ceny zestandaryzowano w sposób następujący:

$$\widehat{x}_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_i}{\sigma_i},$$

gdzie \widehat{x}_{ij} – zestandaryzowana wartość zlogarytmowanej ceny i -tej zmiennej w j -tym okresie, x_{ij} – wartość zlogarytmowanej ceny i -tej zmiennej w j -tym okresie, \bar{x}_i – średnia wartość i -tej zmiennej, σ_i – odchylenie standardowe i -tej zmiennej.

Można stwierdzić, że ceny żywca wołowego wahały się bardziej niż ceny produktów. W latach 2005-2012, pomimo krótkookresowych spadków, wszystkie ceny miały tendencję wzrostową. Najbardziej gwałtowny wzrost miał miejsce w latach 2009, 2011-2012. Wzrost ten został spowodowany przez znaczne zwiększenie eksportu związane z poprawą konkurencyjności cen polskiego mięsa (deprecjacja polskiej waluty w 2009) oraz ze spadkiem produkcji wołowiny w Unii Europejskiej i na świecie [Hamulczuk 2016]. Po tym okresie ceny produktów utrzymywały się na względnie stałym poziomie.

Rysunek 4.1. Zlogarytmowane ceny żywca wołowego oraz wybranych produktów z żywca wołowego w latach 2005-2016



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

W tabeli 4.1 zawarto wartości parametru b oraz stałej z równania kointegrującego dla każdego produktu na każdym analizowanym poziomie transmisji sygnałów cenowych. Jeśli parametr b jest zbliżony do 1 oraz stała jest względnie niewielka, oznacza to mały stopień przetworzenia produktu. Dlatego, mimo iż w zależności ceny przetwórcy od ceny producenta rolnego w łańcuchach marketingowych rostbefu i szpondera parametr b jest zbliżony do 1, względnie wysoka wartość stałej może sugerować pewien stopień przetworzenia. Wszystkie badane modele osiągnęły wartość R^2 na poziomie co najmniej 0,9. Parametr b można również zinterpretować inaczej. Przykładowo, wzrostowi ceny żywca wołowego o 1% towarzyszy wzrost ceny rostbefu o 1,079% i wzrost ceny detalicznej udźca o 0,870%.

Tabela 4.1. Wartości parametrów w równaniu kointegrującym dla cen w łańcuchach produktów z żywca wołowego

Produkt	Producent rolny -> Przetwórca			Przetwórca -> Detalista			Producent rolny -> Detalista		
	stała	<i>b</i>	<i>R</i> ²	stała	<i>b</i>	<i>R</i> ²	stała	<i>b</i>	<i>R</i> ²
Rostbef	1,257	1,079	0,912	0,531	0,842	0,986	1,584	0,913	0,907
Szponder	0,929	1,035	0,938	0,266	0,942	0,995	1,142	0,975	0,932
Udziec	1,813	0,847	0,912	0,072	1,017	0,986	1,903	0,870	0,917

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Szczegółowe wyniki badania stopnia integracji i kointegracji (wraz z asymetrią) przedstawiono odpowiednio w tabelach 4.2 i 4.3. W tabeli 4.2 zaprezentowano wyniki badania stopnia integracji dla wersji modelu bez stałej oraz ze stałą, przy produktach w nawiasie „P” oznacza cenę przetwórcy, a „D” cenę detaliczną. Liczba opóźnień wskazuje, ile opóźnień zostało uwzględnionych w modelu.

Tabela 4.2. Wyniki badania stopnia integracji zlogarytmowanych cen żywca wołowego i produktów z żywca wołowego*

Cena	Model bez stałej		Model ze stałą	
	Wartość <i>p</i>	Liczba opóźnień	Wartość <i>p</i>	Liczba opóźnień
Żywiec wołowy	0,8969	12	0,6018	12
Rostbef (P)	0,9082	11	0,4220	11
Szponder (P)	0,9374	10	0,4741	10
Udziec (P)	0,9982	1	0,5393	1
Rostbef (D)	0,9631	9	0,7916	9
Szponder (D)	0,9459	8	0,7864	8
Udziec (D)	0,9231	12	0,4732	12

* Hipoteza H_0 w teście DF i ADF zakłada zintegrowanie zmiennej rzędu pierwszego, podczas gdy H_1 zakłada zintegrowanie zmiennej rzędu zerowego: $y_t \sim I(0)$. Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, jeżeli wartość *p* jest większa od poziomu istotności α . Przyjęto $\alpha \leq 0,05$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

W tabeli 4.3 jako „Y” została oznaczona zmienna objaśniana, a jako „X” zmienna objaśniająca. „P” w nawiasie ponownie oznacza cenę przetwórcy, a „D” cenę detaliczną. W kolumnie „Kointegracja” umieszczono wartości statystyki *t*, która, aby stwierdzić występowanie kointegracji, powinna być niższa od wartości krytycznej -1,95. W kolumnach „TAR” i „M-TAR” zostały wstawione wartości Φ z testu liniowych restrykcji. Wartość krytyczna Φ^* dla modelu bez opóźnień wynosi dla modelu progowego i modelu progowego z impetem na poziomie istotności $\alpha \leq 0,05$ odpowiednio 5,98 i 6,51. W kolumnie „Uwagi” zaznaczono, czy test liniowych restrykcji przeprowadzono dla modelu ze stałą,

trendem liniowym i trendem kwadratowym oraz wskazano liczbę opóźnień, przy czym brak informacji o liczbie opóźnień oznacza, że wynosi ona 0.

Tabela 4.3. Wyniki badania kointegracji oraz asymetrii długookresowej w transmisji cen w łańcuchach produktów z żywca wołowego*

Y	X	Kointegracja	TAR	M-TAR	Uwagi
		Statystyka t	Statystyka Φ		
Rostbef (P)	Żywiec wołowy	-2,846 (-1,95)	0,585 (5,98)	0,065 (6,51)	Bez stałej
Szponder (P)		-3,368 (-1,95)	0,663 (5,98)	0,010 (6,51)	Bez stałej
Udziec (P)		-2,940 (-1,95)	0,585 (5,98)	0,199 (6,51)	Bez stałej
Rostbef (D)	Rostbef (P)	-1,573 (-1,95)	-----		Bez stałej
Szponder (D)	Szponder (P)	-2,851 (-1,95)	0,640 (5,98)	1,090 (6,51)	Bez stałej
Udziec (D)	Udziec (P)	-2,254 (-1,95)	0,882 (5,98)	0,484 (6,51)	Bez stałej
Rostbef (D)	Żywiec wołowy	-2,848 (-1,95)	0,496 (5,98)	0,155 (6,51)	Bez stałej
Szponder (D)		-3,236 (-1,95)	0,347 (5,98)	0,004 (6,51)	Bez stałej
Udziec (D)		-2,957 (-1,95)	0,682 (5,98)	0,164 (6,51)	Bez stałej

* Jeżeli w teście na kointegrację statystyka t jest mniejsza od wartości krytycznej, oznacza to występowanie kointegracji. W testach TAR i M-TAR jeżeli statystyka Φ jest większa od wartości krytycznej, oznacza to występowanie asymetrii długookresowej. W nawiasach podano wartości krytyczne. Przyjęto poziom istotności $\alpha \leq 0,05$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

W badaniu stopień integracji oraz kointegracji najniższe wartości statystyki t uzyskano wykorzystując model bez stałej oraz bez opóźnień. W pierwszym kroku metody Engle'a-Grangera stwierdzono, że ani cena surowca, ani ceny produktów (zarówno u przetwórcy, jak i detalisty) nie są zintegrowane w stopniu zerowym, co sugeruje wykorzystanie modeli pierwszych różnic zmiennej. W drugim kroku metody sprowadzającym się do zbadania występowania kointegracji dwóch zmiennych stwierdzono, że jedynie dla modelu, w którym zmienną objaśnianą jest detaliczna cena rostbefu, a zmienną objaśniającą cena rostbefu u przetwórcy, kointegracja nie występowała.

Badając asymetrię w reakcji zmiennych na odchylenia od równowagi długookresowej za pomocą modeli TAR oraz M-TAR, nie stwierdzono jej wystę-

powania bez względu na analizowany poziom transmisji sygnałów cenowych oraz typ modelu. Na podstawie uzyskanych wyników okazało się, że w dalszej analizie transmisji cen należy wykorzystać model ECM. Wyjątkiem była transmisja sygnałów cenowych dotyczących rostbefu z ogniwa przetwórstwa do detalu. W tym przypadku sięgnięto po model ARDL.

Oszacowane parametry modeli transmisji dla trzech analizowanych poziomów transmisji sygnałów cenowych przedstawiono w tabeli 4.4.

Tabela 4.4. Transmisja cen oraz jej asymetria w łańcuchach produktów z żywca wołowego*

Wyszczególnienie	Rostbef	Szponder	Udziec
Producent rolny -> Przetwórca			
$\Delta \ln(X_t^+)$	0,0969 ***	0,0708 **	0,1243 ***
$\Delta \ln(X_t^-)$	0,0240	0,0512	0,0109
$\Delta \ln(X_{t-1}^+)$	0,1162 ***	0,1090 ***	0,1001 **
$\Delta \ln(X_{t-1}^-)$	-0,0102	-0,0407	-0,0082
$\Delta \ln(Y_{t-1})$	0,3562 ***	0,4154 ***	0,1841 **
u_{t-1}	-0,0271 ***	-0,0426 ***	-0,0615 ***
R^2	0,4933	0,5630	0,4258
Przetwórca -> Detalista			
stała	-----	-----	-0,0014 **
$\Delta \ln(X_t^+)$	0,2763 ***	0,4428 ***	0,4408 ***
$\Delta \ln(X_t^-)$	-0,0846	0,0728	-0,0313
$\Delta \ln(X_{t-1}^+)$	0,2342 ***	0,2869 ***	0,4131 ***
$\Delta \ln(X_{t-1}^-)$	0,3638 *	0,0619	-0,3370 ***
$\Delta \ln(X_{t-2}^+)$	0,1850 ***	-----	-----
$\Delta \ln(X_{t-2}^-)$	-0,0777	-----	-----
u_{t-1}	-----	-0,0951 ***	-----
R^2	0,6119	0,6356	0,5348
Producent rolny -> Detalista			
$\Delta \ln(X_t^+)$	-----	0,0603 **	0,0724 **
$\Delta \ln(X_t^-)$	-----	0,0547 *	0,0258
$\Delta \ln(X_{t-1}^+)$	0,0923 ***	0,0979 ***	0,1270 ***
$\Delta \ln(X_{t-1}^-)$	-0,0068	-0,0850 ***	-0,0103
$\Delta \ln(X_{t-2}^+)$	0,0607 **	-----	-----
$\Delta \ln(X_{t-2}^-)$	-0,0513 *	-----	-----
$\Delta \ln(Y_{t-1})$	0,2907 ***	0,3066 ***	0,2277 ***
u_{t-1}	-0,0364 ***	-0,0590 ***	-0,0387 ***
R^2	0,5695	0,5651	0,4537

* Wyniki istotne statystycznie na poziomie istotności $\alpha \leq 0,01$ (***), $\alpha \leq 0,05$ (**), $\alpha \leq 0,1$ (*).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Ostatecznie w poszczególnych modelach znalazły się zmienne istotne statystycznie, z wyjątkiem przypadków, w których jedynie jedna ze zmiennych odpowiadających za dodatnie lub ujemne zmiany ceny przy danym opóźnieniu była istotna statystycznie. Wtedy obie te zmienne zostały w modelu.

Na podstawie uzyskanych wyników można stwierdzić, że ceny z ogniwa producenta rolnego mają mniejszy wpływ na ceny z kolejnego ogniwa (przetwórcy bądź detalisty) niż opóźnione o jeden miesiąc ceny kolejnego ogniwa. Analizując asymetrię krótkookresową w transmisji cen dla każdego opóźnienia osobno, można zauważyć, że jeżeli asymetria występuje, to przyjmuje ona postać dodatnią, tzn. wzrosty cen zmiennej objaśniającej wpływają silniej na zmiany cen zmiennej objaśnianej niż jej spadki. Stwierdzono również, że na każdym z trzech badanych poziomów transmisji sygnałów cenowych w większości przypadków opóźnione ceny miały nawet silniejszy wpływ na kształtowanie się cen produktów w okresie t .

Wyniki analizy długookresowej transmisji cen w oparciu o parametr korekty błędem wskazują, że w transmisji sygnałów cenowych z ogniwa przetwórcy do ogniwa detalisty w łańcuchu marketingowym udźca, mimo pozytywnie rozpatrzonego testu na kointegrację między cenami udźca otrzymywanymi przez przetwórcę i detalistę, współczynnik przy parametrze korekty błędem u_{t-1} jest nieistotny statystycznie. Ogólnie rzecz biorąc, proces dochodzenia do równowagi długookresowej jest w łańcuchach produktów z żywca wołowego dość powolny, gdyż żaden ze współczynników przy u_{t-1} nie przekracza wartości 0,1 co do modułu.

Oceniając jakość zbudowanych modeli na podstawie wartości R^2 , można stwierdzić, że detaliczne ceny produktów mogą być lepiej prognozowane w oparciu o ceny przetwórcy niż ceny żywca wołowego, ponieważ modele analizujące łańcuchy marketingowe produktów z ogniwa przetwórcy do ogniwa detalisty uzyskują wyższe wartości R^2 niż modele analizujące łańcuchy marketingowe produktów z ogniwa producenta rolnego do ogniwa detalisty. Dla wszystkich trzech produktów modelami o najniższym R^2 są natomiast modele w transmisji z ogniwa producenta rolnego do ogniwa przetwórcy. Może to być związane z faktem, iż w procesie produkcji poszczególnych produktów żywiec wołowy jest co prawda głównym surowcem, lecz nie jedynym.

Dla wyestymowanych modeli przeprowadzono test liniowych restrykcji, w którym weryfikowano występowanie asymetrii w transmisji cen poprzez nałożenie restrykcji na współczynniki $\beta_{t-i}^+ = \beta_{t-i}^-$ dla każdego i -tego opóźnienia zmiennej $\Delta \ln(X_t)$ występującego w danym modelu. W tabeli 4.5 zaprezentowano wartości p dla każdego modelu. Na podstawie uzyskanych wyników można stwierdzić, że dla każdego produktu na każdym poziomie transmisji sygnałów cenowych występuje asymetria krótkookresowa.

Tabela 4.5. Wartości p z testów liniowych restrykcji w łańcuchach produktów z żywca wołowego*

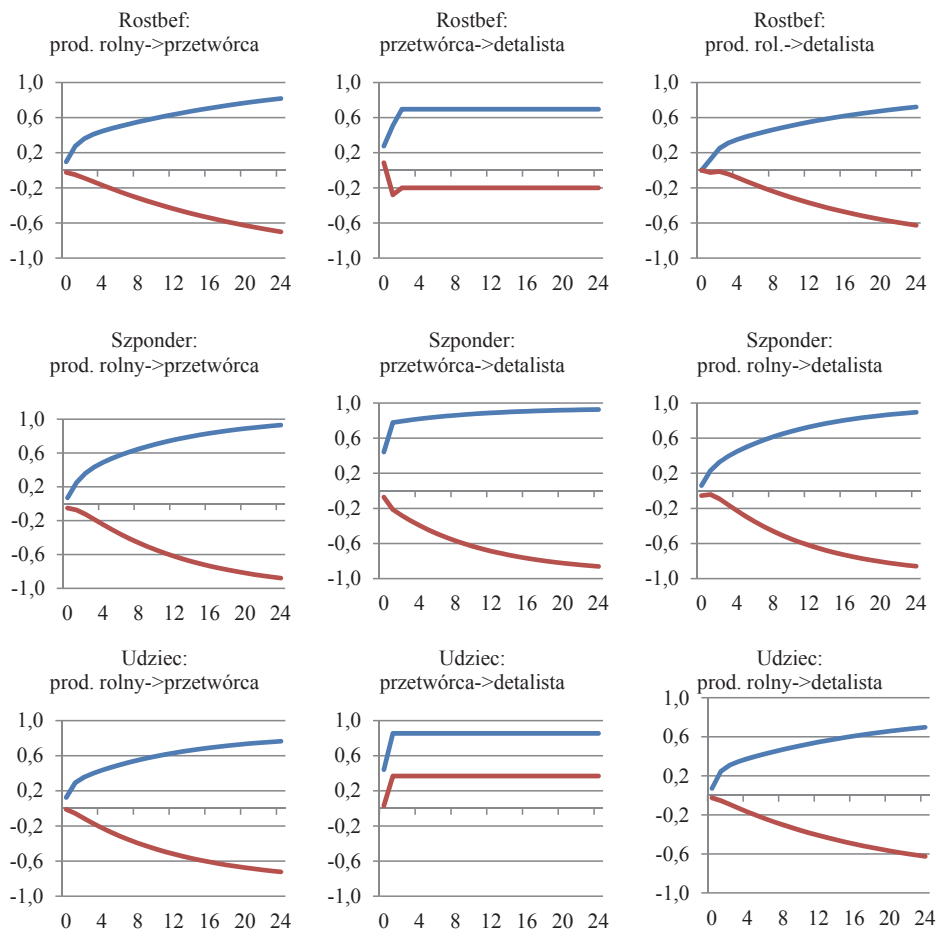
Produkt	Producent rolny -> Przetwórca	Przetwórca -> Detalista	Producent rolny -> Detalista
Rostbef	0,0013	0,0437	0,0000
Szponder	0,0011	0,0273	0,0000
Udziec	0,0006	0,0000	0,0003

* Jeżeli wartość p jest mniejsza od przyjętego poziomu istotności, należy odrzucić model z nałożonymi restrykcjami na rzecz modelu pierwotnego, co jest równoznaczne ze stwierdzeniem asymetrii. Przyjęto $\alpha \leq 0,05$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Na rysunku 4.2 przedstawiono wartości mnożników skumulowanych w okresie 2-letnim. Mimo, iż „dodatnie” i „ujemne” mnożniki skumulowane po 2 latach w wielu przypadkach okazują się co do modułu zbliżone do siebie wartością, w początkowych okresach mnożniki „dodatnie” przyjmują wyższe wartości (co do modułu). Natomiast w krótkim okresie czasu wzrosty cen w jednym ogniwie w łańcuchu marketingowym wpływają na ceny w innym ogniwie silniej niż spadki. Wyjątkową sytuację zaobserwowano dla przypadku łańcucha marketingowego udźca z ogniwa przetwórcy do ogniwa detalisty. Wpływ trwałego spadku zmiennej objaśniającej na zmienną objaśnianą powoduje wzrost ceny zmiennej objaśnianej, co jest niegodne z oczekiwaniami.

Rysunek 4.2. Mnożniki skumulowane w łańcuchach produktów z żywca wołowego*

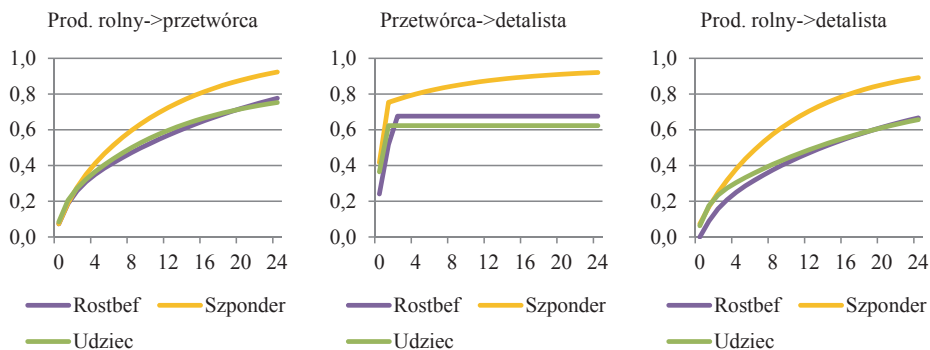


* Na osi X zaznaczono miesiące. Na niebiesko zaznaczono wpływ trwałego wzrostu zmiennej objaśniającej na zmienną objaśnianą, a na czerwono wpływ jej trwałego spadku.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Na rysunku 4.3 przedstawiono mnożniki skumulowane dla modeli nieuwzględniających asymetrii w transmisji cen. Okazuje się, że bez względu na poziom transmisji sygnałów cenowych najsilniejsza transmisja cen miała miejsce w łańcuchu marketingowym szpondra.

Rysunek 4.3. Mnożniki skumulowane w łańcuchach produktów z żywca wołowego bez uwzględnienia asymetrii*



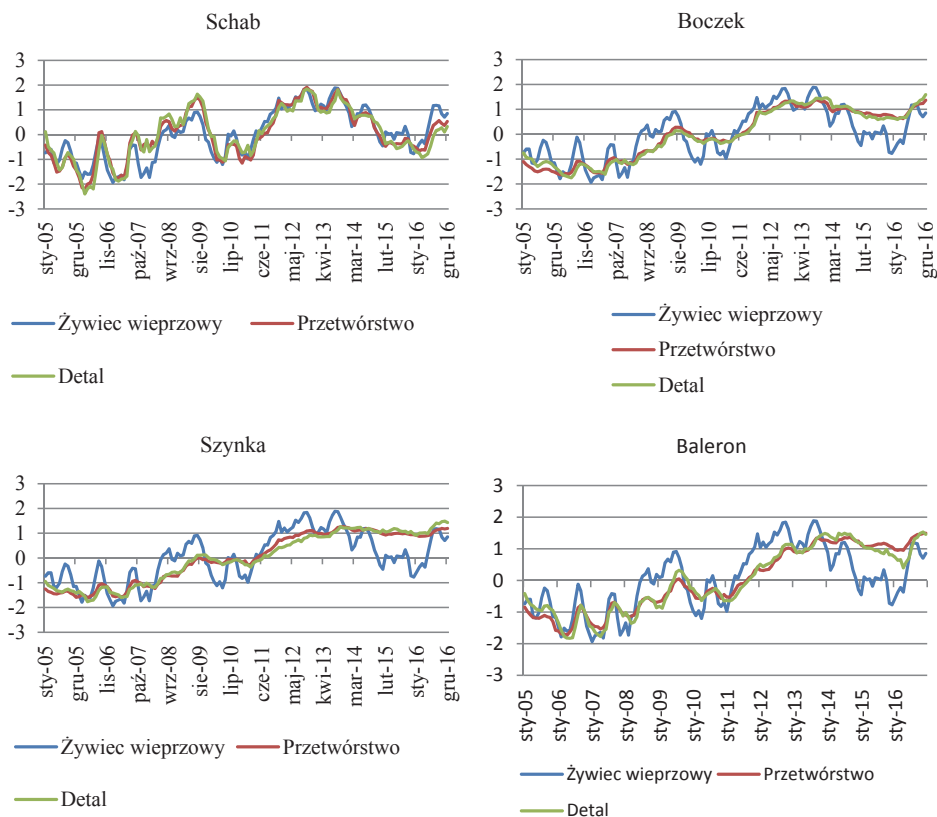
* Na osi X zaznaczono miesiące.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS.

4.3 Łańcuch żywca wieprzowego i produktów wieprzowych

Transmisję cen analizowano dla czterech wytwarzanych produktów z żywca wieprzowego. Były nimi: schab środkowy z kością, boczek, szynka i baleron. Surowcem do ich produkcji jest żywiec wieprzowy. Ceny produktów oraz surowców zostały wyrażone w zł/kg. Na rysunku 4.4 zaprezentowano kształtowanie się zestandaryzowanych cen w badanym okresie.

Rysunek 4.4. Zlogarytmowane ceny żywca wieprzowego oraz wybranych produktów z żywca wieprzowego w latach 2005-2016



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Cena żywca wieprzowego charakteryzowała się dużą zmiennością. Można przy tym zauważyć dwa podokresy: 2008-2009 i 2011-2012, w których nastąpił znaczny wzrost ceny. W obu przypadkach wzrost spowodowany był dużym spadkiem krajowej produkcji, a w związku z tym podaży żywca wieprzowego. Potencjalną dodatkową przyczyną wzrostów ceny mógł być wzrost cen paliwa, energii i gazu. Z kolei w 2014 roku miał miejsce spadek cen żywca wieprzowego implikowany wprowadzeniem embarga rosyjskiego na import polskiej wieprzowiny pod koniec stycznia tego roku. Istotnym wydarzeniem w tym samym roku było także wykrycie w Polsce ognisk ASF (afrykański pomór świń), które również przyczyniło się do spadku cen żywca. Z ceną żywca wieprzowego najmocniej skorelowana okazała się cena schabu (zwłaszcza w okresie 2010-2014).

W tabeli 4.6 przedstawiono wyniki estymacji parametrów równania kointegrującego dla każdego produktu na każdym poziomie transmisji sygnałów ce-

nowych. W porównaniu z produktami z rynku wołowiny stopień przetworzenia większości analizowanych produktów z rynku wieprzowiny jest większy, ponieważ wartości stałej w modelach są większe w przypadku rynku wieprzowiny oraz parametr b nie jest aż tak bardzo zbliżony do 1.

Tabela 4.6. Wartości parametrów w równaniu kointegrującym dla cen w łańcuchach produktów z żywca wieprzowego

Produkt	Producent rolny -> Przetwórca			Przetwórca -> Detalista			Producent rolny -> Detalista		
	Stała	b	R^2	Stała	b	R^2	Stała	b	R^2
Schab	2,007	0,367	0,833	0,306	0,924	0,946	2,173	0,331	0,752
Boczek	1,166	0,811	0,693	0,575	0,826	0,982	1,533	0,673	0,687
Szynka	2,194	0,474	0,618	0,724	0,821	0,978	2,545	0,375	0,561
Baleron	2,112	0,444	0,581	0,759	0,774	0,964	2,368	0,361	0,620

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Szczegółowe wyniki badania integracji i kointegracji oraz asymetrii w kointegracji przedstawiono w tabelach 4.7 i 4.8. Użyto w nich oznaczeń identycznych, jak odpowiednio w tabelach 4.2 i 4.3.

Na podstawie badania stopnia integracji stwierdzono, że wszystkie ceny są niestacjonarne, co sugeruje wykorzystanie pierwszych różnic danej zmiennej. Wyjątkiem są ceny schabu zarówno u przetwórcy, jak i u detalisty, które okazały się stacjonarne. W efekcie, ponieważ ceny żywca wieprzowego i schabu są zintegrowane w różnych stopniach, co wykluczało występowanie kointegracji, w ich przypadku nie analizowano jej w kolejnym etapie.

Tabela 4.7. Wyniki badania stopnia integracji zlogarytmowanych cen żywca wieprzowego i produktów z żywca wieprzowego

Cena	Model bez stałej		Model ze stałą	
	Wartość p	Liczba opóźnień	Wartość p	Liczba opóźnień
Żywiec wieprzowy	0,8421	12	0,1916	12
Schab (P)	0,8599	12	0,0062	12
Boczek (P)	0,9568	12	0,5237	12
Szynka (P)	0,9804	1	0,4591	11
Baleron (P)	0,9256	1	0,5971	12
Schab (D)	0,8568	12	0,0044	12
Boczek (D)	0,9582	11	0,5771	12
Szynka (D)	0,9884	10	0,7887	10
Baleron (D)	0,9489	11	0,5702	12

* Hipoteza H_0 w teście DF i ADF zakłada zintegrowanie zmiennej rzędu pierwszego, podczas gdy H_1 zakłada zintegrowanie zmiennej rzędu zerowego: $y_t \sim I(0)$. Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, jeżeli wartość p jest większa od poziomu istotności α . Przyjęto $\alpha \leq 0,05$.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Badając występowanie kointegracji na pierwszym poziomie transmisji sygnałów cenowych, tzn. między ogniwami producenta rolnego i przetwórcy, najlepszym modelem w testach okazał się zwykły model bez stałej i opóźnień. Wartość krytyczna w teście DF wynosi wówczas -1,95. Występowanie kointegracji stwierdzono w każdym przypadku oprócz ceny żywca wieprzowego i ceny baleronu, gdzie wyjątkowo należało dodać 1 opóźnienie. Równocześnie dla transmisji cen żywca wieprzowego i boczku oraz cen żywca wieprzowego i szynki wykluczono występowanie asymetrii, ponieważ wartości statystyki Φ nie są większe od wartości krytycznych, które wynoszą 5,98 dla modelu TAR oraz 6,51 dla modelu M-TAR.

W transmisji sygnałów cenowych z ogniwa przetwórcy do ogniwa detaliisty w łańcuchu marketingowym baleronu najlepsze wyniki otrzymano dla testu DF bez stałej, trendu liniowego i trendu kwadratowego. W tym przypadku stwierdzono występowanie kointegracji, lecz należało odrzucić hipotezę o asymetrii zarówno dla modelu TAR, jak i dla modelu M-TAR. Z kolei w modelu dotyczącym cen boczku najlepiej sprawdził się test DF ze stałą, trendem i trendem kwadratowym, jednakże wartość krytyczna w takim przypadku wynosi -3,87 i jest niższa niż statystyka t wynosząca -3,756, w efekcie czego nie stwierdzono występowania kointegracji. Identyczną konkluzję uzyskano na podstawie modelu dla cen szynki, w przypadku którego najlepsze wyniki otrzymano dla testu DF ze stałą oraz trendem. Tutaj wartość krytyczna wynosi -3,442 i jest znacznie niższa od statystyki t równej -3,272.

Tabela 4.8. Wyniki badania kointegracji oraz asymetrii długookresowej w transmisji cen w łańcuchach produktów z żywca wieprzowego

Y	X	Kointegracja	TAR	M-TAR	Uwagi
		Statystyka t	Statystyka Φ		
Schab (P)	Żywiec wieprzowy	-----			
Boczek (P)		-2,298 (-1,95)	0,032 (5,98)	0,280 (6,51)	Bez stałej
Szynka (P)		-2,180 (-1,95)	0,258 (5,98)	0,390 (6,51)	Bez stałej
Baleron (P)		-1,890 (-1,95)	-----		Bez stałej, 1 opóźnienie,
Schab (D)	Schab (P)	-----			
Boczek (D)	Boczek (P)	-3,756 (-3,87)	-----		Stała, trend, trend kwadratowy
Szynka (D)	Szynka (P)	-3,272 (-3,44)	-----		Stała, trend
Baleron (D)	Baleron (P)	-3,608 (-1,95)	0,058 (5,98)	0,072 (6,51)	Bez stałej
Schab (D)	Żywiec wieprzowy	-----			
Boczek (D)		-2,463 (-1,95)	0,111 (5,98)	0,748 (6,51)	Bez stałej
Szynka (D)		-3,767 (-3,44)	0,729 (6,01)	0,469 (6,51)	Stała, trend, 1 opóźnienie
Baleron (D)		-2,078 (-1,95)	0,451 (5,98)	0,294 (6,51)	Bez stałej

* Jeżeli w teście na kointegrację statystyka t jest mniejsza od wartości krytycznej, oznacza to występowanie kointegracji. W testach TAR i M-TAR, jeżeli statystyka Φ jest większa od wartości krytycznej, oznacza to występowanie asymetrii długookresowej. W nawiasach podano wartości krytyczne. Przyjęto poziom istotności $\alpha \leq 0,05$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Na poziomie trzecim, na którym analizuje się transmisję między ogniwa-
mi producenta rolnego i detalisty, do badania występowania kointegracji między
cenami żywca wieprzowego a cenami boczku i baleronu skorzystano z testu DF
bez stałej. W obu przypadkach kointegracja miała miejsce. W modelu dla cen
żywca i szynki skorzystano z kolei z testu ADF z jednym opóźnieniem, a także
ze stałą oraz trendem liniowym. Ponieważ statystyka t (-3,767) okazała się tylko
minimalnie wyższa od wartości krytycznej, która wyniosła -3,76, stwierdzono
występowanie kointegracji. W żadnym z ujawnionych na tym poziomie związków
długookresowych nie stwierdzono jednak występowania asymetrii ani za
pomocą modelu TAR, ani za pomocą modelu M-TAR.

W tabeli 4.9 zaprezentowano wyniki estymacji parametrów modeli transmisji cen na rynku wieprzowiny. Ostatecznie w poszczególnych modelach znalazły się zmienne istotne statystycznie, z wyjątkiem przypadków, w których jedynie jedna ze zmiennych odpowiadających za dodatnie lub ujemne zmiany ceny przy danym opóźnieniu była istotna statystycznie. Wtedy obie te zmienne zostały w modelu.

Analizując wyniki uzyskane na pierwszym poziomie transmisji cen, czyli między ogniwami producenta rolnego i przetwórcy, można stwierdzić, że w przypadku ceny szynki i baleronu nie występuje asymetria w transmisji cen. Największy współczynnik R^2 wystąpił w przypadku cen schabu, który wyniósł 0,8028. W danym przypadku oraz w przypadku ceny boczku oraz schabu wyniki analizy asymetrii krótkookresowej wskazały na istotność cen opóźnionych nawet o cztery miesiące z wyłączeniem 2 opóźnienia (dla ceny schabu) lub 3 opóźnienia (dla ceny boczku oraz szynki).

Na podstawie analizy transmisji cen między ogniwami przetwórcy i detalisty dla każdego produktu stwierdzono występowanie asymetrii krótkookresowej, przeważnie dodatniej. Współczynnik przy u_{t-1} , który świadczy o tempie dochodzenia do równowagi długookresowej cen, jest niewielki w łańcuchu marketingowym baleronu (poniżej 0,1 co do modułu), co wskazuje na powolny proces dochodzenia do równowagi. Dla cen schabu oraz szynki współczynnik przy opóźnionej o jeden miesiąc cenie zmiennej objaśnianej jest ujemny, co oznacza, że wzrost cen detalisty generuje spadek cen detalisty i vice versa. Można też zauważyć znacznie silniejszą reakcję na zmiany cen niż na poziomie pierwszym i trzecim.

W transmisji sygnałów cenowych z ogniwa producenta rolnego do ogniwa detalisty w łańcuchu marketingowym boczku, mimo pozytywnej weryfikacji występowania kointegracji, współczynnik przy u_{t-1} okazał się nieistotny. W przypadku łańcucha szynki przyjmuje on niewielką wartość, co oznacza powolne dostosowanie do równowagi długookresowej.

Tabela 4.9. Transmisja cen oraz jej asymetria w łańcuchach produktów z żywca wieprzowego*

Wyszczególnienie	Szab	Boczek	Szynka	Baleron
Producent rolny -> Przetwórcza				
Stała	0,0043 **	0,0074 ***	0,0036 **	-----
$\Delta \ln(X_t^+)$	0,2760 ***	0,2086 ***	0,0890 ***	0,1158 ***
$\Delta \ln(X_t^-)$	0,1923 ***	0,1499 ***	0,0509 **	0,0727 ***
$\Delta \ln(X_{t-1}^+)$	0,0502	-----	0,0331 *	0,0339 *
$\Delta \ln(X_{t-1}^-)$	0,0916 ***	-----	0,0372 *	0,0406 **
$\Delta \ln(X_{t-2}^+)$	-----	-0,0453	0,0027	-----
$\Delta \ln(X_{t-2}^-)$	-----	0,0852 ***	0,0684 ***	-----
$\Delta \ln(X_{t-3}^+)$	-0,0111	-----	-----	-----
$\Delta \ln(X_{t-3}^-)$	0,0694 **	-----	-----	-----
$\Delta \ln(X_{t-4}^+)$	-0,0676 **	-0,0644 **	-0,0120	-----
$\Delta \ln(X_{t-4}^-)$	0,0934 ***	0,1144 ***	0,0474 **	-----
$\Delta \ln(Y_{t-1})$	0,1854 ***	0,2638 ***	-----	0,3566 ***
\hat{u}_{t-1}	-----	-0,0278 ***	-0,0189 **	-----
R^2	0,8028	0,6666	0,5480	0,6679
Przetwórcza -> Detalista				
Stała	-----	-----	-----	-----
$\Delta \ln(X_t^+)$	0,6360 ***	0,4572 ***	0,4870 ***	0,6016 ***
$\Delta \ln(X_t^-)$	0,2700 ***	0,2515 ***	0,5091 ***	0,4134 ***
$\Delta \ln(X_{t-1}^+)$	0,7600 ***	0,4407 ***	0,4574 ***	0,4213 ***
$\Delta \ln(X_{t-1}^-)$	0,8041 ***	0,7872 ***	0,0228	0,3831 ***
$\Delta \ln(X_{t-2}^+)$	-----	-0,1334 **	-----	0,1064
$\Delta \ln(X_{t-2}^-)$	-----	-0,2880 ***	-----	0,4349 ***
$\Delta \ln(X_{t-3}^+)$	-----	0,1083 **	0,1747 **	-----
$\Delta \ln(X_{t-3}^-)$	-----	0,1074	0,1301	-----
$\Delta \ln(X_{t-4}^+)$	-0,1439 **	-----	-0,0753	-----
$\Delta \ln(X_{t-4}^-)$	0,2046 ***	-----	0,3101 **	-----
$\Delta \ln(Y_{t-1})$	-0,3820 ***	-----	-0,2510 ***	-0,1787 **
\hat{u}_{t-1}	-----	-----	-----	-0,0967 **
R^2	0,8300	0,7869	0,5396	0,6944
Producent rolny -> Detalista				
Stała	-----	-----	-----	0,0048 **
$\Delta \ln(X_t^+)$	0,2094 ***	0,1283 ***	0,0530 ***	0,0710 ***
$\Delta \ln(X_t^-)$	0,0050	-0,0042	-0,0050	0,0569 **
$\Delta \ln(X_{t-1}^+)$	0,2285 ***	0,1180 ***	0,0557 ***	0,1048 ***
$\Delta \ln(X_{t-1}^-)$	0,1530 ***	0,1187 ***	0,0540 ***	0,0605 **
$\Delta \ln(X_{t-2}^+)$	0,0341	-----	-----	-0,0003
$\Delta \ln(X_{t-2}^-)$	0,0751 **	-----	-----	0,1248 ***
$\Delta \ln(X_{t-3}^+)$	-----	-----	0,0326 **	-----
$\Delta \ln(X_{t-3}^-)$	-----	-----	0,0198	-----
$\Delta \ln(X_{t-4}^+)$	-0,0988 ***	0,0136	-----	-0,0338
$\Delta \ln(X_{t-4}^-)$	0,1642 ***	0,0867 ***	-----	0,0875 ***
$\Delta \ln(Y_{t-1})$	-----	0,2470 ***	-----	-----
\hat{u}_{t-1}	-----	-----	-0,0191 **	-----
R^2	0,6657	0,5557	0,4098	0,5556

* Wyniki istotne statystycznie na poziomie istotności $\alpha \leq 0,01$ (***), $\alpha \leq 0,05$ (**), $\alpha \leq 0,1$ (*).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Porównując wartości R^2 dla odpowiadających sobie modeli na różnych poziomach transmisji sygnałów cenowych, można stwierdzić, że najlepsze prognozy można osiągnąć przy prognozie cen detalicznych produktów za pomocą cen przetwórcy. Ogólnie rzecz biorąc, zmiany cen żywca wieprzowego w niewielkim stopniu wpływają na zmiany cen produktów zarówno u przetwórców, jak i u detalistów, z wyjątkiem cen schabu.

Dla wyestymowanych modeli przeprowadzono test liniowych restrykcji, w którym weryfikowano występowanie asymetrii w transmisji cen poprzez nałożenie restrykcji na współczynniki $\beta_{t-i}^+ = \beta_{t-i}^-$ dla każdego i -tego opóźnienia zmiennej $\Delta \ln(X_t)$ występującego w danym modelu. W tabeli 4.10 zaprezentowano wartości p dla każdego modelu.

Tabela 4.10. Wyniki testu liniowych restrykcji w łańcuchach produktów z żywca wieprzowego*

Produkt	Producent rolny -> Przetwórcza	Przetwórcza -> Detalista	Producent rolny -> Detalista
Schab	0,0360	0,0010	0,0000
Boczek	0,0007	0,0598	0,0187
Szynka	0,0640	0,0337	0,0049
Baleron	0,1242	0,1984	0,0061

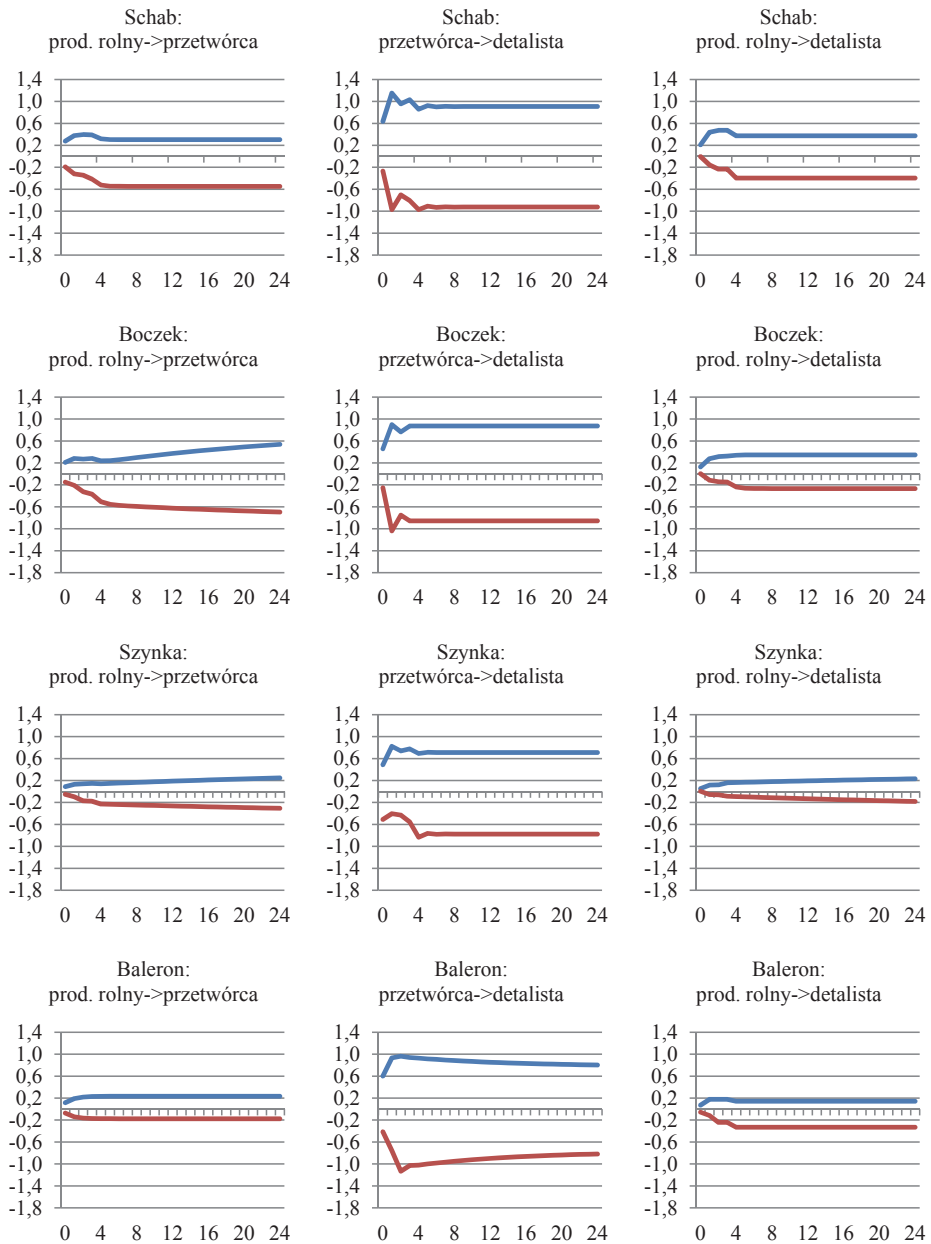
* Jeżeli wartość p jest mniejsza od przyjętego poziomu istotności, należy odrzucić model z nałożonymi restrykcjami na rzecz modelu pierwotnego, co jest równoznaczne ze stwierdzeniem asymetrii. Przyjęto $\alpha \leq 0,05$.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Na podstawie uzyskanych wyników można stwierdzić występowanie asymetrii krótkookresowej w transmisji sygnałów cenowych z ogniwa producenta rolnego do ogniwa detalisty we wszystkich analizowanych łańcuchach. Na pierwszym poziomie transmisji asymetria występowała jedynie w przypadku łańcucha marketingowego schabu oraz boczku, natomiast w przypadku pozostałych produktów transmisja cen jest symetryczna. W transmisji sygnałów cenowych z ogniwa przetwórcy do ogniwa detalisty asymetrię zaobserwowano w przypadku schabu oraz szynki.

Na rysunku 4.5 przedstawiono wartości mnożników skumulowanych w okresie 2-letnim. Można zauważyć, że jeśli występuje asymetria, w większości przypadków jest to asymetria dodatnia. Wyjątkiem jest transmisja sygnałów cenowych z ogniwa producenta rolnego do ogniwa przetwórcy w przypadku schabu oraz z ogniwa producenta rolnego do ogniwa detalisty w przypadku baleronu.

Rysunek 4.5. Mnożniki skumulowane w łańcuchach produktów z żywcą wieprzowego*

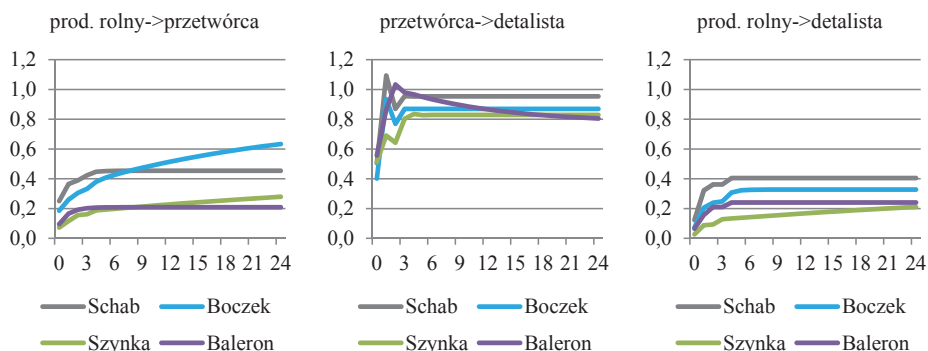


* Na osi X zaznaczono miesiące. Na niebiesko zaznaczono wpływ trwałego wzrostu zmiennej objaśniającej na zmienną objaśnianą, a na czerwono wpływ jej trwałego spadku.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Na rysunku 4.6 przedstawiono mnożniki skumulowane dla modeli nieuwzględniających asymetrii w transmisji cen.

Rysunek 4.6. Mnożniki skumulowane w łańcuchach produktów z żywca wieprzowego bez uwzględnienia asymetrii*



* Na osi X zaznaczono miesiące.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Można zaobserwować, że w większości analizowanych łańcuchów marketingowych produktów zmiany ceny przetwórcy przestają mieć wpływ na zmianę cen detalisty, podobnie jak zmiany cen producenta rolnego na zmiany cen detalisty, po 5 miesiącach (i więcej).

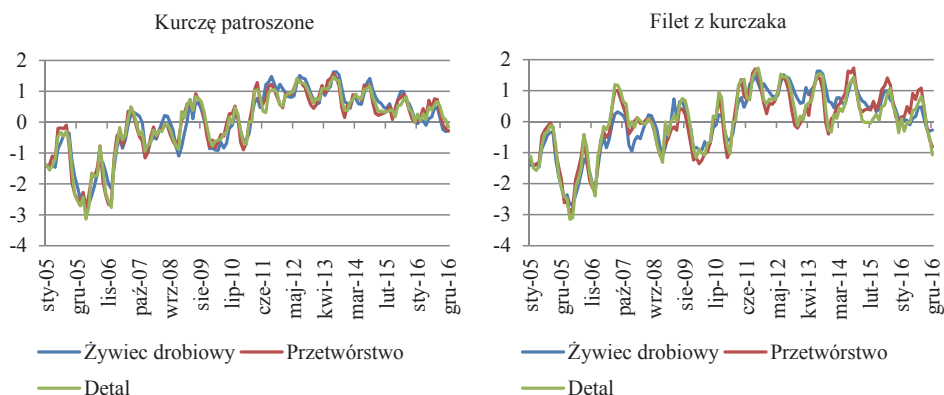
4.4 Łańcuch żywca drobiowego i produktów drobiowych

Analizowano transmisję cen dla jedynie dwóch produktów z żywca drobiowego. Były nimi: kurczę patroszone oraz filet z kurczaka. Ceny produktów oraz surowca zostały wyrażone w zł/kg.

Na rysunku 4.7 zilustrowano zlogarytmowane ceny produktów oraz żywca drobiowego. Ceny zostały uprzednio poddane standaryzacji w sposób analogiczny jak ceny na rynku wołowiny. Na szczególną uwagę zasługuje podokres 2005-2007. Charakteryzował się on dużym rozrzutem cen. Ponadto można zauważyć, że zestandaryzowane ceny mocno się ze sobą pokrywały. Widać to zwłaszcza w przypadku cen kurczęcia patroszonego. Cena żywca drobiowego jest ponadto w pewnym stopniu skorelowana z ceną żywca wieprzowego, przy czym to raczej cena wieprzowiny kształtowała cenę drobiu, a nie na odwrót [Hamulczuk 2016]. Ceny drobiu cechuje relatywnie większa zmienność, czego przyczyn należy upatrywać w tym, że Polska jest największym oraz najtańszym

producentem drobiu wśród państw UE, w efekcie czego rynek ten jest silnie uzależniony od warunków panujących na rynkach zewnętrznych.

Rysunek 4.7. Zlogarytmowane ceny żywca drobiowego oraz wybranych produktów z żywca drobiowego w latach 2005-2016



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

W tabeli 4.11 przedstawiono wyniki estymacji parametrów równań kointegrujących dla poszczególnych poziomów transmisji sygnałów cenowych. Niewielka wartość stałej oraz $b \approx 1$ w modelach dla łańcucha kurczęcia patroszonego świadczy o niewielkim stopniu przetworzenia w poszczególnych ogniwach łańcucha lub nastąpił wzrost wartości dodanej. Odwrotną sytuację można zaobserwować w przypadku łańcucha filetu. Okazało się ponadto, że 1% wzrost ceny żywca drobiowego towarzyszy wzrost ceny kurczęcia patroszonego u przetwórcy i detalisty również o prawie 1%. Podobnie wzrostowi ceny kurczęcia u przetwórcy o 1% towarzyszy prawie 1-procentowy wzrost ceny u detalisty. Ceny filetu u przetwórcy i detalisty reagują natomiast w mniejszym stopniu niż ceny kurczęcia patroszonego na 1-procentowy wzrost ceny żywca drobiowego.

Tabela 4.11. Wartości parametrów w równaniu kointegrującym dla cen w łańcuchach produktów z żywca drobiowego

Produkt	Producent rolny -> Przetwórcą			Przetwórcą -> Detalista			Producent rolny -> Detalista		
	Stała	b	R^2	Stała	b	R^2	Stała	b	R^2
Kurczę patroszone	0,479	0,971	0,892	0,212	0,962	0,967	0,638	0,960	0,912
Filet	1,870	0,554	0,839	0,384	0,897	0,921	2,031	0,520	0,846

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Szczegółowe wyniki badania integracji i kointegracji oraz jej asymetrii przedstawiono w tabelach 4.12 i 4.13. Użyto w nich oznaczeń identycznych, jak odpowiednio w tabelach 4.2 i 4.3. Wyniki badania stopnia integracji świadczą o tym, że ani w modelu ze stałą, ani bez niej nie uzyskuje się wartości p mniejszej od przyjętego poziomu istotności 0,05. Oznacza to, że analizowane zmienne nie są zintegrowane w stopniu zerowym, co sugeruje wykorzystanie w ostatecznym modelu pierwszych różnic cen.

Tabela 4.12. Wyniki badania stopnia integracji zlogarytmowanych cen żywca drobiowego i produktów z żywca drobiowego

Cena	Model bez stałej		Model ze stałą	
	Wartość p	Liczba opóźnień	Wartość p	Liczba opóźnień
Żywiec drobiowy	0,8086	12	0,1054	12
Kurczę patroszone (P)	0,8659	12	0,1865	12
Filet z kurczaka (P)	0,7938	11	0,1020	12
Kurczę patroszone (D)	0,8710	12	0,1631	12
Filet z kurczaka (D)	0,7812	12	0,0957	12

* Hipoteza H_0 w teście DF i ADF zakłada zintegrowanie zmiennej rzędu pierwszego, podczas gdy H_1 zakłada zintegrowanie zmiennej rzędu zerowego: $y_t \sim I(0)$. Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, jeżeli wartość p jest większa od poziomu istotności α . Przyjęto $\alpha \leq 0,05$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Tabela 4.13. Wyniki badania kointegracji oraz asymetrii długookresowej w transmisji cen w łańcuchach produktów z żywca drobiowego

Y	X	Kointegracja	TAR	M-TAR	Uwagi
		Statystyka t	Statystyka Φ		
Kurczę patroszone (P)	Żywiec drobiowy	-4,991 (-1,95)	0,418 (5,98)	7,583 (6,51)	Bez stałej
Filet z kurczaka (P)		-3,897 (-1,95)	0,000 (5,98)	3,675 (6,51)	Bez stałej
Kurczę patroszone (D)	Kurczę patroszone (P)	-9,096 (-1,95)	0,002 (5,98)	0,298 (6,51)	Bez stałej
Filet z kurczaka (D)	Filet z kurczaka (P)	-6,204 (-1,95)	0,221 (5,98)	0,792 (6,51)	Bez stałej
Kurczę patroszone (D)	Żywiec drobiowy	-6,317 (-1,95)	0,653 (5,98)	1,645 (6,51)	Bez stałej
Filet z kurczaka (D)		-5,412 (-1,95)	0,192 (5,98)	0,155 (6,51)	Bez stałej

* Jeżeli w teście na kointegrację statystyka t jest mniejsza od wartości krytycznej, oznacza to występowanie kointegracji. W testach TAR i M-TAR, jeżeli statystyka Φ jest większa od wartości krytycznej, oznacza to występowanie asymetrii długookresowej. W nawiasach podano wartości krytyczne. Przyjęto poziom istotności $\alpha \leq 0,05$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Na podstawie wyników zawartych w tabeli 4.13 można stwierdzić występowanie kointegracji między cenami na wszystkich badanych poziomach łańcucha dla obu produktów. Jednakże tylko w jednym przypadku stwierdzono występowanie asymetrii, a mianowicie dla modelu progowego z impetem zależności między ceną żywca drobiowego a ceną kurczęcia patroszonego u przetwórcy. Wartość Φ wyniosła 7,583 i była większa od wartości krytycznej Φ^* wynoszącej 6,51.

W tabeli 4.14 zaprezentowano wyniki estymacji parametrów modeli transmisji na rynku drobiu. Ostatecznie w poszczególnych modelach znalazły się zmienne istotne statystycznie, z wyjątkiem przypadków, w których jedynie jedna ze zmiennych odpowiadających za dodatnie lub ujemne zmiany ceny przy danym opóźnieniu była istotna statystycznie. Wtedy obie te zmienne zostały w modelu.

Na pierwszym poziomie transmisji (z ogniwa producenta rolnego do ogniwa przetwórcy) wartości przy współczynniku u_{t-1} w obu analizowanych łańcuchach marketingowych (kurczęcia patroszonego i filetu) są ujemne, co świadczy o dostosowaniu do równowagi długookresowej.

Wartość współczynnika przy u_{t-1} odnośnie do transmisji ceny kurczęcia patroszonego między przetwórcą a detalistą wskazuje na szybki charakter dostosowania do równowagi długookresowej. Proces dochodzenia do równowagi w przypadku cen filetu jest natomiast powolny. W transmisji krótkookresowej zmian cen obu produktów najpóźniejszymi istotnymi statystycznie cenami są ceny sprzed dwóch miesięcy.

Na trzecim poziomie transmisji (z ogniwa producenta rolnego do detalu) opóźnione o miesiąc ceny detalisty okazały się nieistotne statystycznie, co oznacza, że wpływ na kształtowanie się cen detalicznych miały tylko ceny producenta rolnego.

Dla wyestymowanych modeli przeprowadzono test liniowych restrykcji, w którym weryfikowano występowanie asymetrii w transmisji cen poprzez nałożenie restrykcji na współczynniki $\beta_{t-i}^+ = \beta_{t-i}^-$ dla każdego i -tego opóźnienia zmiennej $\Delta \ln(X_t)$ występującego w danym modelu. W tabeli 4.15 zaprezentowano wartości p dla każdego modelu.

Na podstawie uzyskanych wyników można stwierdzić występowanie asymetrii krótkookresowej w transmisji sygnałów cenowych wzdłuż łańcuchów marketingowych produktów z żywca drobiowego tylko w przypadku transmisji z ogniwa przetwórcy do ogniwa detalisty.

Tabela 4.14. Transmisja cen oraz jej asymetria w łańcuchach produktów z żywca drobiowego*

Wyszczególnienie	Kurczę pa- troszone	Filet
Producent rolny -> Przetwórca		
$\Delta \ln(X_t^+)$	1,1220 ***	0,5980 ***
$\Delta \ln(X_t^-)$	1,1603 ***	0,6467 ***
$\Delta \ln(X_{t-1}^+)$	-0,0237	-0,1321 ***
$\Delta \ln(X_{t-1}^-)$	-0,3685 ***	-0,1787 **
$\Delta \ln(X_{t-3}^+)$	-0,1057	-----
$\Delta \ln(X_{t-3}^-)$	-0,2556 **	-----
$\Delta \ln(X_{t-4}^+)$	-0,3998 ***	-----
$\Delta \ln(X_{t-4}^-)$	0,0581	-----
$\Delta \ln(Y_{t-1})$		0,3120 ***
u_{t-1}	-0,3243 ***	-0,2884 ***
R^2	0,7109	0,6954
Przetwórca -> Detalista		
$\Delta \ln(X_t^+)$	0,7950 ***	0,7994 ***
$\Delta \ln(X_t^-)$	0,5347 ***	0,4736 ***
$\Delta \ln(X_{t-1}^+)$	0,2548 **	0,5600 ***
$\Delta \ln(X_{t-1}^-)$	0,3238 ***	0,7132 ***
$\Delta \ln(X_{t-2}^+)$	-0,0128	0,0832
$\Delta \ln(X_{t-2}^-)$	0,1480 ***	0,2473 ***
$\Delta \ln(Y_{t-1})$	-0,2904 ***	-0,5183 ***
u_{t-1}	-0,6380 ***	-0,1967 ***
R^2	0,8761	0,8495
Producent rolny -> Detalista		
$\Delta \ln(X_t^+)$	1,0449 ***	0,5187 ***
$\Delta \ln(X_t^-)$	0,8508 ***	0,5037 ***
$\Delta \ln(X_{t-1}^+)$	-----	0,1823 **
$\Delta \ln(X_{t-1}^-)$	-----	0,2111 **
$\Delta \ln(X_{t-4}^+)$	-0,3420 ***	-----
$\Delta \ln(X_{t-4}^-)$	-0,0767	-----
u_{t-1}	-0,4612 ***	-0,3882 ***
R^2	0,5945	0,5877

* Wyniki istotne statystycznie na poziomie istotności $\alpha \leq 0,01$ (***), $\alpha \leq 0,05$ (**), $\alpha \leq 0,1$ (*).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Tabela 4.15. Wyniki testu liniowych restrykcji w łańcuchach produktów z żywca drobiowego*

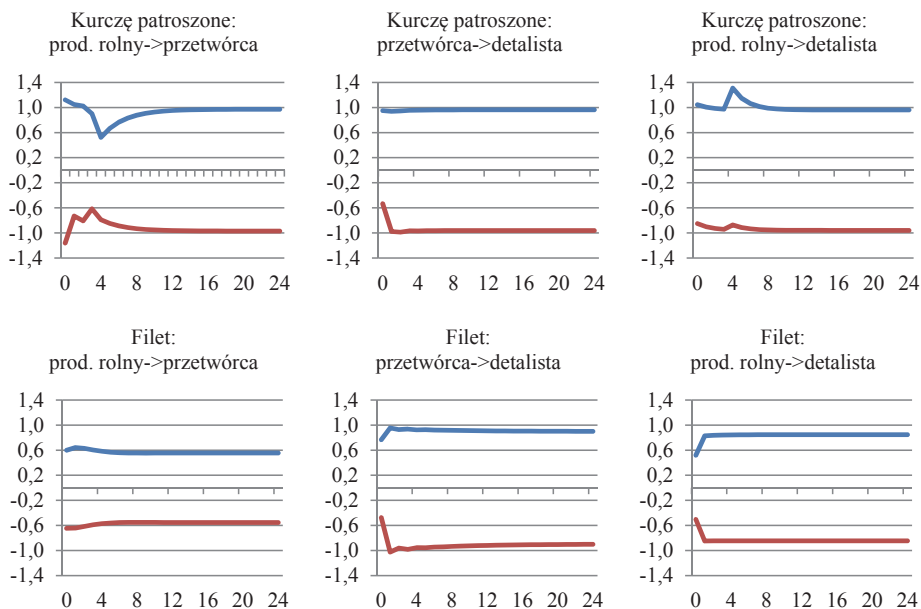
Produkt	Producent rolny -> Przetwórca	Przetwórca -> Detalista	Producent rolny -> Detalista
Kurczę patroszone	0,0923	0,0106	0,3482
Filet	0,8911	0,0133	0,9734

* Jeżeli wartość p jest mniejsza od przyjętego poziomu istotności, należy odrzucić model z nałożonymi restrykcjami na rzecz modelu pierwotnego, co jest równoznaczne ze stwierdzeniem asymetrii. Przyjęto $\alpha \leq 0,05$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Na rysunku 4.8 przedstawiono wartości mnożników skumulowanych w okresie 2-letnim.

Rysunek 4.8. Mnożniki skumulowane w łańcuchach produktów z żywca drobiowego*



* Na osi X zaznaczono miesiące. Na niebiesko zaznaczono wpływ trwałego wzrostu zmiennej objaśniającej na zmienną objaśnianą, a na czerwono wpływ jej trwałego spadku.

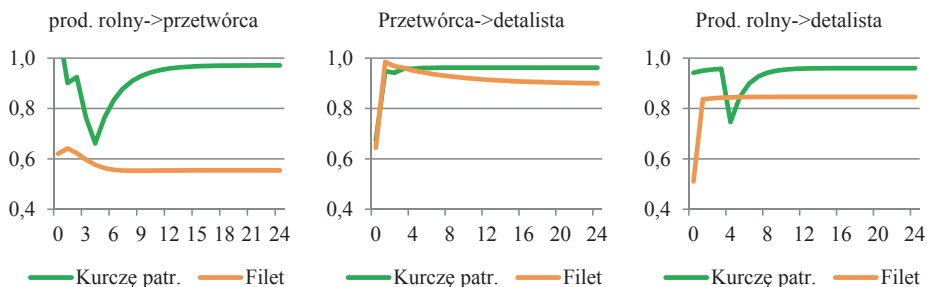
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Okazuje się, że asymetria występuje tylko na drugim poziomie transmisji cen (z ogniwa przetwórcy do ogniwa detalisty) i ma ona charakter dodatni. Odmienne od pozostałych przypadków sytuację można zaobserwować w łańcuchu marketingowym kurczęcia patroszonego z ogniwa producenta rolnego do ogni-

wa przetwórcy oraz od ogniwa producenta rolnego do ogniwa detalisty. Opóźnienia ulegają wygaszeniu dopiero po co najmniej 6 opóźnieniach, gdzie na innych rynkach już po 5 opóźnieniach następuje wygaszenie.

Na rysunku 4.9 przedstawiono mnożniki skumulowane dla modeli nieuwzględniających asymetrii w transmisji cen.

Rysunek 4.9. Mnożniki skumulowane w łańcuchach produktów z żywcza drobiowego bez uwzględnienia asymetrii*



* Na osi X zaznaczono miesiące.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Jeśli chodzi o transmisję sygnałów cenowych z ogniwa przetwórcy do ogniwa detalisty oraz z ogniwa producenta rolnego do ogniwa detalisty, wartości mnożników skumulowanych mają względnie podobne wartości.

4.5 Łańcuch mleka i produktów mlecznych

Analizowano transmisję cen dla pięciu produktów z rynku mleka i produktów mlecznych. Były nimi: mleko (w kartonie UHT 1l o zawartości 3,0%-3,5% tłuszczu o przedłużonym okresie trwałości), ser „Gouda” (ser dojrzewający o zawartości 45% tłuszczu), ser twarogowy tłusty, ser twarogowy półtłusty, śmietana (w opakowaniach bezzwrotnych o zawartości 18% tłuszczu). Surowcem jest tu mleko krowie. Cena wyrażona była w zł/l dla cen mleka krowiego, mleka w kartonie i śmietany. Z kolei dla serów „Gouda”, twarogowego tłustego oraz półtłustego cenę wyrażono w zł/kg.

Na rysunku 4.10 zaprezentowano kształtowanie się zlogarytmowanych cen na rynku drobiu w badanym okresie. Ceny zostały uprzednio poddane standaryzacji w sposób analogiczny, jak ceny na rynku wołowy.

Rysunek 4.10. Zlogarytmowane ceny mleka krowiego oraz mleka w kartonie i wybranych produktów mlecznych w latach 2005-2016



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Można zauważyć, że zlogarytmowane ceny produktów i surowca pokrywają się tylko w niewielkim stopniu. Najbardziej zbliżone okazują się ceny w łańcuchu marketingowym sera „Gouda”. Ogólnie rzecz ujmując, wejście Polski w skład członków Unii Europejskiej znacznie wpłynęło na kształtowanie się cen mleka i produktów mlecznych. Członkostwo w UE otworzyło wiele nowych

rynków, co przyczyniło się do gwałtownego wzrostu eksportu. W drugiej połowie 2007 roku cena surowca zaczęła silnie rosnąć z powodu gwałtownego wzrostu cen przetworów mlecznych na całym świecie. W 2008 roku i pierwszej połowie roku 2009 cena mleka spadała. Przyczyną tego spadku było utrzymywanie się niskich cen mleka na świecie [Hamulczuk 2016].

W kolejnych latach ceny mleka oraz analizowanych produktów wykazywały mniejszą lub większą tendencję wzrostową. Było kilka powodów takiego zjawiska. Jednym z nich był wzrost dochodów ludności. Innym był wzrost kosztów produkcji (zwłaszcza wydatków na energię), czy ogólnie wysoki poziom światowego popytu. Od 2014 roku ceny mleka krowiego, mleka w kartonie oraz sera „Gouda” zaczęły spadać z powodu nałożonego embarga przez Rosję. Dla pozostałych trzech produktów spadki cen były znacznie niższe. Powodem tej dysproporcji było to, że sery twarogowe i śmietana sprzedawane są głównie w kraju, w efekcie czego ich ceny są mniej narażone na wpływ uwarunkowań na rynkach zewnętrznych [Seremak-Bulge 2016]. W drugiej połowie 2016 roku sytuacja na rynkach zagranicznych zaczęła się poprawiać (m. in. zwiększony popyt na chińskim rynku), wskutek czego analizowane ceny zaczęły wzrastać.

W tabeli 4.16 przedstawiono wyniki estymacji parametrów równań kointegrujących dla poszczególnych poziomów transmisji sygnałów cenowych.

Tabela 4.16. Wartości parametrów w równaniu kointegrującym dla cen w łańcuchach mleka w kartonie i produktów mlecznych

Produkt	Producent rolny -> Przetwórca			Przetwórca -> Detalista			Producent rolny -> Detalista		
	Stała	<i>b</i>	<i>R</i> ²	Stała	<i>b</i>	<i>R</i> ²	Stała	<i>b</i>	<i>R</i> ²
Mleko w kartonie	0,590	0,526	0,822	0,623	0,585	0,646	0,970	0,290	0,471
Ser „Gouda”	2,496	0,748	0,780	1,049	0,724	0,660	2,841	0,706	0,874
Ser twarogowy tłusty	2,183	0,513	0,570	-0,093	1,180	0,963	2,489	0,539	0,435
Ser twarogowy półtłusty	2,104	0,469	0,512	-0,241	1,264	0,972	2,420	0,563	0,449
Śmietana	1,643	0,366	0,468	-0,203	1,358	0,890	2,024	0,556	0,519

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Wszystkie analizowane produkty okazują się być w wysokim stopniu przetworzone. Wskazuje na to wysoka wartość stałej (oprócz modelu dla mleka w kartonie) oraz wartość parametru *b* znacznie odbiegająca od 1 w modelach zależności między ceną produktu rolnego a ceną przetwórcy oraz między ceną produktu rolnego a ceną detaliczną. Co więcej, biorąc pod uwagę trzy analizowane poziomy transmisji, najniższy procentowy wzrost ceny produktu można

zaobserwować w przypadku wzrostu ceny detalicznej mleka w kartonie towarzyszącego wzrostowi ceny mleka krowiego o 1%, a najwyższy – w przypadku wzrostu ceny śmietany u detalisty towarzyszącemu wzrostowi ceny śmietany u przetwórcy o 1%.

Szczegółowe wyniki badania integracji i kointegracji oraz jej asymetrii przedstawiono w tabelach 4.17 i 4.18. Użyto w nich oznaczeń identycznych, jak odpowiednio w tabelach 4.2 i 4.3. Wyniki badania stopnia integracji świadczą o tym, że ani w modelu ze stałą, ani bez niej nie uzyskuje się wartości p mniejszej od przyjętego poziomu istotności 0,05. Oznacza to, że analizowane zmienne nie są zintegrowane w stopniu zerowym, co sugeruje wykorzystanie w ostatecznym modelu oszacowanym na pierwszych różnicach cen.

Tabela 4.17. Wyniki badania stopnia integracji zlogarytmowanych cen mleka krowiego oraz mleka w kartonie i produktów mlecznych

Cena	Model bez stałej		Model ze stałą	
	Wartość p	Liczba opóźnień	Wartość p	Liczba opóźnień
Mleko krowie	0,1429	11	0,2085	11
Mleko w kartonie (P)	0,7743	5	0,1963	2
Gouda (P)	0,7678	5	0,0718	2
Ser tłusty (P)	0,9461	2	0,4215	2
Ser półtłusty (P)	0,9340	4	0,2827	4
Śmietana (P)	0,9324	4	0,3108	4
Mleko w kartonie (D)	0,9042	9	0,3028	7
Gouda (D)	0,8046	3	0,2400	3
Ser tłusty (D)	0,9593	11	0,1456	11
Ser półtłusty (D)	0,9744	10	0,2197	10
Śmietana (D)	0,9024	10	0,2644	10

* Hipoteza H_0 w teście DF i ADF zakłada zintegrowanie zmiennej rzędu pierwszego, podczas gdy H_1 zakłada zintegrowanie zmiennej rzędu zerowego: $y_t \sim I(0)$. Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, jeżeli wartość p jest większa od poziomu istotności α . Przyjęto $\alpha \leq 0,05$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Tabela 4.18. Wyniki badania kointegracji oraz asymetrii długookresowej w transmisji cen w łańcuchach mleka w kartonie i produktów mlecznych

Y	X	Kointegracja	TAR	M-TAR	Uwagi
		Statystyka t	Statystyka Φ		
Mleko w kartonie (P)	Mleko krowie	-2,506 (-1,95)	0,974 (6,28)	0,520 (6,20)	Bez stałej, 3 opóźnienia
„Gouda” (P)		-2,582 (-1,95)	2,324 (5,98)	0,827 (6,51)	Bez stałej
Ser twarogowy tłusty (P)		-4,941 (-3,87)	1,894 (6,28)	6,563 (6,20)	Stała, trend, trend kwadratowy, 12 opóźnień
Ser twarogowy półtłusty (P)		-4,211 (-3,87)	1,685 (6,28)	0,269 (6,20)	Stała, trend, trend kwadratowy, 12 opóźnień
Śmietana (P)		-3,053 (-1,95)	0,700 (6,28)	0,100 (6,20)	Bez stałej, 12 opóźnień
Mleko w kartonie (D)	Mleko w kartonie (P)	-2,992 (-2,88)	3,467 (6,28)	0,001 (6,20)	Stała, 12 opóźnień
„Gouda” (D)	„Gouda” (P)	-1,901 (-1,95)	-----		Bez stałej, 5 opóźnień
Ser twarogowy tłusty (D)	Ser twarogowy tłusty (P)	-2,004 (-1,95)	0,252 (5,98)	0,065 (6,51)	Bez stałej
Ser twarogowy półtłusty (D)	Ser twarogowy półtłusty (P)	-1,933 (-1,95)	-----		Bez stałej, 12 opóźnień
Śmietana (D)	Śmietana (P)	-2,246 (-1,95)	1,880 (5,98)	1,699 (6,51)	Bez stałej
Mleko w kartonie (D)	Mleko krowie	-3,982 (-2,88)	6,975 (6,28)	0,275 (6,20)	Stała, 12 opóźnień
„Gouda” (D)		-2,109 (-1,95)	0,152 (5,98)	3,411 (6,51)	Bez stałej
Ser twarogowy tłusty (D)		-4,404 (-3,87)	3,552 (6,28)	0,381 (6,20)	Stała, trend, trend kwadratowy, 12 opóźnień
Ser twarogowy półtłusty (D)		-4,430 (-3,87)	2,600 (6,28)	0,378 (6,20)	Stała, trend, trend kwadratowy, 12 opóźnień
Śmietana (D)		-2,350 (-1,95)	1,048 (6,01)	1,102 (6,51)	Bez stałej, 2 opóźnienia

* Jeżeli w teście na kointegrację statystyka t jest mniejsza od wartości krytycznej, oznacza to występowanie kointegracji. W testach TAR i M-TAR, jeżeli statystyka Φ jest większa od wartości krytycznej, oznacza to występowanie asymetrii długookresowej. W nawiasach podano wartości krytyczne. Przyjęto poziom istotności $\alpha \leq 0,05$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Z wyników zawartych w tabeli 4.18 można wywnioskować, że na pierwszym poziomie transmisji cen (z ogniwa producenta rolnego do ogniwa przetwórcy) dla każdego z pięciu produktów stwierdzono występowanie kointegracji. Można przy tym zauważyć, że wykorzystano w tym celu różne modyfikacje testu DF. Asymetria występowała jedynie w przypadku analizy transmisji ceny mleka krowiego na cenę sera twarogowego tłustego za pomocą modelu M-TAR.

W przypadku transmisji sygnałów cenowych z ogniwa przetwórstwa do detalu stwierdzono występowanie kointegracji dla cen mleka w kartonie, sera twarogowego tłustego i śmietany. Dla cen dwóch pozostałych produktów nie stwierdzono występowania związku długookresowego. Również na tym etapie transmisji należało sięgnąć po różne modyfikacje testu DF. Dla żadnego z produktów nie stwierdzono występowania asymetrii.

Badając transmisję cen bezpośrednio między ogniwami producenta rolnego i detalisty w oparciu o różne modyfikacje testu DF, stwierdzono występowanie kointegracji. Asymetria w kointegracji wystąpiła jedynie w przypadku analizy transmisji sygnałów cenowych z ogniwa producenta rolnego do ogniwa przetwórcy w łańcuchu marketingowym mleka w kartonie przeprowadzonej za pomocą modelu TAR.

W tabeli 4.19 zaprezentowano wyniki estymacji parametrów modeli transmisji dla rynku mleka i produktów mlecznych. Ostatecznie w poszczególnych modelach znalazły się zmienne istotne statystycznie, z wyjątkiem przypadków, w których jedynie jedna ze zmiennych odpowiadających za dodatnie lub ujemne zmiany ceny przy danym opóźnieniu była istotna statystycznie. Wtedy obie te zmienne zostały w modelu.

Modele dotyczące łańcuchów poszczególnych produktów charakteryzowały się niewielką wartością R^2 , co oznacza występowanie czynników nieuwzględnionych w modelach, które wpływają na ceny produktów. Wyjątkiem okazały się jednak modele dotyczące sera „Gouda”. W przypadku większości analizowanych łańcuchów opóźnione zmiany cen surowca nie wpływają istotnie na zmiany cen produktów, zarówno przetwórcy, jak i detalicznych.

Niskie wartości absolutne współczynnika przy u_{t-1} świadczyły o powolnym procesie dochodzenia do równowagi bez względu na analizowany poziom transmisji sygnałów cenowych. Ponadto w modelu dotyczącym transmisji z ogniwa producenta rolnego do ogniwa przetwórcy w łańcuchu marketingowym sera twarogowego tłustego współczynnik ten okazał się być nieistotny mimo stwierdzenia występowania kointegracji. Identyczna sytuacja wystąpiła w modelu transmisji z ogniwa przetwórcy do ogniwa detalisty w łańcuchu marketingowym mleka w kartonie. Co interesujące, w modelu transmisji z ogniwa producenta rolnego do ogniwa detalisty w łańcuchu marketingowym mleka

w kartonie nie zaobserwowano asymetrii długookresowej mimo pozytywnej weryfikacji jej występowania przy pomocy modelu M-TAR.

Tabela 4.19. Transmisja cen oraz jej asymetria w łańcuchach mleka w kartonie i produktów mlecznych*

Wyszczególnienie	Mleko w kartonie	Ser "Gouda"	Ser twarogowy tłusty	Ser twarogowy półtłusty	Śmietana
Producent rolny -> Przetwórca					
$\Delta \ln(X_t^+)$	0,2862 ***	0,6629 ***	0,1261 ***	0,1297 ***	0,1807 ***
$\Delta \ln(X_t^-)$	0,1824 ***	0,6075 ***	0,0204	0,0398	0,0557 *
$\Delta \ln(X_{t-2}^+)$	-----	-0,3745 ***	-----	-----	-----
$\Delta \ln(X_{t-2}^-)$	-----	-0,1968	-----	-----	-----
$\Delta \ln(Y_{t-1})$	0,2244 ***	0,4576 ***	0,3338 ***	0,3750 ***	0,3360 ***
u_{t-1}	-0,0789 ***	-0,0903 ***	-----	-0,0219 ***	-0,0212 **
R^2	0,5492	0,6756	0,3767	0,4886	0,5314
Przetwórca -> Detalista					
$\Delta \ln(X_t^+)$	0,2751 ***	0,2119 ***	0,4680 ***	0,5195 ***	0,2867 **
$\Delta \ln(X_t^-)$	-0,0054	0,0354	0,0680	0,0052	-0,4238
$\Delta \ln(X_{t-1}^+)$	-----	0,2707 ***	0,3489 ***	0,5289 ***	-----
$\Delta \ln(X_{t-1}^-)$	-----	0,1969 ***	0,0620	-0,0872	-----
$\Delta \ln(X_{t-2}^+)$	0,2864 ***	-----	-----	0,1133	-----
$\Delta \ln(X_{t-2}^-)$	-0,0467	-----	-----	0,4123 ***	-----
$\Delta \ln(X_{t-3}^+)$	-0,0495	0,0150	-----	-----	-----
$\Delta \ln(X_{t-3}^-)$	0,3884 ***	0,1502 ***	-----	-----	-----
$\Delta \ln(Y_{t-1})$	-----	0,3283 ***	-----	-0,2710 ***	-----
u_{t-1}	-----	-0,0294 *	-0,0544 ***	-----	-0,1245 ***
R^2	0,4545	0,8392	0,5673	0,7735	0,1989
Producent rolny -> Detalista					
$\Delta \ln(X_t^+)$	0,1183 ***	0,3397 ***	-----	0,1101 ***	0,1528 ***
$\Delta \ln(X_t^-)$	0,0035	0,2214 ***	-----	-0,0323	0,0040
$\Delta \ln(X_{t-1}^+)$	-----	-----	0,1198 ***	-----	-----
$\Delta \ln(X_{t-1}^-)$	-----	-----	-0,0395	-----	-----
$\Delta \ln(Y_{t-1})$	-----	0,4463 ***	0,2611 ***	0,3486 ***	-----
u_{t-1}	-0,0612 ***	-0,1000 ***	-0,0175 ***	-0,0168 ***	-0,0374 ***
R^2	0,2454	0,7456	0,3746	0,4360	0,1341

* Wyniki istotne statystycznie na poziomie istotności $\alpha \leq 0,01$ (***), $\alpha \leq 0,05$ (**), $\alpha \leq 0,1$ (*).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Dla wyestymowanych modeli przeprowadzono test liniowych restrykcji, w którym weryfikowano występowanie asymetrii w transmisji cen poprzez nałożenie restrykcji na współczynniki $\beta_{t-i}^+ = \beta_{t-i}^-$ dla każdego i -tego opóźnienia

zmiennej $\Delta \ln(X_t)$ występującego w danym modelu. W tabeli 4.20 zaprezentowano wartości p dla każdego modelu.

Tabela 4.20. Wyniki testu liniowych restrykcji w łańcuchach produktów z mleka krowiego*

Produkt	Producent rolny -> Przetwórca	Przetwórca -> Detalista	Producent rolny -> Detalista
Mleko w kartonie	0,0830	0,0000	0,0133
Ser „Gouda”	0,4685	0,0027	0,0808
Ser twarogowy tłusty	0,0098	0,0002	0,0002
Ser twarogowy półtłusty	0,0220	0,0000	0,0003
Śmietana	0,0045	0,0159	0,0494

* Jeżeli wartość p jest mniejsza przyjętego poziomu istotności, należy odrzucić model z nałożonymi restrykcjami na rzecz modelu pierwotnego, co jest równoznaczne ze stwierdzeniem asymetrii. Przyjęto $\alpha \leq 0,05$.

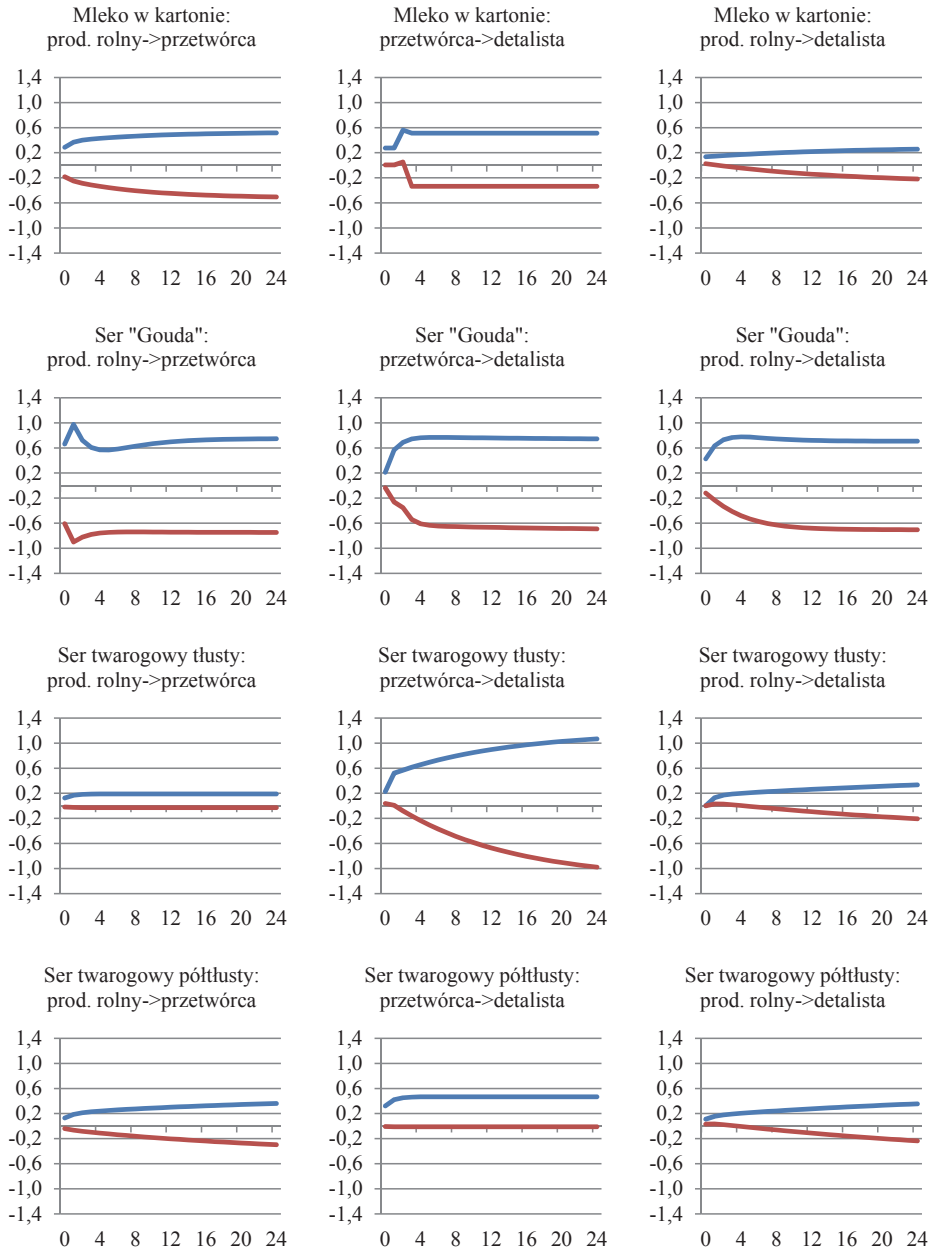
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

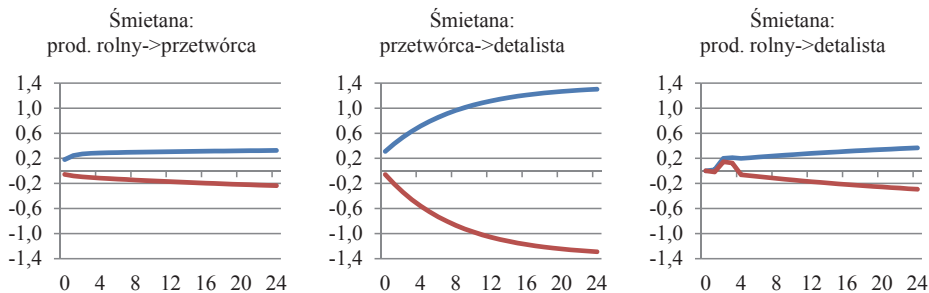
Na podstawie uzyskanych wyników można stwierdzić, że symetryczność w transmisji sygnałów cenowych występowała jedynie na pierwszym poziomie transmisji w łańcuchach marketingowych mleka w kartonie i sera „Gouda” oraz na trzecim poziomie transmisji w łańcuchu marketingowym sera „Gouda”.

Na rysunku 4.11 przedstawiono wartości mnożników skumulowanych w okresie 2-letnim. Okazuje się, że w transmisji sygnałów cenowych z jednego ogniwa do innego w dowolnym łańcuchu marketingowym wzrosty i spadki cen w pierwszym analizowanym ogniwie wpływają z przybliżoną siłą na ceny w drugim analizowanym ogniwie. Wyjątkiem jest transmisja sygnałów cenowych z ogniwa producenta rolnego do ogniwa przetwórcy w łańcuchu marketingowym sera twarogowego tłustego oraz transmisja sygnałów cenowych z ogniwa przetwórcy do ogniwa detalisty w łańcuchu marketingowym sera twarogowego półtłustego.

Na rysunku 4.12 zilustrowano zmiany mnożników skumulowanych dla modeli nieuwzględniających asymetrii w transmisji cen. Transmisja sygnałów cenowych z ogniwa przetwórcy do ogniwa detalisty w łańcuchu marketingowym każdego produktu (poza łańcuchem sera „Gouda”) jest silniejsza niż transmisja sygnałów cenowych między ogniwem producenta rolnego a ogniwami przetwórcy i detalisty.

Rysunek 4.11. Mnożniki skumulowane w łańcuchach produktów z mleka krowiego*

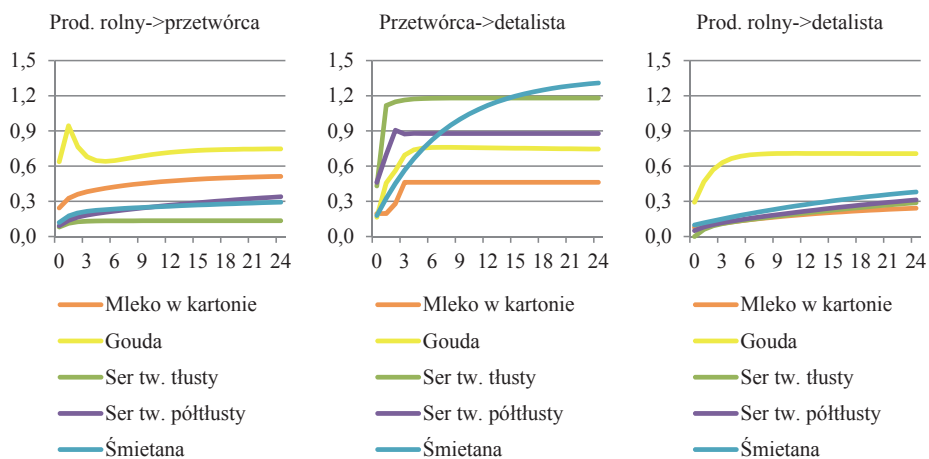




* Na osi X zaznaczono miesiące. Na niebiesko zaznaczono wpływ trwałego wzrostu zmiennej objaśniającej na zmienną objaśnianą, a na czerwono wpływ jej trwałego spadku.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Rysunek 4.12. Mnożniki skumulowane w łańcuchach produktów z mleka krowiego bez uwzględnienia asymetrii*



* Na osi X zaznaczono miesiące.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

4.6 Podsumowanie

Na podstawie uzyskanych wyników można stwierdzić, że w większości analizowanych przypadków występuje transmisja długookresowa. Brak kointegracji cen miał miejsce w następujących 11 z 42 przypadków²⁰ (analizy przeprowadzono dla 14 produktów na trzech poziomach transmisji):

²⁰ Podane wyniki dotyczą wniosków wyciągniętych na podstawie modeli ECM.

- w transmisji sygnałów cenowych z ogniwa producenta rolnego do ogniwa przetwórcy w łańcuchach marketingowych: schabu i sera twarogowego tłustego;
- w transmisji sygnałów cenowych z ogniwa przetwórcy do ogniwa detalisty w łańcuchach marketingowych: rostbefu, udźca, schabu, szynki, mleka w kartonie i sera twarogowego półtłustego;
- w transmisji sygnałów cenowych z ogniwa producenta rolnego do ogniwa detalisty w łańcuchach marketingowych: schabu, boczku i baleronu

Transmisja krótkookresowa wystąpiła natomiast we wszystkich przypadkach. Najszybszym dostosowaniem do równowago długookresowej charakteryzowała się transmisja z ogniwa przetwórcy do ogniwa detalisty w łańcuchu marketingowym kurczęcia patroszonego (-0,6380), a najwolniejszą transmisją z ogniwa producenta rolnego do ogniwa detalisty w łańcuchu marketingowym sera twarogowego półtłustego (-0,0168). W dwóch przypadkach wartość współczynnika przy parametrze korekty błędem była dodatnia, co oznacza brak powrotu do równowagi długookresowej. Pierwszy przypadek zaobserwowano w transmisji sygnałów cenowych z ogniwa przetwórcy do ogniwa detalisty w łańcuchu marketingowym baleronu, a drugi dotyczył transmisji z ogniwa producenta rolnego do ogniwa przetwórcy w łańcuchu marketingowym kurczęcia patroszonego.

Analizując mnożniki skumulowane (nieuwzględniające asymetrii) w badanych łańcuchach marketingowych, można stwierdzić, że w zdecydowanej większości przypadków po 5 miesiącach impuls cenowy z jednego ogniwa łańcucha przestaje wpływać na ceny w kolejnym ogniwie.

Asymetria krótkookresowa miała miejsce w 31 analizowanych przypadkach, przy czym jedynie w trzech z nich jej charakter był ujemny. Doszło do tego w transmisji sygnałów cenowych z ogniwa producenta rolnego do ogniwa przetwórcy w łańcuchu marketingowym schabu i boczku oraz z ogniwa producenta rolnego do ogniwa detalisty w łańcuchu marketingowym baleronu. W pozostałych przypadkach miała miejsce asymetria dodatnia, która jest niekorzystna dla konsumentów.

Tylko w 11 następujących przypadkach nie stwierdzono występowania asymetrii krótkookresowej:

- w transmisji sygnałów cenowych z ogniwa producenta rolnego do ogniwa przetwórcy w łańcuchach marketingowych: szynki, baleronu, kurczęcia patroszonego, filetu, mleka w kartonie i sera „Gouda”;
- w transmisji sygnałów cenowych z ogniwa producenta rolnego do ogniwa detalisty w łańcuchach marketingowych: boczku, baleronu, kurczęcia patroszonego, filetu i sera „Gouda”.

Asymetryczną reakcję zmiennych na odchylenia od równowagi długookresowej wykryto przy tym tylko w przypadku 3 następujących związków:

- ceny żywca drobiowego i ceny kurczęcia patroszonego u przetwórcy,
- ceny mleka krowiego i ceny sera twarogowego tłustego u przetwórcy,
- ceny mleka krowiego i ceny detalicznej mleka w kartonie.

Wyniki przedstawione w niniejszym rozdziale można również porównać do wyników analizy transmisji cen dotyczących koszyka wołowego, wieprzowego i przetworów przeprowadzonej przez Rembeżę [2007] dla lat 1996-2007 i dwóch podokresów: 1996-2001 i 2002-2007. W badaniu tym uwzględniono jedynie występowanie asymetrii długookresowej, zakładając symetryczność transmisji cen w krótkim okresie. Analizowano transmisję sygnałów cenowych z ogniwa producenta rolnego do ogniwa przetwórcy i z ogniwa przetwórcy do ogniwa detalisty. Cena koszyka wołowego stanowiła średnią z cen rostbefu, szpondra i wołowiny bez kości, cena koszyka wieprzowego – średnią z cen szynki i boczku, a cena koszyka przetworów – średnią z cen przetworów z żywca wieprzowego.

Stwierdzono, że asymetria w relacji między ceną żywca wołowego a ceną koszyka wołowego u przetwórcy miała silniejszy charakter w drugim podokresie niż w pierwszym. Zaobserwowano przy tym znikomy wpływ ceny żywca wołowego na cenę przetwórcy, co znalazło potwierdzenie w zaprezentowanych w niniejszej pracy wynikach analiz dla okresu 2005-2016. Podobne wnioski nawiązują się odnośnie do charakteru asymetrii w relacji między ceną koszyka wołowego u przetwórcy i u detalisty. W tym przypadku jednak ceny przetwórcy mają istotny wpływ na ceny detalisty. Przeprowadzono również analizę transmisji sygnałów cenowych dotyczących cen szpondra z ogniwa przetwórcy do ogniwa detalisty. W okresie 1996-2001 opóźnione ceny detaliczne wywierały wpływ na kształtowanie się cen detalicznych (współczynnik wyniósł 0,38). Jednak w drugim podokresie (2002-2007) opóźnione ceny okazały się nieistotne, co również zaobserwowano w zaprezentowanych w pracy wynikach analiz dla okresu 2005-2016.

Wyniki uzyskane przez Rembeżę [2007] wskazują także, że w badanym okresie w przypadku koszyków wieprzowego i przetworów ceny producenta rolnego wywierały niewielki wpływ na ceny przetwórcy lub wpływ ten w ogóle nie występował. Charakter asymetrii w transmisji cen w łańcuchu produktów z żywca wieprzowego zmienił się między dwoma podokresami. O ile bowiem w pierwszym cena przetwórcy silniej reagowała na spadki niż wzrosty cen żywca wieprzowego, w drugim podokresie cena przetwórcy silniej reagowała na wzrosty niż na spadki cen żywca. Z kolei transmisję sygnałów cenowych między ogniwem producenta rolnego a ogniwem przetwórcy produkującego przetwory w obu podokresach cechowała asymetria dodatnia. Jeśli natomiast chodzi

o relację cen otrzymywanych przez przetwórcę i detalistę za koszyki wieprzowy i przetworów, ceny przetwórcy okazały się wywierać silny wpływ na ceny detaliczne, przy czym opóźnione ceny detaliczne koszyka wieprzowego były nie istotne statystycznie. Dodatkowo przeprowadzono analizę związku cen przetwórcy z cenami detalisty dla schabu, szynki i baleronu. Uzyskane wyniki są zbliżone do wyników zaprezentowanych w niniejszej pracy. Ceny przetwórcy wywierały bowiem większy wpływ na kształtowanie się cen detalisty niż opóźnione ceny detaliczne.

Rembeza i Seremak-Bulge [2006] przeprowadzili ponadto analizę transmisji cen na rynku mleka i produktów mlecznych w latach 1996-2005. Badania objęły ceny mleka 2 i 3%, mleka w proszku, sera „Gouda”, twarogu tłustego, masła i śmietany. Podobnie jak w analizowanym w niniejszej pracy okresie 2005-2016, również w latach 1996-2005 opóźnione ceny mleka krowiego (ogniwo producenta rolnego) okazały się nieistotne w kształtowaniu się cen z ogniwa przetwórcy dla większości produktów. Wiele podobnych wniosków otrzymano także odnośnie do transmisji sygnałów cenowych z ogniwa przetwórcy do ogniwa detalisty. Przykładowo, wpływ zmian cen przetwórcy na ceny detalisty okazał się silniejszy niż wpływ zmian cen producenta rolnego na ceny przetwórcy. Dodatkowo w przypadku transmisji sygnałów cenowych z ogniwa przetwórcy do ogniwa detalisty istotne okazały się opóźnione ceny przetwórcy.

5. Wywierana siła rynkowa a własności transmisji cen

5.1 Założenia metodyczne analizy

Jak już wspomnieliśmy, w analizach transmisji sygnałów cenowych szczególnie zainteresowanie budzi pytanie, w jakim stopniu zmiany cen produktów rolnych znajdują odzwierciedlenie w zmianach cen hurtowych i detalicznych produktów żywnościowych. Z drugiej strony McCorriston i in. [2001] wykazali, że wzrost siły rynkowej prowadzi do spadku siły transmisji cen. W tym kontekście celem niniejszego rozdziału była analiza związku między siłą rynkową wywieraną w polskim przemyśle spożywczym a charakterystykami transmisji sygnałów cenowych między ogniwem producenta rolnego a ogniwem przetwórcy w wybranych łańcuchach produktów z żywca wołowego, wieprzowego oraz drobiowego, jak również mleka i produktów mlecznych.

Bakucs i in. [2013] do głównych trudności pojawiających się w analizach związku między siłą rynkową a asymetrią w transmisji cen zaliczają pomiar siły rynkowej w przemyśle spożywczym i brak wystarczającej zmienności w zmiennych przybliżających poziom wywieranej siły rynkowej.

W celu estymacji marż sięgnięto po metodę rozwiniętą przez Roegera [1995] opierającą się na analizie reakcji cen na zmianę kosztów. Wykorzystuje się w niej fakt, iż na rynku doskonale konkurencyjnym, w przeciwieństwie do rynków z konkurencją niedoskonałą, każda podwyżka kosztów jest w pełni przenoszona na konsumentów, a zatem zakres, w którym cena odpowiada na zmiany kosztów, może być wykorzystany do oceny poziomu siły rynkowej.

Metoda Roegera wywodzi się z metody Halla [1986, 1988, 1990], który przedstawił popularny miernik całkowitej produktywności czynników produkcji (ang. *total factor productivity*, TFP) – resztę Solowa²¹ jako funkcję wynagrodzeń czynników produkcji i ich udziałów w przychodzie firmy, gdzie parametr nachylenia prostej równania regresji jest równy udziałowi marży w koszcie krańcowym, a stała i błąd oszacowania oznaczają postęp techniczny. Roeger rozszerzył tę metodę o zastosowanie dualnej reszty Solowa²², obliczanej przy użyciu funkcji kosztów. Dzięki jednoczesnemu zastosowaniu obu rodzajów reszt możliwa stała się eliminacja nieobserwowanej produktywności z równania regresji, co rozwiązało problem endogeniczności i pozwoliło na odpowiednią identyfikację estymatora marży [Gradzewicz i Hagemeyer 2007]. W efekcie

²¹ Inaczej prymalna reszta Solowa, to udział postępu technicznego we wzroście produkcji (gdy znany jest realny PKB oraz nakłady pracy, kapitału i innych czynników produkcji), określana także jako miara zewnętrzna czynnika pracy.

²² Dualna reszta Solowa to udział postępu technicznego w zmianie kosztów.

szacowanie marż może być przeprowadzone za pomocą KMNK bez sięgania po zmienne instrumentalne, co było konieczne w przypadku metody Halla.

Metoda Roegera opiera się na założeniu stałych przychodów skali. Jeżeli elastyczność skali jest stała w czasie, obciążenie estymatorów wynikające z faktycznego występowania efektów skali jest stałe [Oliveira Martins i Scarpetta 1999] i nie wpływa na dynamikę marż. Ponadto marże Roegera reprezentują najniższe wartości osiąmane w gałęziach o rosnących przychodach skali, wysokich kosztach utraconych możliwości, czy też wysokiej sztywności dostosowań w ramach cyklu koniunkturalnego [Oliveira Martins i in. 1996]. Co więcej, na skutek założenia o stałości marży w danym roku, nie ma potrzeby deflowania zmiennych nominalnych [Gradzewicz i Hagemejer 2007].

W metodzie Roegera zakłada się, że firma produkuje zgodnie z następującą funkcją produkcji homogeniczną stopnia pierwszego²³ [Gradzewicz i Hagemejer 2007]:

$$Y(X_1, \dots, X_N, K, E) = F(X_1, \dots, X_N, K)E,$$

gdzie Y to wielkość produkcji, K to wielkość majątku trwałego, X_i to wielkości pozostałych czynników wykorzystywanych w procesie produkcyjnym, E to zmienna mierząca postęp techniczny neutralny w sensie Hicksa, czyli postęp zwiększający równocześnie produktywność wszystkich czynników produkcji. Logarytmiczne zróżniczkowanie umożliwia otrzymanie zależności:

$$\frac{dY}{Y} = \sum_i \frac{\partial F}{\partial X_i} \frac{dX_i}{F} + \frac{\partial F}{\partial K} \frac{dK}{F} + \frac{dE}{E} = \sum_i \frac{\partial Q}{\partial X_i} \frac{dX_i}{Y} + \frac{\partial Q}{\partial K} \frac{dK}{Y} + \frac{dE}{E}.$$

W warunkach doskonale konkurencyjnych rynków czynników produkcji przedsiębiorstwa ustalają ceny, narzucając marże na koszty krańcowe (MC), a czynniki produkcji wynagradzane są wedle wartości ich produktu krańcowego pomniejszonej o wielkość marży [Gradzewicz i Hagemejer 2007]. Niech w_k oraz w_i oznaczają odpowiednio wynagrodzenia kapitału i pozostałych czynników produkcji, P – cenę produktu finalnego, a λ – marżę. Mamy wówczas:

$$w_i = \frac{\frac{\partial Y}{\partial X_i} P}{\lambda} \text{ oraz } w_k = \frac{\frac{\partial Y}{\partial K} P}{\lambda}.$$

Uwzględniając powyższe zależności, w rezultacie otrzymujemy:

$$\begin{aligned} \frac{dY}{Y} &= \sum_i \frac{w_i}{\lambda} \frac{dX_i}{Y} \frac{X_i}{X_i} + \frac{w_k}{\lambda} \frac{dK}{Y} \frac{K}{K} + \frac{dE}{E} = \sum_i \frac{w_i X_i}{Y \lambda} \frac{dX_i}{X_i} + \frac{w_k K}{Y \lambda} \frac{dK}{K} + \frac{dE}{E} = \sum_i \frac{w_i X_i}{Y \cdot MC} \frac{dX_i}{X_i} + \\ &\quad \frac{w_k K}{Y \cdot MC} \frac{dK}{K} + \frac{dE}{E} = \sum_i \alpha_i \frac{dX_i}{X_i} + \alpha_K \frac{dK}{K} + \frac{dE}{E}, \end{aligned}$$

²³ Założenie to oznacza stałe przychody skali. Mówimy bowiem, że funkcja jest homogeniczną stopnia α , gdy w wyniku pomnożenia każdego z jej argumentów przez stałą φ , wartość funkcji zmieni się w proporcji φ^α .

gdzie α_K oraz α_i to udziały wynagrodzenia kapitału oraz pozostałych czynników w całkowitych kosztach produkcji, zdefiniowane dla czynnika X_i jako: $\alpha_i = \frac{w_i X_i}{Y \cdot MC}$ i analogicznie dla K : $\alpha_k = \frac{w_k K}{Y \cdot MC}$ [Gradzewicz i Hagemeyer 2007].

Udział wynagrodzenia czynnika X_i w całkowitym przychodzie firmy oznaczamy jako:

$$\theta_i = \frac{w_i X_i}{PY}.$$

Udziały wynagrodzeń czynników w koszczie całkowitym można zatem zapisać:

$$\alpha_i = \frac{w_i X_i}{Y \cdot MC} = \frac{w_i X_i P}{Y \cdot MC P} = \theta_i \frac{P}{MC} = \theta_i \lambda.$$

Analogiczna zależność zachodzi dla kapitału: $\alpha_k = \theta_k \lambda$.

W warunkach konkurencji doskonałej $P = MC$, $\lambda = 1$ i $\alpha_i = \theta_i$, czyli udział wynagrodzenia danego czynnika w kosztach jest równy udziałowi jego wynagrodzenia w przychodach firmy, natomiast w warunkach niedoskonałej konkurencji $P > MC$, a $\lambda > 1$. Przy założeniu stałych przychodów skali, z twierdzenia Eulera wynika, że: $\sum_i \alpha_i + \alpha_K = 1$. Tak zwana prymalna reszta Solowa (SR) oparta na funkcji produkcji wynosi [Solow 1957, Hall 1988]:

$$SR = \frac{dY}{Y} - \sum_i \theta_i \frac{dX_i}{X_i} - (1 - \sum_i \theta_i) \frac{dK}{K}.$$

Można wykazać, że:

$$\frac{dY}{Y} = \sum_i \theta_i \mu \frac{dX_i}{X_i} + \theta_k \mu \frac{dK}{K} + \frac{dE}{E}.$$

Odejmując stronami $\frac{dK}{K}$ i korzystając z powyższych równań, otrzymujemy:

$$\frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K} = \sum_i \theta_i \mu \frac{dX_i}{X_i} + (\theta_k \lambda - 1) \frac{dK}{K} + \frac{dE}{E} = \sum_i \theta_i \lambda \frac{dX_i}{X_i} - \sum_i \theta_i \lambda \frac{dK}{K} + \frac{dE}{E}^{24}.$$

Następnie mnożymy przez $\frac{1}{\mu}$ i odejmujemy $\frac{dY}{Y}$:

$$\left(\frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K}\right) \frac{1}{\lambda} - \frac{dY}{Y} = \sum_i \theta_i \frac{dX_i}{X_i} - \sum_i \theta_i \frac{dK}{K} + \frac{dE}{E} \frac{1}{\lambda} - \frac{dY}{Y}.$$

Przekształcając lewą stronę równania mamy:

$$\left(\frac{1}{\lambda} - 1\right) \frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K} \frac{1}{\lambda} = -\left(1 - \frac{1}{\lambda}\right) \frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K} \frac{1}{\lambda}.$$

Zatem:

$$-\left(1 - \frac{1}{\lambda}\right) \frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K} \frac{1}{\lambda} = \sum_i \theta_i \frac{dX_i}{X_i} - \sum_i \theta_i \frac{dK}{K} + \frac{dE}{E} \frac{1}{\lambda} - \frac{dY}{Y}.$$

W kolejnym kroku odejmujemy obustronnie $\frac{dK}{K}$:

$$-\left(1 - \frac{1}{\lambda}\right) \frac{dY}{Y} - \left(1 + \frac{1}{\lambda}\right) \frac{dK}{K} = \sum_i \theta_i \frac{dX_i}{X_i} - \sum_i \theta_i \frac{dK}{K} - \frac{dK}{K} + \frac{dE}{E} \frac{1}{\lambda} - \frac{dY}{Y}.$$

²⁴ Z tej postaci równania, po odjęciu stronami wyrażenia $\sum_i \theta_i \left(\frac{dX_i}{X_i} - \frac{dK}{K}\right)$, możemy otrzymać równanie estymowane przez Halla: $\frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K} - \sum_i \theta_i \left(\frac{dX_i}{X_i} - \frac{dK}{K}\right) = (\mu - 1) \sum_i \theta_i \left(\frac{dX_i}{X_i} - \frac{dK}{K}\right) + \frac{dE}{E}$.

Po uporządkowaniu wyrazów równania w taki sposób, aby po lewej stronie otrzymać wzór na prymalną resztę Solowa (SR), mamy:

$$\frac{dY}{Y} - \sum_i \theta_i \frac{dX_i}{X_i} - (1 - \sum_i \theta_i) \frac{dK}{K} = \left(1 - \frac{1}{\lambda}\right) \frac{dY}{Y} - \left(1 - \frac{1}{\lambda}\right) \frac{dK}{K} + \frac{1}{\lambda} \frac{dE}{E} = \left(1 - \frac{1}{\lambda}\right) \left(\frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K}\right) + \frac{1}{\lambda} \frac{dE}{E}.$$

Można zauważyć, że wyrażenie $1 - \frac{1}{\lambda}$ to indeks Lerner (L), a $1 - L = \frac{1}{\lambda}$, a zatem:

$$SR = L \left(\frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K}\right) + (1 - L) \frac{dE}{E}.$$

Funkcja kosztów dla przedstawionej funkcji produkcji ma z kolei postać następującą:

$$C(w_i, \dots, w_N, w_K, Y, E) = \frac{G(w_i, \dots, w_N, w_K)Y}{E},$$

gdzie funkcja G jest homogeniczna stopnia pierwszego. Koszt krańcowy jest zatem równy:

$$MC = \frac{G(w_i, \dots, w_N, w_K)}{E}.$$

Logarytmiczne zróżniczkowanie równania daje:

$$\frac{dMC}{MC} = \sum_i \frac{\partial G}{\partial w_i} \frac{dw_i}{G} + \frac{\partial G}{\partial w_K} \frac{dw_K}{G} - \frac{dE}{E}.$$

W lemacie Sheparda mówi się, że popyt na czynnik i (także kapitał) można wyrazić następująco:

$$X_i = \frac{\partial C}{\partial w_i} = \frac{\partial G}{\partial w_i} \cdot \frac{Y}{E}.$$

W efekcie uwzględnienia lematu, mamy:

$$\frac{dMC}{MC} = \sum_i \frac{X_i E}{Y} \frac{dw_i}{G} + \frac{KE}{Y} \frac{dw_K}{G} - \frac{dE}{E} = \sum_i \frac{X_i E}{Y} \frac{dw_i Y}{C \cdot E} + \frac{KE}{Y} \frac{dw_K Y}{C \cdot E} - \frac{dE}{E} = \sum_i \frac{X_i dw_i}{C} + \frac{K dw_K}{C} - \frac{dE}{E} = \sum_i \frac{X_i dw_i}{Y \cdot MC} + \frac{K dw_K}{Y \cdot MC} - \frac{dE}{E}.$$

Otrzymujemy więc, że:

$$\frac{dMC}{MC} = \sum_i \frac{\alpha_i dw_i}{w_i} + \frac{\alpha_K dw_K}{w_K} - \frac{dE}{E}.$$

Jeżeli dynamika cen jest równa dynamice kosztu krańcowego (stałość marż), $\frac{dMC}{MC} = \frac{dP}{P}$, otrzymujemy:

$$\frac{dP}{P} = \sum_i \frac{\alpha_i dw_i}{w_i} + \frac{\alpha_K dw_K}{w_K} - \frac{dE}{E} = \sum_i \frac{\alpha_i dw_i}{w_i} + \frac{(1 - \sum_i \alpha_i) dw_K}{w_K} - \frac{dE}{E} = \sum_i \frac{\theta_i \lambda dw_i}{w_i} + \frac{(1 - \sum_i \theta_i \lambda) dw_K}{w_K} - \frac{dE}{E}.$$

Odejmując stronami $\frac{dw_K}{w_K}$, mamy:

$$\frac{dP}{P} - \frac{dw_K}{w_K} = \sum_i \frac{\theta_i \lambda dw_i}{w_i} - \frac{\sum_i \theta_i \lambda dw_K}{w_K} - \frac{dE}{E}.$$

Mnożymy stronami przez $\frac{1}{\mu}$:

$$\frac{1}{\mu} \left(\frac{dP}{P} - \frac{dw_k}{w_k} \right) = \sum_i \frac{\theta_i dw_i}{w_i} - \frac{\sum_i \theta_i dw_k}{w_k} - \frac{dE}{E} \frac{1}{\lambda}.$$

Odejmujemy stronami $\frac{dP}{P}$:

$$\frac{dP}{P} \left(\frac{1}{\lambda} - 1 \right) - \frac{dw_k}{w_k} \frac{1}{\lambda} = \sum_i \theta_i \left(\frac{dw_i}{w_i} - \frac{dw_k}{w_k} \right) - \frac{dE}{E} \frac{1}{\lambda} - \frac{dP}{P}.$$

Dodajemy stronami $\frac{dw_k}{w_k}$:

$$-\left(1 - \frac{1}{\lambda}\right) \frac{dP}{P} + \left(1 - \frac{1}{\lambda}\right) \frac{dw_k}{w_k} = \sum_i \theta_i \left(\frac{dw_i}{w_i} - \frac{dw_k}{w_k} \right) - \frac{dE}{E} \frac{1}{\lambda} - \frac{dP}{P} + \frac{dw_k}{w_k}.$$

Porządkując wyrazy równania w celu otrzymania po lewej stronie wzoru na dualną resztę Solowa (opartą na funkcji kosztów, DSR) jako funkcję cen, wynagrodzeń czynników produkcji i postępu technicznego, otrzymujemy:

$$\sum_i \theta_i \frac{dw_i}{w_i} + (1 - \sum_i \theta_i) \frac{dw_k}{w_k} - \frac{dP}{P} = \left(1 - \frac{1}{\lambda}\right) \left(\frac{dw_k}{w_k} - \frac{dP}{P} \right) + \frac{1}{\lambda} \frac{dE}{E}.$$

Stosując zapis oparty na indeksie Lerner'a, mamy natomiast:

$$DSR = L \left(\frac{dw_K}{w_K} - \frac{dP}{P} \right) + (1 - L) \frac{dE}{E} = -L \left(\frac{dP}{P} - \frac{dw_K}{w_K} \right) + (1 - L) \frac{dE}{E}.$$

Odejmując resztę dualną od prymalnej, otrzymujemy:

$$SR - DSR = \left[\frac{dY}{Y} - \sum_i \theta_i \frac{dX_i}{X_i} - (1 - \sum_i \theta_i) \frac{dK}{K} \right] - \left[\sum_i \theta_i \frac{dw_i}{w_i} + (1 - \sum_i \theta_i) \frac{dw_k}{w_k} - \frac{dP}{P} \right].$$

Różnicę tę można przyrównać do wyników otrzymanych w powyższych równaniach:

$$\begin{aligned} \frac{dY}{Y} - \sum_i \theta_i \frac{dX_i}{X_i} - (1 - \sum_i \theta_i) \frac{dK}{K} - \sum_i \theta_i \frac{dw_i}{w_i} - (1 - \sum_i \theta_i) \frac{dw_k}{w_k} + \frac{dP}{P} = \\ L \left(\frac{dY}{Y} - \frac{dK}{K} \right) + (1 - L) \frac{dE}{E} + L \left(\frac{dP}{P} - \frac{dw_K}{w_K} \right) - (1 - L) \frac{dE}{E}. \end{aligned}$$

Jak można łatwo zauważyć, zmienna $\frac{dE}{E}$ ulega eliminacji, a zarówno prawa i lewa strona powyższego równania zawierają wyłącznie zmienne obserwowalne.

Zastępując L wyrażeniem $1 - \frac{1}{\lambda}$, mamy ostatecznie:

$$\begin{aligned} \frac{dY}{Y} + \frac{dP}{P} - \sum_i \theta_i \left(\frac{dX_i}{X_i} + \frac{dw_i}{w_i} \right) - (1 - \sum_i \theta_i) \left(\frac{dK}{K} + \frac{dw_K}{w_K} \right) = \left(1 - \frac{1}{\lambda}\right) \left[\frac{dY}{Y} + \frac{dP}{P} - \right. \\ \left. \left(\frac{dK}{K} + \frac{dw_K}{w_K} \right) \right]. \end{aligned}$$

Jeżeli przybliżymy tę relację za pomocą przyrostów względnych odpowiednich zmiennych, może być ona estymowana przy użyciu KMNK, bez obaw co do obciążenia estymatorów na skutek pominięcia zmiennych. Poszukiwany jest przy tym współczynnik kierunkowy $\left(1 - \frac{1}{\lambda}\right)$. Ostatecznie otrzymujemy następującą specyfikację empiryczną:

$$\Delta \ln(Y \cdot P) - \sum_i \theta_i \Delta \ln(X_i \cdot w_i) - \left(1 - \sum_i \theta_i\right) \Delta \ln(K \cdot w_K) = \\ \left(1 - \frac{1}{\mu}\right) [\Delta \ln(Y \cdot P) - \Delta \ln(K \cdot w_K)] + \varepsilon,$$

gdzie $(Y \cdot P)$ to wartość produkcji, $(X_i \cdot w_i)$ to koszty materiałowe, pracy i energii, θ_i to ich udziały w kosztach całkowitych, $(K \cdot w_K)$ to koszty kapitału, a ε to składnik losowy.

W celu estymacji współczynników powyższej funkcji wykorzystano zmienne dotyczące wartości produkcji, kosztów materiałowych, pracy, energii i kapitału dla wyodrębnionych na 4-cyfrowym poziomie agregacji Polskiej Klasyfikacji Działalności Gospodarczej 2007 29 podklas trzech działów sekcji C – przetwórstwo przemysłowe, zwanych dalej branżami²⁵. Działami tymi były: 10 – produkcja żywności, 11 – produkcja napojów, 12 – produkcja wyrobów tytoniowych. Szeregi sporządzone zgodnie z PKD 2004 zostały uprzednio dostosowane według klucza powiązań²⁶. W celu przedstawienia siły rynkowej analizowanych branż w szerszym kontekście estymacji marż dokonano dla wszystkich 29 branż polskiego przemysłu spożywczego.

Podczas konstrukcji zmiennych oparto się na propozycjach Gradzewicza i Hagemejera [2007]. W tym celu wykorzystano dane pochodzące z rocznej ankiety przedsiębiorstwa (formularz sprawozdawczy SP) wypełnianej przez firmy przemysłu spożywczego zatrudniające ponad 9 pracowników, które zagregowane do poziomu branż zostały dostarczone przez GUS. Dane indywidualne były niedostępne ze względu na zasadę poufności, natomiast dane częstsze niż roczne nie były dostępne w podziale na branże, nie uwzględniały przedsiębiorstw zatrudniających 10-50 pracowników oraz dotyczyły tylko części z potrzebnych kategorii (formularz Z-01). Ponieważ ze względu na zmiany w ustawie o rachunkowości pozyskanie wcześniejszych danych nie było możliwe, w analizach ograniczono się do okresu 2000-2013. Dane na temat oprocentowania obligacji pochodziły ze strony www.obligacjeskarbowe.pl, natomiast deflator wartości dodanej pozyskano z bazy danych Eurostat. W tabeli 5.1 przedstawiono sposób obliczenia kategorii wykorzystanych do oszacowania marż.

Jak pokazano w rozdziale 3, przy stałych przychodach skali elastyczność marż przemysłu spożywczego $\left(\mu = \frac{-d \ln \lambda}{d \ln R}\right)$ decyduje o zakresie odchylenia elastyczności transmisji cen od przypadku konkurencji doskonałej. Wykazano tak-

²⁵ Z powodu braków danych w podklasach 1041 i 1042, 1091 i 1092 oraz 1102 i 1104 w analizach traktowano je łącznie. Zestawienie branż przemysłu spożywczego umieszczono w załączniku 1.

²⁶ http://stat.gov.pl/Klasyfikacje/doc/pkd_07/pdf/5_pkd-klucz_2007-2004.pdf [dostęp: 04.2015].

że, że wzrost siły rynkowej liczonej za pomocą indeksu Lenera dostosowanego o cenową elastyczność popytu na wyroby przemysłu wyrażoną w wartości absolutnej ($J = L \eta$) implikuje ograniczenie transmisji cen. Ponieważ jednak nie są znane ani przychody skali, ani zależność między marżami (λ) a ceną produktu finalnego (R), ani cenowa elastyczność popytu (η), w celu analizy zależności między siłą rynkową a transmisją cen, zdecydowano się na analizę zależności między indeksem Lenera (L) a charakterystykami transmisji cen.

Tabela 5.1. Dane wykorzystane do kalkulacji wartości zmiennych w modelach regresji wykorzystanych do szacowania marż metodą Roegera

Zmienna	Sposób konstrukcji
Produkcja	Wielkość przychodów ze sprzedaży skorygowana o zmianę zapasów oraz o sumę podatków obciążających koszty przedsiębiorstwa (podatek akcyzowy, podatek od nieruchomości, podatek od środków transportu, niepodlegający odliczeniu podatek od towarów i usług)
Koszty materiałowe	Zużycie materiałów, koszty zakupu usług obcych, wartość towarów i materiałów zakupionych w celu odsprzedaży
Koszty pracy	Wynagrodzenia, składki na ubezpieczenia społeczne płacone przez pracodawcę, pozostałe koszty rodzajowe (koszty związane z pracownikami, jak koszty podróży służbowych, odprawy pośmiertne, odszkodowania powypadkowe, oraz inne kategorie kosztów, jak ubezpieczenia majątkowe)
Koszty energii	Wydrebnione jako osobny czynnik produkcji
Koszt kapitału	Miara Jorgensona i Grilichesa [1967] rozwinięta przez Oultona i Srinivasana [2003] – zamiast zasobu majątku trwałego stosuje się w niej następujący strumień usług kapitału: $k_{it} = (r_t - \pi_t + \delta_{it}) \cdot K_{it}$, gdzie k_{it} to miara strumienia usług kapitału, r_t to stopa zwrotu (oczekiwany zwrot z zaangażowania kapitału w alternatywnym przedsięwzięciu – oprocentowanie 3-letnich obligacji rządowych), π_t to deflator wartości dodanej, δ_{it} to stopa deprecjacji (stosunek amortyzacji do wartości majątku w cenach zakupu), a K_{it} to wartość majątku przedsiębiorstwa (środki trwałe, wartości niematerialne i prawne)

Źródło: opracowanie własne na podstawie Gradzewicz i Hagemeyer [2007].

Z charakterystykami procesów transmisji cen otrzymanymi w rozdziale 4 dla okresu 2005-2016 porównywano marże osiągnane w 4 następujących branżach:

1. Przetwarzanie i konserwowanie mięsa, z wyłączeniem mięsa z drobiu (1011);
2. Przetwarzanie i konserwowanie mięsa z drobiu (1012);
3. Produkcja wyrobów z mięsa, włączając wyroby z mięsa drobiowego (1013);
4. Przetwórstwo mleka i wyrób serów (1051).

Tak oszacowane marże uznano za stałe w długim okresie. Założenie takie było konieczne ze względu na fakt, iż estymacja marż dla okresu 2005-2013 musiałaby być przeprowadzona w oparciu o 9 zamiast 14 obserwacji, co znacz-

nie zmniejszyłoby dokładność oszacowań. Z kolei szeregi czasowe potrzebne do estymacji marż obejmujące lata 2014-2016 nie były dostępne.

Kolejnym problemem były różnice między rynkami analizowanymi pod kątem transmisji cen a ich odpowiednikami w klasyfikacji PKD. Ostatecznie zdecydowano się na porównanie właściwości transmisji cen ze strukturami rynkowymi dla następujących par:

1. Rynek mięsa wołowego i wieprzowego – Przetwarzanie i konserwowanie mięsa, z wyłączeniem mięsa z drobiu (1011);
2. Rynek mięsa drobiowego – Przetwarzanie i konserwowanie mięsa z drobiu (1012);
3. Rynek mięsa wołowego, wieprzowego i drobiowego – Produkcja wyrobów z mięsa, włączając wyroby z mięsa drobiowego (1013);
4. Rynek mleka i produktów mlecznych – Przetwórstwo mleka i wyrób serów (1051).

Wśród analizowanych charakterystyk procesów transmisji cen między ogniwem producenta rolnego a przetwórcy w wybranych łańcuchach rolno-żywnościowych znalazło się osiem zmiennych. Ich oznaczenia i sposoby kalkulacji zaprezentowano w tabeli 5.2.

Tabela 5.2. Charakterystyki procesu transmisji cen wykorzystane w analizie

Charakterystyka procesu transmisji	Oznaczenie	Metoda liczenia*
1. Siła kointegracji liniowej	b	Równanie kointegrujące
2. Występowanie transmisji długookresowej (T/N)	K	Metoda Engle'a-Grangera
3. Występowanie asymetrii długookresowej (T/N)	$A(K)$	Modele TAR i M-TAR
4. Szybkość dostosowania do równowagi długookresowej**	γ	Modele ECM, parametr przy u_{t-1}
5. Siła transmisji (równoczesnej)	T_0	Mnożniki skumulowane bez uwzględnienia asymetrii
6. Występowanie asymetrii krótkookresowej (T/N)	A	Test liniowych restrykcyj
7. Siła asymetrii dodatniej (równoczesnej)	A_0	Mnożniki skumulowane, stosunek siły reakcji na wzrost ceny do siły reakcji na jej spadek
8. Szybkość transmisji	v	Modele ECM, maksymalna liczba istotnych opóźnień zmiennej objaśniającej

* Wymienione metody omówiono w rozdziale 2 i podrozdziale 4.1. ** Proces dostosowań jest tym szybszy, im niższa wartość współczynnika.

Źródło: opracowanie własne.

Jako dane wejściowe wykorzystano wyniki umieszczone i omówione w rozdziale 4²⁷. Ze względu na brak odpowiednich serii danych do pomiaru siły transmisji cen nie wykorzystano natomiast sposobu zaproponowanego przez McCorrisona i in. [2001]. Mimo krótkości wykorzystanych serii (14 obserwacji) sięgnięto po metody analizy ilościowej, a mianowicie po wskaźniki korelacji liniowej Pearsona. Ograniczenie jedynie do relacji między ceną uzyskiwaną przez producenta rolnego a ceną uzyskiwaną przez przetwórcę wynikało ze specyfiki modelu McCorrisona i in. [2001].

5.2 *Struktury rynku w branżach przemysłu spożywczego*

Oszacowanie parametrów funkcji regresji w ramach metody Roegera (tabela 5.3) umożliwiło policzenie przeciętnych marż osiąganych w branżach przemysłu spożywczego w okresie 2000-2013 (rysunek 5.1). Wysoka średnia wartość współczynników determinacji (0,645) świadczyła o dobrym dopasowaniu modelu regresji. Jedynie w przypadku modelu dla branży produkcji win gronowych i pozostałych niedestylowanych napojów fermentowanych (1102+1104) zmienna objaśniająca okazała się nieistotna statystycznie na poziomie istotności $\alpha \leq 0,1$.

Okazuje się, że najwyższy poziom wywieranej siły rynkowej odnotowano w branży produkcji cukru, w której marże w analizowanym okresie stanowiły 29,35% ceny²⁸, oraz w branży produkcji piwa (14,94% ceny). W przypadku branż wziętych do analizy, a mianowicie produkcji wyrobów z mięsa (3,03%), przetwarzania i konserwowania mięsa, z wyłączeniem mięsa z drobiu (3,21%), oraz przetwarzania i konserwowania mięsa z drobiu (4,51%) zidentyfikowano najmniejsze odejście od konkurencji doskonałej. Wartość marż w przypadku przetwórstwa mleka i wyrobu serów znalazła się na 16 pozycji, co świadczy o relatywnie umiarkowanej sile rynkowej wywieranej w tej branży. Wartość marż liczonych dla całego przemysłu spożywczego wyniosła dla porównania 9,42%. Odchylenie standardowe marż branżowych równało się 4,7%, natomiast współczynnik zmienności – 192%.

Otrzymane wartości marż dla analizowanych branż wskazują, że należałoby się spodziewać, iż w przypadku rynków mięsa siła transmisji cen będzie

²⁷ Należy zaznaczyć, że jeśli chodzi o modele ECM, do obliczeń wykorzystano wyniki uzyskane za pomocą modeli uwzględniających asymetrię. Nie sięgnięto natomiast po niezaprezentowane w pracy wyniki modeli ECM nieuwzględniających asymetrii. Powodem była chęć nierozszerzania analiz oraz bardzo zbliżone wyniki analizy związków między siłą rynkową a 4 i 9 charakterystyką procesów transmisji cen.

²⁸ Stosując oznaczenia, jak w przypadku wyprowadzenia marż Roegera, marże monopolistyczne wyrażają się wzorem $\frac{P}{MC}$, indeks Lerner $\frac{P-MC}{MC}$, natomiast udział marż w cenie to $\frac{P-MC}{P}$.

wysoka, natomiast rynek mleka i produktów mlecznych powinna cechować relatywnie niższa siła transmisji sygnałów cenowych między ogniwem producenta rolnego a przetwórcy. Co więcej, jeśli chodzi o rynki mięsa, siła transmisji cen na rynku mięsa wieprzowego i wołowego powinna być większa niż na rynku mięsa drobiowego.

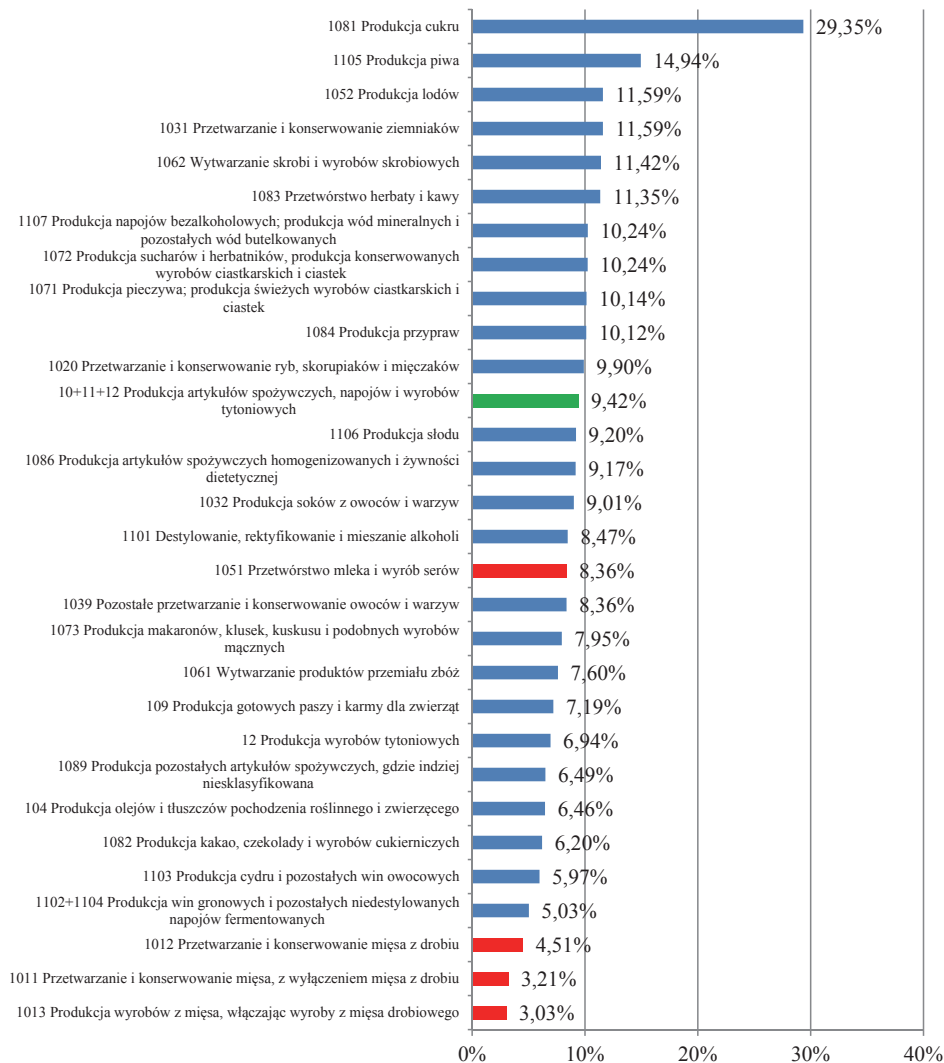
Tabela 5.3. Wyniki estymacji parametrów funkcji regresji dla podklas przemysłu spożywczego wykorzystane do liczenia marż Roegera

Branża	Liczba obserwacji	Współczynnik (indeks Lerner)	Błąd standardowy	Wartość p	R ²
10+11+12 panel**	380	0,104	0,006	0,000	0,445
1011	13	0,033	0,007	0,001	0,653
1012	13	0,047	0,009	0,000	0,689
1013	13	0,031	0,009	0,003	0,526
1020	13	0,110	0,008	0,000	0,935
1031	13	0,131	0,022	0,000	0,751
1032	13	0,099	0,019	0,000	0,698
1039	13	0,091	0,013	0,000	0,805
104	13	0,069	0,018	0,003	0,538
1051	13	0,091	0,014	0,000	0,768
1052	13	0,131	0,025	0,000	0,701
1061	13	0,082	0,014	0,000	0,750
1062	13	0,129	0,041	0,008	0,453
1071	13	0,113	0,020	0,000	0,733
1072	13	0,114	0,024	0,001	0,655
1073	13	0,086	0,032	0,019	0,379
1081 (bez 2002*)	12	0,415	0,041	0,000	0,898
1082	13	0,066	0,019	0,005	0,787
1083	13	0,128	0,019	0,000	0,787
1084	13	0,113	0,010	0,000	0,907
1086	13	0,101	0,018	0,000	0,726
1089 (bez 2001*)	12	0,069	0,017	0,001	0,593
109	13	0,078	0,019	0,002	0,583
1101	13	0,092	0,019	0,000	0,663
1103	13	0,064	0,012	0,000	0,683
1105	13	0,176	0,041	0,001	0,607
1106	13	0,101	0,029	0,005	0,501
1107	13	0,114	0,019	0,000	0,741
1200	13	0,075	0,040	0,088	0,224
1102+1104	13	0,053	0,032	0,127	0,183

* Obserwacje pominięte ze względu na fakt, iż reszta w ich przypadku przekraczała 2,5-krotnie błąd standardowy. **Regresja przeprowadzona na danych panelowych.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Rysunek 5.1. Marże (udział w cenie) Roegera w 29 branżach polskiego przemysłu spożywczego w okresie 2000-2013*



* Na czerwono zaznaczono analizowane branże.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

5.3 *Zależność między marżami a charakterystykami transmisji cen*

W tabeli 5.4 zebrano uzyskane w pracy wyniki dotyczące mierzonych indeksem Lerner struktur rynkowych w branżach polskiego przemysłu spożywczego oraz wartości zmiennych charakteryzujących procesy transmisji sygnałów cenowych na analizowanych rynkach rolno-żywnościowych. Jak już wspomniano, ze względu na dostępność danych, które posłużyły do estymacji marż monopolistycznych, idealne dopasowanie rynków nie było możliwe.

Biorąc pod uwagę wartości indeksów Lerner, spodziewaliśmy się, że siła transmisji będzie większa na rynkach mięsnych niż na rynku mleka, a na rynkach mięsa wieprzowego i wołowego większa niż na rynku mięsa drobiowego. Przypuszczenie to zostało potwierdzone dla pierwszej relacji. Okazało się, że średnia wartość siły związku długookresowego między ceną producenta rolnego a przetwórcy w łańcuchach mięs (0,731) jest wyższa niż w łańcuchu mleka i produktów mlecznych (0,524), podobnie jak siła transmisji równoczesnej między tymi ogniwami (0,287 wobec 0,234). Różnice były w szczególności widoczne przy porównaniu parametrów b dla rynku mięsa wołowego (0,987) i dla rynku mleka i produktów mlecznych (0,524).

Tabela 5.4. Wartości charakterystyk procesów transmisji cen z ogniwa producenta rolnego do ogniwa przetwórcy w łańcuchach wybranych produktów oraz indeksu Lernerera dla odpowiednich branż przemysłu spożywczego

Rynek (klasyfikacja PKD)	Indeks Lernerera	Produkt	Charakterystyka							
			b	K^*	$A(K)^*$	γ	T_0	A^*	A_0	v
Przetwarzanie i konserwowanie mięsa, z wyłączeniem mięsa z drobiu (1011)	0,033	Rostbef	1,079	1	0	-0,027	0,073	1	4,042	1
		Szponder	1,035	1	0	-0,043	0,074	1	1,392	1
		Udziec	0,847	1	0	-0,062	0,085	1	11,273	1
		Schab	0,367	0	0	0,000	0,250	1	1,438	4
		Boczek	0,811	1	0	-0,028	0,186	1	1,393	4
		Szynka	0,474	1	0	-0,019	0,072	0	1,745	4
		Baleron	0,444	0	0	0,000	0,096	0	1,589	1
Przetwarzanie i konserwowanie mięsa z drobiu (1012)	0,047	Kurczę patroszone	0,971	1	1	-0,324	1,127	0	0,967	4
		Filet z kurczaka	0,554	1	0	-0,288	0,621	0	0,924	1
Produkcja wyrobów z mięsa, włączając wyroby z mięsa drobiowego (1013)	0,031	j.w.								
Przetwórstwo mleka i wyrób serów (1051)	0,091	Mleko w kartonie	0,526	1	0	-0,079	0,243	0	1,571	0
		Ser „Gouda”	0,748	1	0	-0,090	0,637	0	1,090	2
		Ser twarogowy tłusty	0,513	1	1	-	0,080	1	6,300	0
		Ser twarogowy półtłusty	0,469	1	0	-0,022	0,091	1	3,250	0
		Śmietana	0,366	1	0	-0,021	0,120	1	3,232	0

* Zmienne zero-jedynkowe, gdzie zero oznacza NIE, jedynka – TAK.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Przypuszczenia nie udało się jednak potwierdzić dla drugiej relacji. Okazało się bowiem, że średnia wartość siły związku długookresowego między ceną producenta rolnego a przetwórcy w łańcuchach mięsa wieprzowego i wołowego (0,722) nie jest wyższa niż w łańcuchu mięsa drobiowego (0,763), podobnie jak siła transmisji równoczesnej (0,119 wobec 0,874). Średnia wartość T_0 w łańcuchach mięsa drobiowego (0,874) przewyższała także znacznie średnią

wartość T_0 w łańcuchach mleka i produktów mlecznych (0,234), potwierdzając tym samym przypuszczenie odnośnie do pierwszej relacji.

W następnym kroku obliczono wartości współczynników korelacji Pearsona między charakterystykami transmisji cen a wartościami indeksu Lenera dla branż 1011, 1012, 1051 (seria oznaczona jako L1) oraz 1013 i 1051 (seria oznaczona jako L2)²⁹. Ich wyniki przedstawiono w tabeli 5.5.

Tabela 5.5. Wyniki analizy korelacyjnej między miernikami siły rynkowej a miernikami transmisji cen*

Charakterystyka transmisji	Indeks Lenera	
	L1	L2
b	-0,394 (0,163)	-0,410 (0,146)
K	0,347 (0,224)	0,304 (0,290)
$A(K)$	0,203 (0,486)	0,122 (0,679)
γ	0,051 (0,863)	0,218 (0,454)
T_0	0,063 (0,831)	-0,084 (0,775)
A	-0,042 (0,888)	0,043 (0,884)
A_0	0,009 (0,976)	0,059 (0,842)
v	-0,567 (0,034)	-0,584 (0,028)

* H_0 mówi o braku korelacji. W nawiasie podano wartość p . Przyjęto $\alpha \leq 0,05$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Jak można się było spodziewać, głównie ze względu na małą liczbę obserwacji wyniki nie były statystycznie istotne. Wyjątek stanowiła relacja między wywieraną siłą rynkową a szybkością transmisji. Ponieważ nie wszystkie wartości współczynników korelacji oscylowały wokół zera, na ich podstawie, biorąc pod uwagę ograniczoność materiału statystycznego, można jednak wyciągnąć pewne wnioski. Wartości współczynników korelacji otrzymane w oparciu o serie L1 i L2 były do siebie zbliżone, w związku z czym wnioski sformułowano wspólnie dla obu serii.

Okazało się, że im większa siła rynkowa, tym słabsza kointegracja liniowa między cenami producenta rolnego a przetwórcy. Już ten pierwszy wniosek

²⁹ Jako uzupełnienie przedstawionej analizy można byłoby oszacować model regresji, w którym marża byłaby funkcją charakterystyk transmisji. Dodatkowo można by rozważyć uwzględnienie zmiennych kontrolnych dotyczących cech poszczególnych produktów.

potwierdza wniosek teoretyczny z modelu McCorristona i in. [2001] mówiący, że wzrost siły rynkowej implikuje spadek siły transmisji cen. Współczynnik b w równaniu kointegrującym świadczy bowiem o sile długookresowej transmisji cen. Co więcej, im większa siła rynkowa, tym większe prawdopodobieństwo związku długookresowego (zarówno liniowego, jak i nieliniowego) między cenami producenta rolnego i przetwórcy (K).

Dodatnią zależność można też stwierdzić dla siły rynkowej i faktu występowania asymetrii długookresowej ($A(K)$). Siła rynkowa zdaje się zatem sprzyjać sytuacji, w której ceny w ogniwie przetwórcy w długim okresie nie reagują w równym stopniu na wzrosty i spadki cen w ogniwie producenta rolnego. Nie stwierdzono jednakże zależności między siłą rynkową a występowaniem asymetrii krótkookresowej (A).

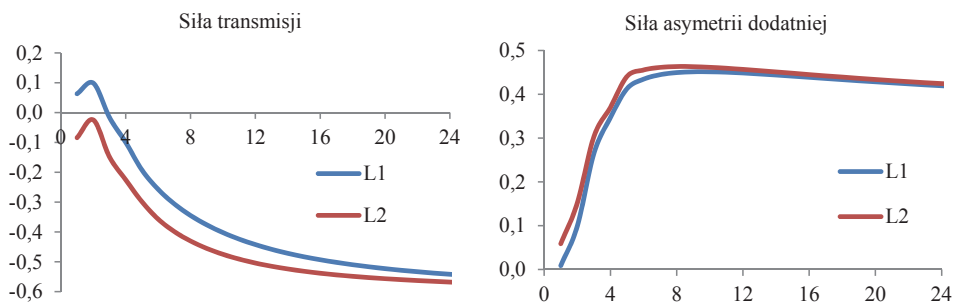
Najwyższe wartości absolutne wskaźników korelacji uzyskano dla zmiennej świadczącej o szybkości transmisji (v). Były one istotne statystycznie na poziomie istotności $\alpha \leq 0,05$. Okazuje się, że im większą siłą rynkową dysponują przetwórcy, tym mniejsze przesunięcie w procesie transmisji sygnałów cenowych z ogniw producenta rolnego do ogniw przetwórcy. Równocześnie dla serii L2 okazało się, że siła rynkowa spowalnia proces dostosowań do równowagi długookresowej po szoku na rynkach rolnych (γ). Wynik ten nie był jednak ani istotny statystycznie, ani nie został potwierdzony w przypadku serii L1 (brak korelacji).

Ze względu na brak korelacji między wywieraną siłą rynkową a siłą równoczesnej transmisji i równoczesnej asymetrii w transmisji sygnałów cenowych z ogniw producenta rolnego do ogniw przetwórcy zdecydowano się ponadto na rozszerzenie analizy o policzenie współczynników korelacji również z ich wartościami w kolejnych miesiącach ($i = 1, 2, \dots, 24$). Wyniki zilustrowano na rysunku 5.2.

Okazuje się, że wartości współczynników korelacji między siłą rynkową a siłą transmisji krótkookresowej rosną wraz z wydłużeniem horyzontu czasowego. Ich wartości bezwzględne przekraczają wartość 0,4 w 9 miesiącu w przypadku serii L1 i w 7 w przypadku serii L7, osiągając wartość maksymalną bliską 0,6 w 24 miesiącu od szoku. Co więcej, współczynniki korelacji stają się istotne statystycznie począwszy od 12 miesiąca dla serii L1 i 9 miesiąca dla serii L2. Tylko w przypadku siły transmisji równoczesnej oraz w pierwszym miesiącu po szoku dla serii L1 znak współczynnika korelacji nie jest zgodny z ujemnym znakiem współczynnika korelacji między siłą rynkową a siłą związku długookresowego między cenami producenta rolnego i przetwórcy. Można zatem stwierdzić, że ujemny znak współczynników korelacji między siłą rynkową

a siłą transmisji krótkookresowej jest zgodny z wynikiem badania związku między siłą rynkowej a siłą transmisji w długim okresie. Stanowi on tym samym kolejne potwierdzenie wniosku teoretycznego z modelu McCorristona i in. [2001].

Rysunek 5.2. Współczynniki korelacji między miernikami siły rynkowej a siłą transmisji (T_i) i asymetrii dodatniej w transmisji (A_i) w kolejnych miesiącach



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Wartości współczynników korelacji indeksów Lerner z miernikiem siły asymetrii dodatniej rosną do 8-9 miesiąca po wystąpieniu szoku (kiedy to wynoszą odpowiednio 0,452 dla L1 i 0,463 dla L2), po czym ulegają stabilizacji. Biorąc pod uwagę relatywnie wysokie wartości współczynników otrzymane po 8-9 miesiącach od szoku, można stwierdzić, że im większą siłą rynkową dysponują przetwórcy, tym reakcja cen otrzymywanych przez przetwórcę będzie silniejsza w przypadku wzrostów, niż w przypadku spadków cen otrzymywanych przez producenta rolnego. Podsumowując kwestię asymetrii, w badaniu stwierdzono, że wraz ze wzrostem siły rynkowej zwiększa się prawdopodobieństwo wystąpienia asymetrii długookresowej oraz ma miejsce wzrost siły asymetrii dodatniej. Siła rynkowa nie wpływa natomiast na prawdopodobieństwo wystąpienia asymetrii krótkookresowej.

5.4 Podsumowanie

Celem rozdziału 5 była analiza związku między kluczową determinantą siły transmisji cen, jaką jest siła rynkowa, a charakterystykami transmisji cen w wybranych łańcuchach rolno-żywnościowych. Chodziło przede wszystkim o sprawdzenie wniosku teoretycznego wypływającego z modelu McCorristona i in. [2001] mówiącego, że wzrost siły rynkowej, którą dysponują przetwórcy, implikuje spadek transmisji sygnałów cenowych między ogniwem producenta

rolnego a ogniwem przetwórcy. Relatywnie wysokie wartości współczynników korelacji potwierdziły prawdziwość tej hipotezy dla długookresowej transmisji cen, a dokładnie dla siły kointegracji liniowej między cenami producenta rolnego a przetwórcy oraz faktu wystąpienia kointegracji. Okazało się ponadto, że siła ujemnego związku między siłą rynkową a siłą transmisji krótkookresowej rośnie wraz ze wzrostem horyzontu czasowego.

Co więcej, udało się pokazać, że im większą siłą rynkową dysponują przetwórcy, tym zmiany cen płaconych producentowi rolnemu przez przetwórcę są szybciej transmitowane na ceny płacone przetwórcy przez detalistę. Siła rynkowa przetwórców sprzyja także występowaniu asymetrii długookresowej oraz po 8-9 miesiącu od zmiany ceny producenta rolnego – wzrostowi asymetrii dodatniej w transmisji cen. Są to niewątpliwie zjawiska niekorzystne z punktu widzenia konsumentów żywności. Bez związku z wykorzystanym do pomiaru siły rynkowej indeksem Lerner'a pozostało natomiast występowanie asymetrii krótkookresowej.

Ograniczeniem analizy był z pewnością brak danych umożliwiających pomiar zarówno siły rynkowej, jak i elastyczności transmisji cen w taki sposób, jak zrobili to McCorrison i in. [2001]. Aby wiernie oddać myśl zawartą w ich badaniu, w przyszłości należałoby przeprowadzić analizę, sięgając po indeks Lerner'a dostosowany o cenową elastyczność popytu na wyroby przemysłu wyrażoną w wartości absolutnej oraz obliczyć elastyczność transmisji cen.

Jednakże estymacji marż monopolistycznych można dokonać, wykorzystując nie tylko metodę Roegera. Poza badaniem reakcji cen na zmianę kosztów do metod estymacji marż zalicza się szacowanie funkcji kosztów całkowitych, technikę NEIO, metodę granicy stochastycznej, szacowanie całkowitej straty w efektywności w wyniku siły rynkowej, a także szacowanie strategii lub zachowania w ramach teorii gier [Tremblay i Tremblay 2012].

Głównymi ograniczeniami były jednak niewątpliwie niewielka liczba analizowanych branż, a co za tym idzie niewielka liczba obserwacji wykorzystanych do liczenia współczynników korelacji, oraz krótkość szeregów czasowych w przypadku estymacji marż Roegera. Pierwsze było konsekwencją braku danych o cenach na poziomie przetwórcy, natomiast przyczyną drugiego były zmiany w ustawie o rachunkowości oraz dysponowanie jedynie szeregami do roku 2013 włącznie. Większa liczba obserwacji pozwoliłaby odpowiednio na zwiększenie dokładności oszacowań współczynników korelacji oraz parametrów modeli regresji.

Warto byłoby także rozszerzyć badanie o kalkulację przychodów skali. McCorrison i in. [2001] pokazali bowiem, że bez względu na to, czy w przemyśle panuje konkurencja doskonała czy niedoskonała, stopień transmisji cen jest

większy w gałęziach o rosnących przychodach skali w porównaniu z rynkami o stałych przychodach skali. A zatem transmisja cen w przemyśle charakteryzowanym przez konkurencję niedoskonałą i rosnące przychody skali może być większa niż w przemyśle z konkurencją doskonałą i stałymi przychodami skali.

W niniejszym rozdziale skupiono się na związku siły rynkowej z siłą i szybkością w transmisji cen. Jednak, jak pokazano w rozdziale 3, także inne charakterystyki struktur rynkowych nie pozostają bez wpływu na zakres transmisji cen od producenta rolnego do przetwórcy. Do wzrostu transmisji przyczynia się także wzrost elastyczności substytucji między nakładami rolnymi a materiałowymi, w przypadku nieelastycznego popytu wzrost odwrotności elastyczności podaży nakładów materiałowych, natomiast w przypadku malejących i stałych przychodów skali wzrost wartości absolutnej cenowej elastyczności popytu, który zmniejsza wpływ siły monopolistycznej. Uwzględnienie także tych zmiennych w analizie empirycznej wydaje się interesującym kierunkiem badawczym.

W rozdziale 1 na podstawie przeglądu literatury dotyczącej determinant asymetrycznej transmisji cen stwierdzono ponadto, że występowanie konkurencji niedoskonałej w przetwórstwie i detalu wskazuje się najczęściej wśród przyczyn asymetrycznej transmisji cen. Wymieniono jednak wiele innych, którym warto poświęcić kolejne badania w odniesieniu do polskich łańcuchów rolno-żywnościowych. Do najważniejszych zalicza się koszty dostosowań, interwencję rządową, asymetryczną informację czy zarządzanie zapasami.

Podsumowując, można stwierdzić, że mimo iż celem rozdziału było wypełnienie luki w badaniach empirycznych wpływu struktur rynkowych na transmisję cen w polskich łańcuchach rolno-żywnościowych, przeprowadzone analizy stanowią jedynie wstęp do o wiele szerszej zakrojonych badań. Otwartą kwestią pozostaje wpływ struktur rynkowych na transmisję między ogniwem przetwórstwa i detalu, czy też między producentem rolnym a detalistą.

Jak już wspominaliśmy, producenci rolni zainteresowani wzrostem zysków powinni znać charakter zależności zachodzących w łańcuchach, w których funkcjonują. Wiedza ta nie tylko pozwala na tworzenie lepszych prognoz dotyczących popytu i cen, ale także może stanowić argument za wywieraniem nacisku na przetwórców czy detalistów w przypadku asymetrii dotyczącej zarówno siły, jak i szybkości transmisji sygnałów cenowych z ogniwa producenta rolnego do ogniwa przetwórcy czy detalisty.

Zakończenie

Przebieg procesów transmisji cen w żywnościowych łańcuchach marketingowych budzi ciągle zainteresowanie ze względu na budzący kontrowersje podział korzyści pomiędzy uczestnikami poszczególnych ogniw tych łańcuchów, powstających w wyniku transformacji surowców rolnych na produkty żywnościowe. Za przejaw nierównego podziału tych korzyści uznawana jest zwykle niedoskonała transmisja cen między ogniwami łańcucha marketingowego. Dotyczy to zjawiska asymetrii transmisji sygnałów cenowych polegającego na tym, że wzrosty cen między następującymi po sobie ogniwami łańcucha przenoszone są z inną siłą i szybkością niż spadki cen.

Istnienie w rzeczywistości w pełni symetrycznej (doskonałej) transmisji jest oczekiwaniem równie naiwnym jak rynek konkurencji doskonałej, aczkolwiek tak jak obserwowane zbyt daleko idące odstępstwa od tego modelu mogą budzić obawy dotyczące zapewnienia dostatecznej konkurencji, tak i nadmierna asymetria transmisji cen może wskazywać na wykorzystywanie siły rynkowej przez podmioty niektórych ogniw łańcucha marketingowego. Należy mieć przy tym na uwadze fakt, że zjawisko asymetrii transmisji cen może być spowodowane różnymi czynnikami. Z tego względu samo stwierdzenie występowania tego zjawiska w danym łańcuchu marketingowym oraz określenie jego charakteru nie wyczerpuje badania, którego ostatecznym celem powinno być wyjaśnienie przyczyn asymetrycznego przenoszenia się zmian cen. Z punktu widzenia zachowań przedsiębiorstw przyczyny te mogą mieć charakter obiektywny (np. charakter zwrotów ze skali czy zmiany struktury nakładów powodują oderwanie się cen produktu finalnego od cen surowca) lub subiektywny (np. zmywy cenowe czy wykorzystywanie siły przetargowej i wywieranie presji cenowej na dostawców). Istotnym problemem jest również stopień koncentracji podmiotowych struktur rynku i wynikające z tego implikacje dla polityki konkurencji.

Kompleksowość i wielowątkowość problematyki transmisji cen w żywnościowych łańcuchach marketingowych sprawiają, że analizowanie tego zjawiska w ujęciu przyczynowym stanowi niebagatelne wyzwanie metodologiczne. Sam wybór modelu do badania pionowej transmisji cen jest bardzo istotny, ponieważ w każdym z nich podchodzi się do tej kwestii w inny sposób. Co więcej, aby móc wykorzystać dany model, muszą być spełnione określone założenia. Jeśli nie zostaną one spełnione, estymacja może być obarczona poważnymi błędami. Przy wyborze modelu należy kierować się charakterem asymetrii, jaki zamierza się badać. Warunkiem wyjściowym jest oczywiście spełnienie określonych założeń, które umożliwiają wykorzystanie danego modelu. Na przykład do badania asyme-

trii długookresowej z zastosowaniem modelu ECM (bądź jego modyfikacji) jednym z założeń jest występowanie kointegracji między zmiennymi.

Wyniki analizy teoretycznej zależności między transmisją cen a strukturami rynku okazują się niezwykle istotne dla prognozowania gospodarczego. W sytuacji, gdy przemysł przetwórczy cechują rosnące przychody skali, wzrost elastyczności popytu na produkt detalisty (η) implikuje wzrost elastyczności transmisji cen produktów rolnych. Natomiast gdy cechują go stałe lub malejące przychody skali, wzrost elastyczności popytu na produkty detalisty implikuje spadek elastyczności transmisji cen produktów rolnych. Producent rolny powinien być również świadomy, że im niższa elastyczność substytucji między nakładami rolnymi a materiałowymi (σ), tym niższa elastyczność transmisji cen. Z kolei wpływ elastyczności popytu względem nakładów materiałowych (γ) na elastyczność transmisji cen jest trudny do jednoznacznego przewidzenia ze względu na zachodzące równocześnie interakcje między kilkoma parametrami. Wiedza ta nie tylko pozwala na tworzenie lepszych prognoz dotyczących popytu i cen, ale także może stanowić argument przemawiający za wywieraniem nacisku na postępowanie przetwórców czy detalistów w przypadku asymetrii dotyczącej zarówno siły, jak i szybkości transmisji sygnałów cenowych z ogniwa producenta rolnego do ogniwa przetwórcy czy detalisty.

Przebieg procesów transmisji w analizowanych łańcuchach marketingowych cechowało znaczne zróżnicowanie pod względem występującej asymetrii. Wyniki przeprowadzonych estymacji wskazują, że ustalone wzorce transmisji różnią się znacznie zarówno w zakresie siły oddziaływania sygnałów cenowych, jak i szybkości dostosowań. Najbardziej prawdopodobnymi przyczynami tych różnic są odmienne struktury rynkowe w ogniwach przetwórstwa poszczególnych łańcuchów oraz zróżnicowanie stopnia przetworzenia wziętych pod uwagę produktów. Uzyskane wyniki przeprowadzonych analiz empirycznych skłaniają do potwierdzenia zasadności teoretycznego wniosku wypływającego z modelu McCorristona i in. [2001] mówiącego, że wzrost siły rynkowej, którą dysponują przetwórcy, implikuje osłabienie transmisji sygnałów cenowych między ogniwem producenta rolnego a ogniwem przetwórcy.

Występowanie konkurencji niedoskonałej w przetwórstwie i detalu wskazuje się jako najczęstsze przyczyny asymetrycznej transmisji cen. Należy jednak mieć na uwadze także inne czynniki sprawcze, którym warto poświęcić kolejne badania w odniesieniu do polskich łańcuchów rolno-żywnościowych. Zaliczyć można do nich koszty dostosowań, interwencję rządową, asymetryczną informację czy zarządzanie zapasami. Bardzo ważne wydaje się też dalsze wypełnienie luki w badaniach empirycznych dotyczących wpływu struktur rynkowych na transmisję cen w polskich łańcuchach rolno-żywnościowych, albowiem prze-

prorowadzone analizy, których wyniki zaprezentowano w niniejszym opracowaniu, stanowią jedynie wstęp do o wiele szerszej zakrojonych badań. Otwartą kwestią pozostaje zwłaszcza wpływ struktur rynkowych na transmisję między ogniwem przetwórstwa i detalu, czy też między producentem rolnym a detalistą.

Załączniki

Załącznik 1. Klasy i podklasy w ramach działów 10, 11 i 12 PKD 2007*

Dział	Klasa	Podklasa	
10	101	1011	Przetwarzanie i konserwowanie mięsa, z wyłączeniem mięsa z drobiu
		1012	Przetwarzanie i konserwowanie mięsa z drobiu
		1013	Produkcja wyrobów z mięsa, włączając wyroby z mięsa drobiowego
	102	1020	Przetwarzanie i konserwowanie ryb, skorupiaków i mięczaków
	103	1031	Przetwarzanie i konserwowanie ziemniaków
		1032	Produkcja soków z owoców i warzyw
		1039	Pozostałe przetwarzanie i konserwowanie owoców i warzyw
	104	1041	Produkcja olejów i tłuszczów pochodzenia roślinnego i zwierzęcego
		1042	Produkcja margaryny i podobnych tłuszczów jadalnych
	105	1051	Przetwórstwo mleka i wyrób serów
		1052	Produkcja lodów
	106	1061	Wytwarzanie produktów przemiału zbóż
		1062	Wytwarzanie skrobi i wyrobów skrobiowych
	107	1071	Produkcja pieczywa; produkcja świeżych wyrobów ciastkarskich i ciastek
		1072	Produkcja sucharów i herbatników, produkcja konserwowanych wyrobów ciastkarskich i ciastek
		1073	Produkcja makaronów, klusek, kuskusu i podobnych wyrobów mącznych
	108	1081	Produkcja cukru
		1082	Produkcja kakao, czekolady i wyrobów cukierniczych
		1083	Przetwórstwo herbaty i kawy
		1084	Produkcja przypraw
		1085	Wytwarzanie gotowych posiłków i dań
		1086	Produkcja artykułów spożywczych homogenizowanych i żywności dietetycznej
		1089	Produkcja pozostałych artykułów spożywczych, gdzie indziej niesklasyfikowana
109	1091	Produkcja gotowych paszy i karmy dla zwierząt	
	1092	Produkcja gotowej karmy dla zwierząt domowych	
11	110	1101	Destylowanie, rektyfikowanie i mieszanie alkoholi
		1102	Produkcja win gronowych
		1103	Produkcja cydru i pozostałych win owocowych
		1104	Produkcja pozostałych niedestylowanych napojów fermentowanych
		1105	Produkcja piwa
		1106	Produkcja słodu
		1107	Produkcja napojów bezalkoholowych; produkcja wód mineralnych i pozostałych wód butelkowanych
12	120	1200	Produkcja wyrobów tytoniowych

* Ze względu na braki w danych na potrzeby analiz połączono podklasy: 1041 i 1042, 1091 i 1092 oraz 1102 i 1104.

Źródło: opracowanie własne na podstawie http://stat.gov.pl/Klasyfikacje/doc/pkd_07/pdf/5_pkd-klucz_2007-2004.pdf [dostęp: 04.2015].

Bibliografia

1. Aguiar D., Santana J., 2002: Asymmetry in farm to retail price transmission: Evidence from Brazil. *Agribusiness*, 18(1), 37-48.
2. Antonova M., 2013: Theoretical analysis of price transmission: A case of joint production. Dissertation submitted for the Doctoral Degree, Christian-Albrechts-Universität, Kilonia.
3. Appel V., 1992: Asymmetrie in der Preistransmission. *Agrarwirtschaft Sonderheft*, 135, 178-213.
4. Ardeni P., 1989: Does the law of one price really hold for commodity prices? *American Journal of Agricultural Economics*, 71, 303-328.
5. Baffes J., 1991: Some further evidence on the law-of-one-price. *American Journal of Agricultural Economics*, 4, 21-37.
6. Baffes J., Ajwad M., 2001: Identifying price linkages: A review of the literature and an application of the world market of cotton. *Applied Economics*, 33, 1927-1941.
7. Bailey D., Brorsen B., 1989: Price asymmetry in spatial fed cattle markets. *Western Journal of Agricultural Economics*, 14(2), 246-252.
8. Bakucs Z., Falkowski J., Fertő I., 2013: What causes asymmetric price transmission in agro-food sector? Meta-analysis perspective. Institute of Economics, Centre for Economic and Regional Studies, Hungarian Academy of Sciences Discussion Paper, 1303.
9. Balke N., Brown S., Yucel M., 1998: Crude oil and gasoline prices: an asymmetric relationship? *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, 1, 2-11.
10. Ball L., Mankiw N., 1994: Asymmetric price adjustment and economic fluctuations. *The Economic Journal*, 104, 247-261.
11. Barrett C., 1996: Market analysis method: are our enriched toolkits well suited to enlivened markets. *American Journal of Agricultural Economics*, 78, 825-829.
12. Barro R., 1972: A Theory of monopolistic price adjustment. *Review of Economic Studies*, 39, 17-26
13. Beckman T., Buzzell R., 1995: What is the marketing margin for agricultural products. *Journal of Marketing*, 20(2), 166.
14. Bedrossian A., Moschos D., 1988: Industrial structure, concentration and the speed of price adjustment. *The Journal of Industrial Economics*, 36, 459-475.
15. Ben-Kaabia M., Gil J., 2007: Asymmetric price transmission in the Spanish lamb sector. *European Review of Agricultural Economics*, 34(1), 53-80.

16. Bernanke B., 1986: Alternative explanations for the money-income correlation [W:] Brunner K., Meltzer A. (red.), Carnegie-Rochester Conference Series Public Policy, 25, North-Holland, Amsterdam.
17. Bernard J., Willett L., 1998: Broiler price transmission results and data periodicity. *Applied Economics Letter*, 5(4), 221-224.
18. Bettendorf L., Verboven F., 2000: Incomplete transmission of coffee bean prices: Evidence from the Netherlands. *European Review of Agricultural Economics*, 27(1), 1-16.
19. Blanch B., 1997: Testing for food market integration revisited. *Journal of Development Studies*, 33, 477-487.
20. Blinder A., 1982: Inventories and sticky prices: More on the microfoundation of macroeconomics. *The American Economic Review*, 72(3), 334-348.
21. Bórawski P., 2016: Zmienność i transmisja cen w łańcuchu marketingowym mleka w Polsce. *Handel Wewnętrzny*, 1(360), 213-226.
22. Borenstein S., Cameron A., Gilbert R., 1997: Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil price changes? *Quarterly Journal of Economics*, 112, 305-339.
23. Boyd M., Brorsen B., 1988: Price asymmetry in the U.S. pork marketing channel. *North Central Journal of Agricultural Economics*, 10, 103-109.
24. Bradburd R., Over A., 1982: Organizational costs, sticky equilibria, and critical levels of concentration. *The Review of Economics and Statistics*, 64 (1), 50-58.
25. Brandow G., 1962: Demand for factors and supply of output in a perfectly competitive industry. *Journal of Farm Economics*, 44, 895-99.
26. Brester G., Goodwin B., 1993: Vertical and horizontal price linkages and market concentration in the U.S. wheat milling industry. *Review of Agricultural Economics*, 15(3), 507-519.
27. Brown S., Yücel M., 2000: Gasoline and crude oil prices: Why the asymmetry? *Federal Reserve Bank of Dallas, Economic and Financial Review*, 3, 23-29.
28. Buckle R., Carlson J., 2000: Inflation and asymmetric Price Adjustment. *Review of Economics and Statistics*, 82(1), 157-160.
29. Capps O., Byrne P., Williams G., 1995: Analysis of marketing margins in the US lamb industry. *Agricultural and Resource Economics Review*, 24(2), 232-240.
30. Caps O., Sharewell P., 2005: Spatial asymmetry in farm-retail price transmission associated with fluid milk products. Selected Paper prepared for presentation at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Providence, Rhode Island.

31. Chiang A., 1967: *Fundamental methods of mathematical economics*. To-sho Printing Co., Tokio.
32. Cramon-Taubadel S., 1998: Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: An application to the German pork market. *European Review of Agricultural Economics*, 25, 1-18.
33. Damania R., Yang B., 1998: Price rigidity and asymmetric price adjustment in a repeated oligopoly. *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 154, 659-679.
34. Enders W., Siklos P. L., 2001: Cointegration and threshold adjustment. *J. Bus. Econ. Stat.*, 19(2), 166-176.
35. Engle R., Granger C., 1987: Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55, 215-276.
36. Fanno M., 1974: *A contribution to the theory of supply at joint costs*. Istituto Italiano per Gli Studi Filosofici, Naples.
37. Farrel M., 1952: Irreversible demand functions. *Econometrica*, 20, 171-186.
38. Figiel S., 2007: *Efektywność rynków rolnych [W:] Rembisz R., Idzik M., (red.) Rynek w ujęciu funkcjonalnym*, Wyższa Szkoła Finansów i Zarządzania, IERiGŻ-PIB, Warszawa.
39. Figiel S., Białek A., 2005: Zagadnienie transmisji cen na rynkach produktów rolnych i żywnościowych, *Roczniki Naukowe SERiA*, 7(5), 26-32.
40. Figiel S., Kozłowski W., Pilarski S., 2001: *Marketing w agrobiznesie. Tom II – Marketing towarów rolnych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Warmińsko-Mazurskiego, Olsztyn.
41. Figiel S., Popiołek R., 2009: *Analiza rozstępów cenowych na głównych rynkach rolno-żywnościowych*. IERiGŻ-PIB, Program Wieloletni 2005-2009, 170, Warszawa.
42. Frey G., Manera M., 2005: *Econometrics models of asymmetric price transmission*. Fondazione Eni Enrice Mattei, Mediolan.
43. Fuller W., 1976: *Introduction to statistical time series*. Wiley Series in Probability and Statistics, Nowy York.
44. Gardner B., 1975: The farm-retail price spread in a competitive industry. *American Journal of Agricultural Economics*, 57, 399-409.
45. Gardner B., Brooks K., 1994: Food prices and market integration in Russia: 1992-93. *American Journal of Agricultural Economics*, 76, 641-646.
46. Genest C., Remillard B., Beaudoin D., 2009: Goodness-of-fit tests for copulas: A review and a power study. *Insurance: Mathematics and Economics*, 44(2), 199-213.

47. Goldberg P., 1995: Product differentiation and oligopoly in international markets: The case of the US automobile industry. *Econometrica*, 63, 891-951.
48. Goodwin B., Harper D., 2000: Price transmission, threshold behavior, and asymmetric adjustment in the US beef sector. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 32(3), 543-553.
49. Goodwin B., Holt M., 1999: Price transmission and asymmetric adjustment in the US beef sector. *American Journal of Agricultural Economics*, 81(3).
50. Goodwin B., Schroeder T., 1991: Cointegration tests and spatial price linkages in regional cattle markets. *American Journal of Agriculture Economics*, 73(2), 452-464.
51. Gradzewicz M., Hagemeyer J., 2007: Wpływ konkurencji oraz cyklu koniunkturalnego na zachowanie się marż monopolistycznych w gospodarce polskiej. *Bank i Kredyt*, 38(3), 11-27.
52. Griffith G., Piggott N., 1994: Asymmetry in beef, lamb and pork farm-retail price transmission in Australia. *Agricultural Economics*, 10, 307-316.
53. Hall L., Tomek W., Ruther D., Kyereme S., 1981: Case studies in the transmission of farm prices. *Department of Applied Economics and Management Research Bulletin*, 181826, Cornell University, Nowy Jork.
54. Hall R., 1986: Market structure and macroeconomic fluctuations. *Brookings Papers*, 2, 285-322.
55. Hall R., 1988: The relation between price and marginal cost in U.S. Industry. *Journal of Political Economy*, 96(5), 921-947.
56. Hall R., 1990: Invariance properties of Solow's productivity residual [W:] Diamond P. (red.), *Growth, productivity, unemployment: Essays to celebrate Bob Solow's birthday*. MIT Press, Cambridge.
57. Hamulczuk M. (red.), Firlej K., Kozłowski W., Kufel J., Piwowar A., Stańko S., 2015: *Struktury rynku i kierunki ich zmian w łańcuchu marketingowym żywności w Polsce i na świecie*. IERiGŻ-PIB, Program Wieloletni 2015-2019, 13, Warszawa.
58. Hamulczuk M. (red.), Hertel K., Klimkowski C., Stańko S., 2014: *Wybrane problemy prognozowania detalicznych cen żywności*. IERiGŻ-PIB, Program Wieloletni 2011-2014, 114, Warszawa.
59. Hamulczuk M. (red.), Kufel-Gajda J., Stańko S., Szafranski G., Świetlik K., 2016: *Ceny żywności w Polsce i ich determinanty*. IERiGŻ-PIB, Program Wieloletni 2015-2019, 29, Warszawa.

60. Hamulczuk M., 2013, Asymetria w transmisji cen w łańcuchu żywnościowym. Przykład cen drobiu w Polsce. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 307, 212–223.
61. Hamulczuk M., 2015: Asymetria w transmisji cen pszenicy paszowej między rynkiem polskim a niemieckim. *Journal of Agribusiness and Rural Development*, 1(35), 57-65.
62. Hamulczuk M., Stańko S., 2013: Uwarunkowania zmian cen wieprzowiny i dochodów producentów trzody chlewnej w Polsce. *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej*, 3, 44-66.
63. Hassouneh I., Cramon-Taubadel S., Serra T., Gil J.M., 2012: Recent developments in the econometric analysis of price transmission. *Transparency of Food Pricing*, 2.
64. Heien D., 1980: Mark-up pricing in a dynamic model of the food industry. *American Journal of Agricultural Economics*, 62(1), 10-18.
65. Holloway G., 1991: The farm-retail price spread in an imperfectly competitive food industry. *American Journal of Agricultural Economics*, 73(4), 979-89.
66. Houck J., 1977: An approach to specifying and estimating non-reversible functions. *American Journal of Agricultural Economics*, 59(3), 570-572.
67. <http://coin.wne.uw.edu.pl/trybnik/ADLe.pdf> [Dostęp: 10.2017].
68. <http://mst.mimuw.edu.pl/lecture.php?lecture=ekn&part=Ch1>
69. http://stat.gov.pl/Klasyfikacje/doc/pkd_07/pdf/5_pkd-klucz_2007-2004.pdf [Dostęp: 04.2015].
70. Jammazi R., Lahiani A., Nguyen D., 2015: A wavelet-based nonlinear ARDL model for assessing the exchange rate pass-through to crude oil prices. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 34, 173-187.
71. Johansen S., 1988: Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
72. Jorgenson D., Griliches Z., 1967: The explanation of productivity change. *The Review of Economic Studies*, 34(3), 249-283.
73. Kanakaraj M., 2010: An empirical validity of market integration hypothesis with special reference to the pepper market in Kerala. Dissertation submitted for the Doctoral Degree, Pondicherry University, Puducherry.
74. Karrenbrock J., 1991: The behaviour of retail gasoline prices: Symmetric or not? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 73, 19-29.
75. Kaufman R., Laskowski C., 2005: Causes for an asymmetric relation between the price of crude oil and refined petroleum products. *Energy Policy*, 33, 1587-1596.

76. Kilian L., Vigfusson R., 2009: Pitfalls in estimating asymmetric effects of energy price shocks. *International Finance Discussion Papers*, 970.
77. Kinnucan H., Forker O., 1987: Asymmetry in farm-retail price transmission for major dairy products. *American Journal of Agricultural Economics*, 69(2), 285-292.
78. Kirchgassener G., Kubler K., 1992: Symmetric or asymmetric price adjustment in the oil market: an empirical analysis of the relations between international and domestic prices in the Federal Republic of Germany. *Energy Economics*, 14, 171-185.
79. Komisja Europejska, 2009a: A better functioning food supply chain in Europe. Komisja Europejska, Bruksela, COM 591.
80. Komisja Europejska, 2009a: A better functioning food supply chain in Europe. Komisja Europejska, COM 591, Bruksela.
81. Komisja Europejska, 2009b: Analysis of price transmission along the food supply chain in the EU. Komisja Europejska, Bruksela, SEC 1450.
82. Komisja Europejska, 2009b: Analysis of price transmission along the food supply chain in the EU. Komisja Europejska, SEC 1450, Bruksela.
83. Kovenock D., Widdows K., 1998: Price leadership and asymmetric price rigidity. *European Journal of Political Economy*, 14, 167-187.
84. Kufel J., Hamulczuk M., 2015: Koncentracja a wywieranie siły rynkowej w polskim przemyśle spożywczym. *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu*, 17(5), 158-163.
85. Kuran T., 1983: Asymmetric price rigidity and inflationary bias. *The American Economic Review*, 73(3), 373-382.
86. Kusideł E., 2000: Dane panelowe i modelowanie wielowymiarowe w badaniach ekonomicznych [W:] Suhecki B. (red.), *Przedsiębiorstwo Specjalistyczne ABSOLWENT*, Łódź.
87. Kwiatkowski D.P., Phillips C.B., Schmidt P., Shin Y., 1992: Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
88. Mason E., 1939: Price and production policies of large scale enterprises. *American Economic Review*, 29, 61-74.
89. Mathews Jr. K., Hahn W., Nelson K., Duewer L., Gustafson R., 1999: U.S. beef industry. Cattle cycles, price spreads, and packer concentration. *An Economic Research Service Report, Technical Bulletin*, 1874, U.S. Department of Agriculture, Waszyngton.
90. McCorrison S., Morgan C., Rayner A., 1989: Processing technology, market power and price transmission. *Journal of Agricultural Economics*, 49, 85-201.

91. McCorrison S., Morgan C., Rayner A., 2001: Price transmission: the interaction between market power and returns to scale. *European Review of Agricultural Economics*, 28(2), 143-159.
92. Meyer J., von Cramon-Taubadel S., 2004, Asymmetric price transmission: A survey. *Journal of Agricultural Economics*, 55(3), 581-611.
93. Miller D., Hayenga M., 2001: Price cycles and asymmetric price transmission in the U.S. Pork Market. *American Journal of Agricultural Economics*, 83, 551-562.
94. Mohanty S., Pererson E., Kruse N., 1995: Price asymmetry in the international wheat market. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 43, 355-366.
95. Morrison P., 1999: Scale effects and mark-ups in the US food and fibre industries: capital investments and import penetration impacts. *Journal of Agricultural Economics*, 50, 65-82.
96. Nakamura E., 2006: Accounting for incomplete pass-through. Manuscript, Harvard University.
97. Neumark D., Sharpe S., 1992: Market structure and the nature of price rigidity: Evidence from the market for consumer deposits. *Quarterly Journal of Economics*, 107, 657-680.
98. Oliveira Martins J., Scarpetta S., Pilat D., 1996: Mark-up pricing, market structure and the business cycle. *OECD Economic Studies*, 27, 71-105.
99. Oliveira Martins J., Scarpetta S., 1999: The Levels and Cyclical Behaviour of Mark-ups Across Countries and Market Structures. *OECD Working Paper*, 213, Paryż.
100. Oulton N., Srinivasan S., 2003: Capital stocks, capital services and depreciation: an Integrated Framework. *Bank of England Working Paper*, Londyn.
101. Palaskas T., Harris-White B., 1993: Testing market integration: new approaches with case material from the West Bengal food economy. *Journal of Development Studies*, 30, 1-57.
102. Parrot S., Estwood D., Brooker J., 2001: Testing for symmetry in price transmission: an extension of the Shiller lag structure with an application to fresh tomatoes. *Journal of Agribusiness*, Vol. 19, pp. 35-49.
103. Peltzman S., 2000: Prices rise faster than they fall. *Journal of Political Economy*, 108(3), 466-502.
104. Pesaran M., Pesaran B., 1997: *Working with Microsoft 4.0*. Oxford University Press, Oxford, Nowy York.
105. Pesaran M., Shin Y., Smith R., 2001: Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.

106. Petzel T. and Monke E., 1980: The integration of the international rice market. *Food Research Institute Studies*, 17(3).
107. Phillips P., 1986: Understanding spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 33, 311-340.
108. Punyawadee V., Boyd M. and Faminow M., 1991: Testing for asymmetric pricing in the Alberta pork market. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 39(3), 493-501.
109. Ravallion M., 1986: Testing market integration, *American Journal of Agricultural Economics*, 68, 102-109.
110. Ravn M., Smitt-Grohe S., Uribe M., 2007: Incomplete cost pass-through under deep habits. National Bureau of Economic Research. Cambridge. Working paper, 12961.
111. Reagan P., Weitzman M., 1982: Asymmetries in price and quantity adjustments by the competitive firm. *Journal of Economic Theory*, 27, 410-420.
112. Rembeza J., 2007: Transmisja cen na rynku mięsa [W:] *Ewolucja rynku mięsnego i jej wpływ na proces transmisji cen*, IERiGŻ – PIB, Program Wieloletni 2005-2009, 73, Warszawa.
113. Rembeza J., 2010: *Transmisja cen w gospodarce polskiej*. Politechnika Koszalińska, Koszalin.
114. Rembeza J., Seremak-Bulge J., 2006: Asymetria w transmisji cen na rynku mleka i jego przetworów. *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej*, 3, 110–123.
115. Rembeza J., Seremak-Bulge J., 2009: *Ewolucja podstawowych rynków rolnych i jej wpływ na transmisję cen w latach 1990-2008*. IERiGŻ-PIB, Program Wieloletni 2005-2009, 131, Warszawa.
116. GUS, 2001-20016: *Rocznik Statystyczny Przemysłu*. GUS, Warszawa.
117. Roeger W., 1995: Can imperfect competition explain the difference between primal and dual productivity measures? Estimates for US manufacturing. *Journal of Political Economy*, 103(2), 316-330.
118. Sanjuan A., Gil J., 2001: Price transmission analysis: a flexible methodological approach applied to European pork and lamb markets. *Applied Economics*, 33, 123-131.
119. Schnepf R., 2009: Farm-to food price dynamics. Congressional Research Service, 7-5700, www.crs.gov, R40621.
120. Schroeter J., Azzam A., 1990: Measuring market power in multiproduct oligopolies: the US meat industry. *Applied Economics*, 22, 1365-1376.
121. Schroeter J., Azzam A., 1991: Marketing margins, market power, and price uncertainty. *American Journal of Agricultural Economics*, 73(4), 990-999.

122. Seremak-Bulge J., 2009a: Marże przetwórstwa rolno-spożywczego i handlowe [W:] Zegar J. (red.), *Sytuacja ekonomiczna polskiego rolnictwa po akcesji do Unii Europejskiej*. IERiGŻ-PIB, Warszawa.
123. Seremak-Bulge J., 2009b: Zmiany cen i marż. *Nowe Życie Gospodarcze*, 23-24, 21-23.
124. Seremak-Bulge J., 2012: Zmiany cen i marż cenowych na podstawowych rynkach żywnościowych. *Zeszyty Naukowe SGGW. Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*, 100, 5-23.
125. Seremak-Bulge J., 2016: Zmiany cen detalicznych przetworów mlecznych oraz spożycia mleka po akcesji do Unii Europejskiej. *Roczniki Naukowe Ekonomii Rolnictwa i Rozwoju Obszarów Wiejskich*, 103(3), 53-65.
126. Sexton R., Lavoie N., 2001: Food processing and distribution: An industrial organization approach [W:] Gardner B., Rausser G. (red.), *Handbook of Agricultural Economics*. Elsevier Science, 863-923.
127. Sheldon I., Sperling R., 2003: Estimating the extent of imperfect competition in the food industry: what have we learned? *Journal of Agricultural Economics*, 51(1), 89-109.
128. Shin Y., Yu B., Greenwood-Nimmo M., 2013: Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in an ARDL framework. *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*, Springer Science & Business Media, Nowy York.
129. Sims C., 1980: Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, 48, 1-48.
130. Sklar A., 1959: Fonctions de repartition an dimensions et leurs marges. *Publicatons de l'Institut Statistique de l'Universite de Paris*, 8, 229-231.
131. Solow R., 1957: Technical change and aggregate production function. *The Review of Economics and Statistics*, 39(3), 312-320.
132. Strak J., Morgan C., 1995: *The UK food and drink industry*. Europa, Northborough.
133. Szajner P., 2015: Relacje cenowe na polskim rynku mleka po akcesji do Unii Europejskiej. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 402, 359-367.
134. Tang C., 2008: A re-examination of the relationship between electricity consumption and economic growth in Malaysia. *Energy Policy*, 36(8), 3077-3085.
135. Traill W., Henson S., 1994: Price transmission in the United Kingdom yellow fats market in the presence of imperfect competition. *Journal of Agricultural Economics*, 45(1), 123-131.

136. Tremblay V., Tremblay C., 2012: New perspective on industrial organization with contributions from behavioral economics and game theory. Springer, Nowy Jork.
137. Urban R., 2001: Wartość dodana i marże w przetwórstwie głównych producentów rolnych. IERiGŻ-PIB, Warszawa.
138. Vavra P., Goodwin B., 2005: Analysis of price transmission along the food chain. OECD Food, Agriculture and Fisheries Working Papers, 3, OECD Publishing, Paryż.
139. Ward R., 1982: Asymmetry in retail, wholesale and shipping point prices for fresh vegetables. *American Journal of Agricultural Economics*, 64, 205-212.
140. Ward R., Stevens T., 2000: Pricing linkages in the supply chain: The case for structural adjustment in the beef industry. *American Journal of Agriculture Economics*, 82(5), 1112-1122.
141. Weaver R., Natcher W., 2000: Competitiveness in vertical market chains: Evidence for beef markets. Paper presented at NEC-165 Conference The American Consumer in the Changing Food System, Waszyngton.
142. Welfe A., 2003: *Ekonometria – metody i ich zastosowanie*. PWE, Warszawa.
143. Wohlgenant M., 1989: Demand for farm output in a complete system of demand functions. *American Journal of Agricultural Economics*, 71(2), 241-252.
144. Worth T., 2000: The FOB-retail price relationship for selected fresh vegetables. *Vegetables and Specialities*, ERS-USDA, 279, 26-31.
145. Wrzosek W., 2002: *Funkcjonowanie rynku*. PWE, Warszawa.
146. www.cyfronet.krakow.pl/~eomazur/ek1zaj05.html [dostęp: 10.2017].
147. www.cyfronet.krakow.pl/~eomazur/ek1zaj16.html [dostęp: 10.2017].
148. Zhang P., Pletcher S., Carley D., 1995: Peanut price transmission asymmetry in peanut butter. *Agribusiness*, 11, 13-20.

EGZEMPLARZ BEZPŁATNY

Nakład 800 egz., ark. wyd. 8,39

Druk i oprawa: ZAPOL Sobczyk Spółka Jawna