

WIOLETA SOBCZAK

**PRZESTRZENNA INTEGRACJA
RYNKÓW HURTOWYCH
OWOCÓW I WARZYW W POLSCE**



**Wydawnictwo SGGW
Warszawa 2021**

© Copyright by Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2021

Recenzenci: prof. dr hab. Bolesław Borkowski

dr hab. inż. Stanisław Gędek, prof. PRz

Projekt okładki i strony tytułowej – Wioleta Sobczak, Violetta Kaska

ISBN 978-83-8237-053-9

Wydawnictwo SGGW
ul. Nowoursynowska 161, 02-787 Warszawa
tel. 22 593 55 20
e-mail: wydawnictwo@sggw.edu.pl
www.wydawnictwosggw.pl

Druk: Libra-Print, al. Legionów 114B, 18-400 Łomża

SPIS TREŚCI

WSTĘP	5
KONCEPCJA INTEGRACJI PRZESTRZENNEJ RYNKÓW	9
Rynek rolny jako kategoria ekonomiczna	9
Mechanizmy kształtowania cen na rynku produktów rolnych	12
Przestrenny model równowagi rynkowej	20
Pomiar integracji przestrzennej rynków w badaniach empirycznych	26
RYNKI HURTOWE I PRODUKCJA OGRODNICZA W POLSCE	34
Charakterystyka produkcji ogrodniczej	34
Rynki hurtowe w Polsce	43
Charakterystyka badanych rynków hurtowych produktów ogrodniczych	44
KSZTAŁTOWANIE SIĘ CEN OWOCÓW I WARZYW	50
Ceny owoców na wybranych rynkach hurtowych	52
Ceny warzyw na badanych rynkach hurtowych	53
Właściwości badanych szeregów czasowych	56
OCENA WYSTĘPOWANIA ZALEŻNOŚCI POMIĘDZY ANALIZOWANYMI CENAMI	59
Testowanie skointegrowania analizowanych szeregów czasowych	59
Charakterystyka współzależności cen wybranych gatunków owoców i warzyw pomiędzy badanymi rynkami hurtowymi	62
OCENA DŁUGOOKRESOWYCH RELACJI POMIĘDZY CENAMI NA ANALIZOWANYCH RYNKACH HURTOWYCH – MODELE VAR I VECM	68
Koncepcja modeli VAR i VECM	68
Wyniki estymacja parametrów modelu VECM	70
Wyniki estymacja parametrów modelu VAR	76
PRZEBIEG ZALEŻNOŚCI POMIĘDZY CENAMI NA WYBRANYCH RYNKACH HURTOWYCH	79
Istota funkcji odpowiedzi na impuls	79
Oddziaływanie pomiędzy cenami na badanych rynkach hurtowych – gatunki całoroczne	80
Oddziaływanie pomiędzy cenami na badanych rynkach hurtowych – gatunki sezonowe	86
PODSUMOWANIE I WNIOSKI	102
BIBLIOGRAFIA	104
SPIS TABEL	113
SPIS RYSUNKÓW	114

WSTĘP

Transmisja cen i integracja rynków jest przedmiotem częstej uwagi ekonomistów zajmujących się rynkami towarowymi produktów rolnych. Przeprowadzonych było wiele badań w tym obszarze w Polsce i na świecie. Analiza integracji rynków jest wykorzystywana w ocenie ogólnej sprawności systemu rynkowego¹. Najczęściej wyodrębnia się dwa typy integracji rynków, tj. integrację pionową (powiązania rynków reprezentujących różne szczeble obrotu towarowego) oraz integrację poziomą (powiązania między rynkami położonymi w różnych lokalizacjach przestrzennych). Integracja przestrzennie oddalonych rynków ma szczególne znaczenie w rolnictwie, czyli w sektorze gospodarki, w którym produkty cechują się niską trwałością, zaś miejsce ich konsumpcji znajduje się często w znacznych odległościach od miejsca produkcji, co potencjalnie przyczynia się do wzrostu kosztów produkcji i dystrybucji². Integracja rynków odnosi się do sytuacji, w której ceny towaru na przestrzennie oddzielonych rynkach zmieniają się równolegle, zaś sygnały i informacje przekazywane są płynnie pomiędzy nimi. Stąd też integracja rynków może być oceniana w kategoriach relacji między cenami na przestrzennie oddzielonych rynkach^{3,4}. Jak podkreślają J. Rembeza i J. Giłka-Zaporska⁵, wzrost szybkości i siły relacji cenowych pomiędzy rynkami mogą wskazywać na wzrost sprawności ich funkcjonowania. W opracowaniach ekonomicznych podkreśla się fakt, iż integracja rynków przejawia się siłą powiązania cen produktów dostępnych na tych rynkach^{6,7}. Im silniejsze jest powiązanie cenowe, tym rynki cechują się większym zintegrowaniem. Ponadto analiza reakcji cenowych pomiędzy poszczególnymi rynkami może posłużyć do określenia roli poszczególnych rynków w procesie kształtowania się cen. Wzrost szybkości przepływu informacji między rynkami jest również oznaką wzrostu ich integracji. Słabo zintegrowane rynki mogą przekazywać nieprawdziwe informacje dotyczące cen, co prowadzi do nieefektywnych decyzji produkcyjnych⁸. Należy nadmienić, iż występuje wiele czynników,

¹ M.D. Faminow, L.B. Benson, *Integration of Spatial Markets*, American Journal of Agriculture Economics, Vol. 72(1), 1990, s. 49–62.

² R.J. Sexton, C.L. Kling, H.F. Carman, *Market Integration, Efficiency of Arbitrage and Imperfect Competition: Methodology and Application to US Celery*, The American Journal of Agricultural Economics, No. 73, 1991, s. 568–580.

³ M. Ghos, *Cointegration tests and spatial integration of rice markets in India*, Indian Journal of Agricultural Economics, Vol. 55(4), 2000, s. 616.

⁴ J. Rembeza, J. Chotkowski, *Powiązanie cen produktów rolnych pomiędzy rynkiem polskim a rynkami UE*, Problemy Rolnictwa Światowego, Tom XIV, 2006, s. 198–204.

⁵ J. Rembeza, J. Giłka-Zaporska, *Analiza powiązań między cenami produktów rolnych i spożywczych*, Acta Universitatis Lodzensis. Folia Oeconomica, No. 271, 2012, s. 49–50.

⁶ C.B. Barrett, J. Li, *Distinguishing between equilibrium and integration in spatial price analysis*, American Journal of Agricultural, Vol. 84 (2), 2002, s. 292–307.

⁷ Y. Mundlack, D.F. Larson, *On the transmission of world agricultural prices*, The World Bank Economic review, No. 6, 1992, s. 399–422.

⁸ B. Goodwin, N. Piggott, *Spatial market integration in the presence of threshold effects*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 83(2), 1990, s. 302–317.

które wpływają na ten proces negatywnie. Wśród najistotniejszych należy wskazać koszty transportu oraz koszty transakcyjne⁹.

W Polsce prowadzone były badania zróżnicowania przestrzennego cen nieruchomości, cen zbóż, cen produktów mięsnych, oraz integracji tych rynków na poziomie międzynarodowym. Wiele z nich, jak np. rynki drobiu, cechuje się silną integracją przestrzenną¹⁰. Nie spotyka się jednak tego typu analiz w odniesieniu do rynku owoców i warzyw, zarówno na poziomie krajowym jak i międzynarodowym. Analogiczna sytuacja ma miejsce w przypadku opracowań światowych, w których można znaleźć liczne pozycje odnoszące się do integracji rynków produktów rolno-spożywczych, lecz liczba opracowań analizujących zjawisko integracji rynków owoców i warzyw zlokalizowanych w różnych regionach jest niewielka. Poznanie tego zjawiska na rynku produktów ogrodnich jest istotne ze względu na znaczenie tej gałęzi w strukturze polskiej gospodarki. Polska jest jednym z pięciu największych unijnych producentów towarów ogrodnich¹¹. Należy jednocześnie zauważyć, że kondycja polskiego rolnictwa wpływa na sytuację ekonomiczną znaczącej liczby obywateli, gdyż ponad 12,6% ogółu pracujących znajduje zatrudnienie właśnie w sektorze rolnym¹². Drugą cechą charakteryzującą polskie ogrodnictwo jest jego zróżnicowanie regionalne. W sektorze ogrodnim zróżnicowanie regionalne odnosi się przede wszystkim do potencjału produkcyjnego oraz struktury upraw^{13,14}. Zjawisko zróżnicowania regionalnego produkcji ogrodnich może mieć wpływ na kształtowanie się cen na poszczególnych rynkach, a tym samym na poziom ich integracji.

Ważnym elementem instytucjonalnej infrastruktury rynku ogrodnego w Polsce są rynki hurtowe. Nazwa rynki hurtowe owoców i warzyw odnosi się do sieci podmiotów zlokalizowanych w całej Polsce, która organizuje handel produktami rolno-spożywczymi i ogrodnymi. Podmioty te powstały po 1990 roku w ramach działań rządowych i pozarządowych, związanych ze wzmocnieniem infrastruktury rynku rolnego w Polsce. Ze względu na rozdrobnienie polskiego rolnictwa, rynki hurtowe są istotnym elementem skupu oraz pośrednictwa w obrocie produktami rolnymi.

⁹ K. Balcombe, A. Bailey, J. Brooks, *Threshold Effects in Price Transmission: The Case of Brazilian Wheat, Maize, and Soya Prices*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 89(2), 2007, s. 308–323.

¹⁰ M. Hamulczuk, *Asymetria w transmisji cen w łańcuchu żywnościowym. Przykład cen drobiu w Polsce*, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Nr 307, 2013, s. 212–223.

¹¹ T. Filipiak, M. Maciejczak, *Uwarunkowania rozwoju sektora owoców i warzyw w Polsce w latach 2004–2007*, Roczniki Nauk Rolniczych Seria G, Tom. 95, 2008, s. 97–108.

¹² W. Sobczak, L. Jabłońska, D. Olewnicki, *Stopień zorganizowania producentów owoców i warzyw w Polsce*, Zeszyty Naukowe Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie. Problemy Rolnictwa Światowego, T. 13, Z. 1, 2013, s. 119–128.

¹³ R. Kulikowski, *Ogrodnictwo w Polsce. Rozmieszczenie, struktura upraw i rola produkcji rolniczej*, Przegląd Geograficzny, Polska Akademia Nauk, T. 79, Z. 1, 2007, s. 79–98.

¹⁴ L. Jabłońska, D. Olewnicki, *Zmiany w powierzchni upraw ogrodnich pod osłonami w Polsce w pierwszej dekadzie XXI w.*, Zeszyty Naukowe Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie. Problemy Rolnictwa Światowego, Tom XXVI, Z. 4, 2011, s. 89–97.

¹⁴ B. Nosecka, A. Bugała, D. Paszko, Ł. Zaremba, *Sytuacja na światowym rynku wybranych produktów ogrodnich i jej wpływ na polski rynek ogrodniczy*, Instytut Ekonomiki Rolnej i Gospodarki Żywnościowej - PIB, Program Wieloletni, Nr 39, Warszawa 2012, s. 9–11.

Za sprawą skoncentrowania podaży, rynki hurtowe wpływają na: wzrost konkurencyjności, zmniejszenie liczby ogniw pośrednictwa w handlu, stabilizację cen oraz poprawę jakości oferowanych produktów¹⁵.

W związku z powyższym, temat oceny sprawności funkcjonowania rynków produktów ogrodnich został podjęty w niniejszym opracowaniu. Głównym celem opracowania było określenie sprawności funkcjonowania rynków hurtowych owoców i warzyw w Polsce oraz próba oceny powiązań cen wybranych gatunków owoców i warzyw, ze szczególnym uwzględnieniem kierunków przepływu impulsów cenowych. Analiza transmisji cen i integracji badanych rynków dostarczyła informacji o sprawności rynku. Wskazanie występowania transmisji cen oraz pomiar integracji rynków hurtowych może stać się jednym z narzędzi służących do zrozumienia ich funkcjonowania. Ponadto badania pozwolą na wyjaśnienie mechanizmu funkcjonowania rynków hurtowych owoców i warzyw, zarówno dostępnych przez cały rok, jak i występujących sezonowo.

W badaniach postawiono następujące hipotezy badawcze:

- H_I. Warszawski Rolno-Spożywczy Rynek Hurtowy S.A. w Broniszach odgrywa dominującą rolę w kształtowaniu cen owoców i warzyw na pozostałych rynkach hurtowych.
- H_{II}. Rynki hurtowe owoców i warzyw w Polsce są zintegrowane przestrzennie.
- H_{III}. Trwałość i sezonowy charakter produktów ogrodnich wpływa na siłę impulsów cenowych między rynkami hurtowymi owoców i warzyw.

W pracy wykorzystano różne źródła materiału badawczego oraz metody jego przetwarzania w zależności od rodzaju analiz. Podstawowymi źródłami materiałów wykorzystanych w badaniach były dane dotyczące kształtowania się poziomu cen wybranych gatunków owoców i warzyw pozyskane bezpośrednio z rynków hurtowych oraz od Stowarzyszenia Polskie Rynki Hurtowe. Do pozyskania danych pierwotnych posłużyły takie metody jak: metoda wywiadu pogłębionego (IDI), metoda telefonicznego wywiadu indywidualnego (TDI), metoda wywiadu eksperckiego oraz metoda obserwacji uczestniczącej. Wykorzystano również dane wtórne pochodzące z Głównego Urzędu Statystycznego oraz Instytutu Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowego Instytutu Badawczego. Do opracowania danych wykorzystane zostały: metody opisu statystycznego oraz wybrane metody ekonometryczne.

Ze względu na niewielkie zainteresowanie w Polsce zagadnieniem znaczenia rynków hurtowych w dystrybucji owoców i warzyw oraz transmisji cen, podjęte badania mogą wypełnić tę lukę i być wykorzystane zarówno w procesie dydaktycznym jak i dalszej pracy badawczej stanowiąc cenne źródło informacji, a także mogą służyć podmiotom zajmującym się problematyką rozwoju rynków rolnych i relacji zachodzących pomiędzy nimi.

Praca składa się z *Wstępu*, sześciu rozdziałów, *Podsumowania*, *Bibliografii* oraz *Spisu tabel* i *Spisu rysunków*. W rozdziale pierwszym nt. *Koncepcja integracji przestrzennej rynków*, dokonano charakterystyki integracji przestrzennej. Zdefiniowano pojęcie integracji przestrzennej. Przedstawiono dotychczasowy stan wiedzy w tym zakresie.

¹⁵ J. Gołębiewski, W. Sobczak, *Rynki hurtowe owoców i warzyw*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa, 2017, s. 5.

Przedmiotem rozdziału drugiego, zatytułowanego *Rynki hurtowe, i produkcja ogrodnicza w Polsce*, dokonano omówienia rynku hurtowych w Polsce oraz scharakteryzowano badane rynki hurtowe. W rozdziale trzecim, zatytułowanym *Kształtowanie się cen owoców i warzyw* omówiono właściwości badanych szeregów czasowych. W rozdziale czwartym dokonano oceny występowania zależności pomiędzy analizowanymi cenami. Przedmiotem rozdziału piątego była ocena długookresowych relacji pomiędzy cenami na analizowanych rynkach. W rozdziale szóstym zatytułowanym *Przebieg zależności pomiędzy cenami na wybranych rynkach hurtowych*, scharakteryzowano wzajemną reakcję poszczególnych rynków na płynące z nich impulsy cenowe.

KONCEPCJA INTEGRACJI PRZESTRZENNEJ RYNKÓW

Ze względu na złożoność rynków rolno-żywnościowych oraz wagę koncepcji integracji przestrzennej rynków istotne jest, aby rozważania w tym zakresie rozpocząć od eksploracji podstawowych elementów, mających istotny wpływ na poziom powiązań pomiędzy poszczególnymi rynkami. W związku z czym w poniższym rozdziale w sposób syntetyczny omówiono podstawowe elementy związane z koncepcją integracji przestrzennej rynków. W pierwszej części krótko przedstawiono pojęcie rynku jako kategorię ekonomiczną. Następnie ze względu na specyfikę rynku produktów rolnych, omówiono mechanizmy wpływające na kształtowanie cen na tym rynku. W kolejnym podrozdziale opisano przestrzenny model równowagi rynkowej. Finalnie w rozdziale tym omówiono dotychczasowe wyniki badań empirycznych dotyczących pomiaru integracji przestrzennej na rynkach rolnych.

Rynek rolny jako kategoria ekonomiczna

Kategoria rynku jest jednym z podstawowych pojęć używanych w ekonomii¹⁶. P. Kotler i K. Keller¹⁷ zdefiniowali rynek jako miejsce, na którym gromadzą się kupujący oraz sprzedający towar. Czyli w potocznym rozumieniu jest miejscem, gdzie sprzedawane są produkty¹⁸. W ekonomii rynek definiowany jest również jako całość kształt transakcji kupna i sprzedaży, a także warunków w jakich one przebiegają¹⁹, czyli, jest mechanizmem koordynującym zachowania pomiędzy podmiotami gospodującymi, które stanowią podaż oraz podmiotami reprezentującymi popyt²⁰. Podobnie rynek definiują P.A. Samuelson i W.D. Nordhaus²¹, określając go mechanizmem, dzięki któremu kupujący oraz sprzedający współdziałają, ustalając ceny i wymieniając dobra oraz usługi. Według J. Maraka²² rynek jest całokształtem stosunków wymiany pomiędzy sprzedającymi a kupującymi, a także warunków ich realizacji. Rynek jest kategorią ekonomiczną, która jest ściśle związana z produkcją i podażą dóbr i usług, a także z ich wymianą w formie towarowo-pieniężnej. Istnieje gdy co najmniej dwóch partnerów dokonuje wymiany towaru, jednak pełny rozwój rynku następuje dopiero w momencie pojawienia się wielu transakcji kupna i sprzedaży²³.

¹⁶ J. Tirole, *The Theory of Industrial Organization*, The MIT Press, Cambridge – London 1994, s. 1.

¹⁷ P. Kotler, K.L. Keller, *Marketing*, Wydawnictwo Dom Wydawniczy REBIS Sp. z o.o., Poznań 2012, s. 8.

¹⁸ E. Michalski, *Marketing. Podręcznik akademicki*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2012, s. 19.

¹⁹ R. Milewski, E. Kwiatkowski, *Podstawy Ekonomii*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2014, s. 40.

²⁰ D. Begg, G. Vernasca, S. Fischer, R. Dornbusch, *Mikroekonomia*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2014, s. 78–79.

²¹ P.A. Samuelson, W.D. Nordhaus, *Ekonomia*, Dom wydawniczy REBIS Sp. z o.o., Poznań 2014, s. 26.

²² J. Marak, *Ekonomika handlu*, Wyższa Szkoła Handlowa we Wrocławiu. Wydawnictwo Continuo, Wrocław 2000, s. 7.

²³ E. Garbacik, *Ekonomika obrotu towarowego i usług*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa – Łódź 1978, s. 163.

Rynek rolniczy definiowany jest natomiast jako ogół stosunków wymiany między gospodarstwami rolnymi, które prowadzą sprzedaż produktów rolnych oraz nabywają środki do produkcji i dobra inwestycyjne, a podmiotami skupującymi produkty rolne i zaopatrującymi gospodarstwa w dobra niezbędne do prowadzenia produkcji rolniczej^{24,25}. Rynek produktów rolnych definiowany jest również jako rynek produktów, które oferowane są przez rolników. Obejmuje on liczne rynki branżowe, w tym rynek owoców i warzyw oraz rynek kwiatów, tzw. rynek produktów ogrodniczych²⁶. Rynek rolniczy jako kategoria ekonomiczna jest ogółem stosunków pomiędzy gospodarstwami sprzedającymi produkty, a także nabywającymi środki do produkcji rolnej i dobra inwestycyjne, a przedsiębiorstwami skupującym produkty rolne oraz zaopatrującymi gospodarstwa w towary niezbędne do produkcji rolniczej²⁷.

Rynek można klasyfikować według licznych kryteriów. Podstawową klasyfikację rynku zaprezentowano na rysunku 1. Dokonując podziału według rodzaju dóbr będących przedmiotem wymiany, rynek dzielimy na rynek towarów, dóbr konsumpcyjnych lub przemysłowych, rynek usług oraz rynek czynników produkcji. Przyjmując za kryterium zasięg geograficzny rynku, można sklasyfikować go jako rynek lokalny, regionalny, krajowy, międzynarodowy oraz globalny. Według kryterium skali, rynek dzieli się na detaliczny oraz hurtowy. Przyjmując za kryterium formy jego zorganizowania, wyróżniane są rynki formalne, tj. targi, giełdy towarowe, przetargi oraz aukcje. Ponadto wyróżnia się rynki formalne ułomne oraz nieformalne. Dzieląc rynki według miejsca produkcji oraz konsumpcji można sklasyfikować je jako rynek pierwotny i wtórny, natomiast według charakteru transakcji, rynek konsumpcyjny, kapitałowy, pieniądza, produkcyjny oraz dóbr i usług. Mając na uwadze relację podaży i popytu, rynek może sklasyfikować jako rynek nabywców oraz sprzedawców^{28,29,30}.

²⁴ S. Urban, K. Szlachta, *Ekonomika i organizacja handlu żywnością*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wrocław 2000, s. 34.

²⁵ S. Urban, *Rynek i jego elementy oraz mechanizm rynkowy*, [w:] Urban S., Olszańska A. (red.), *Ekonomika handlu żywnością i produktami rolnymi*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Wrocław 2015, s. 34.

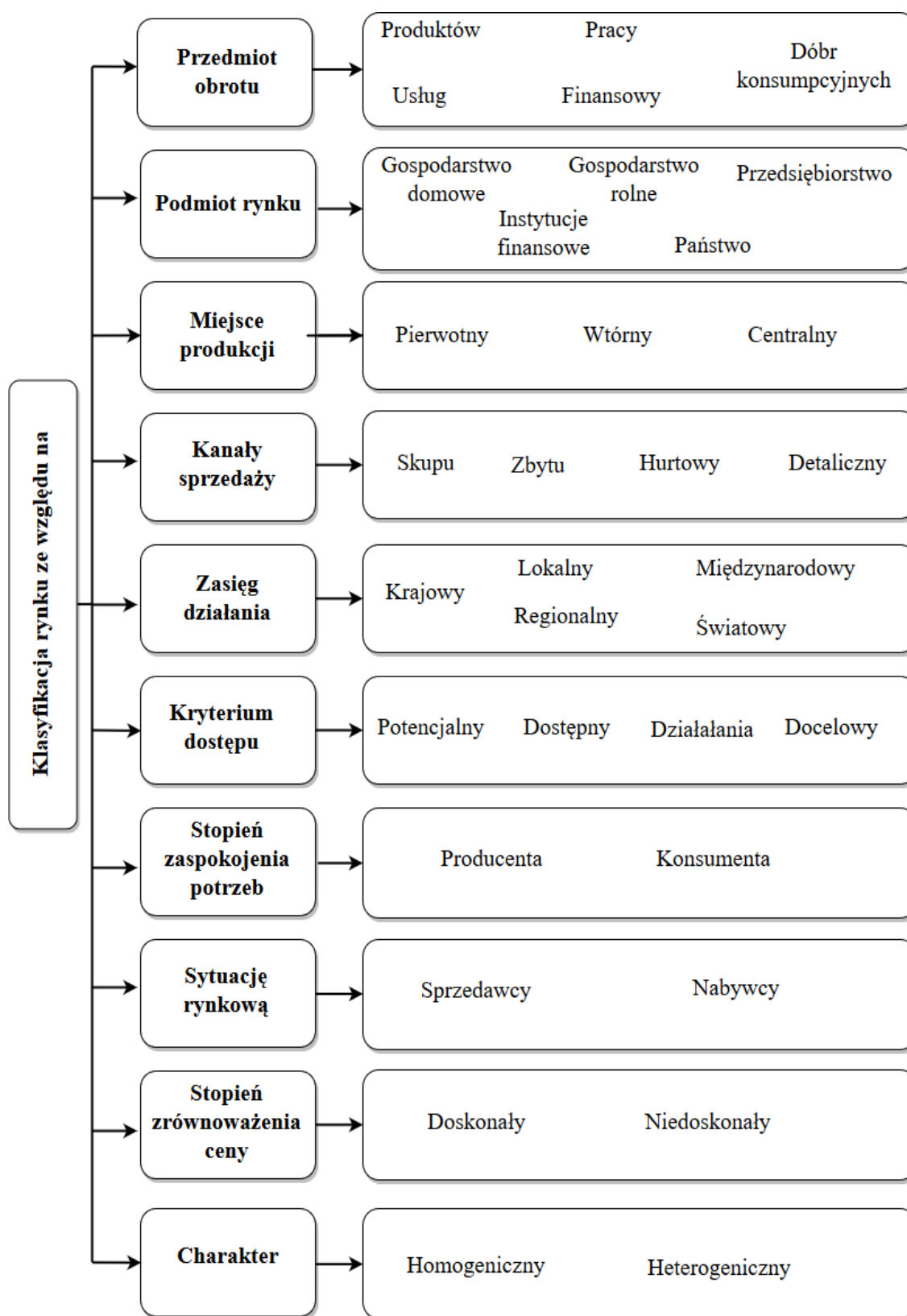
²⁶ A. Kowalski, *Istota i funkcjonowanie rynku żywnościowego i rolnego*, [w:] Rembisz W., Idzik M. (red.), *Rynek Rolny w ujęciu funkcjonalnym*, Wyd. Wyższa Szkoła Finansów i Zarządzania w Warszawie, Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – PIB, Warszawa 2007, s. 33–34.

²⁷ S. Urban, K. Szlachta, *op.cit.*, s. 27–28.

²⁸ E. Kowalska-Napora, *Anatomia rynku*, Wydawnictwo Marek Derewiecki, Kęty 2016, s. 11–12.

²⁹ S. Mynarski, *Rynki formalne, rynki geograficzne*, [w:] Mynarski S. (red.), *Analiza Rynku. Systemy i mechanizmy*, Wydawnictwo Pracowania Poligraficzna Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków 1993, s. 10–16.

³⁰ A. Sagan, *Rynek integralny*, [w:] Mynarski S. (red.), *Analiza Rynku. Systemy i mechanizmy*, Wydawnictwo Pracowania Poligraficzna Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków 1993, s. 18.



RYСУNEK 1. Klasyfikacja rynku według wybranych podstawowych kryteriów

Źródło: Opracowanie własne na podstawie W. Wrzosek, *Funkcjonowanie rynku*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2002.

W literaturze dokonuje się również bardziej szczegółowego podziału rynku, uwzględniając rodzaj towaru lub zbioru towarów jednej grupy przy danym poziomie cen, np. rynek mięsa i jego przetworów, tłuszczów, mleka i jego przetworów, a także owoców i warzyw. W wymiarze przestrzennym wyodrębnić możemy rynki lokalne, regionalne, krajowe, zagraniczne i międzynarodowe³¹.

Rynek produktów ogrodnich jest powiązany z innymi rynkami branżowymi. Rynek owoców i warzyw postrzegany jest jako element rynku rolniczego, ale wyróżniający się występowaniem autonomicznych rynków lokalnych, wysokim poziomem sezonowości, znacznym udziałem małych, niezorganizowanych podmiotów, a także szerokim asortymentem produktów o zróżnicowanym poziomie jakości. Ponadto produkty ogrodnicze charakteryzują się znacznym zróżnicowaniem pod względem trwałości, tolerancji na transport, a także niejednorodności pod względem jakości i zasad przygotowania towaru do sprzedaży. Powyższe cechy mają wpływ na niestabilność rynku ogrodniczego. Niestabilność ta spowodowana jest również zmianami podaży wynikającymi z warunków pogodowych oraz niewłaściwych decyzji podmiotów gospodarczych w tej branży, tj. producentów, przetwórców i handlowców. Należy wskazać, że na zmienność sytuacji na rynku ogrodnim wpływ mają także fluktuacje w stosunkach handlowych krajów eksportujących oraz importujących³².

Mechanizmy kształtowania cen na rynku produktów rolnych

Rynek produktów rolnych podporządkowany jest uniwersalnym prawom gospodarki rynkowej, przy czym cechuje się specyficznymi cechami, które w wielu przypadkach powodują odmienne zachowania rynkowe w porównaniu do innych rynków. Niemniej jednak najważniejszą zasadą kształtującą poziom cen na rynku produktów rolnych jest prawo podaży i popytu³³.

Należy podkreślić, iż rynek spełnia wiele funkcji w gospodarce, m.in. sterowniczą, alokacyjną, dostosowawczą, regulacyjną, a także innowacyjną. Ponadto jako mechanizm koordynacji działań gospodarczych odzwierciedla on wiele typów stosunków pomiędzy podmiotami uczestniczącymi w wymianie dóbr takich jak: sprzedawca–nabywca, sprzedawca–sprzedawca, nabywca–nabywca³⁴. W ujęciu podmiotowym można również podzielić go na rynek zbytu, skupu, hurtowy oraz detaliczny³⁵. Sprawne wykonywanie przez rynek swoich funkcji uzależnione jest między innymi od

³¹ A. Kowalski, *op.cit.*, s. 13–14.

³² J. Gołębiowski, W. Sobczak, *op.cit.*, s. 29–30.

³³ M. Hamulczuk, S. Gędek, C. Klimkowski, S. Stańko, *Prognozowanie cen surowców rolnych na podstawie zależności przyczynowych*, Monografia IERiGŻ-PIB, Warszawa 2012, s. 11.

³⁴ J. Gołębiowski, *Efektywność systemów marketingowych w gospodarce żywnościowej*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2010, s. 33–50.

³⁵ A. Kowalski, *Istota i funkcjonowanie rynku żywnościowego i rolnego*, [w:] Rembisz W., Idzik M. (red.), *Rynek Rolny w ujęciu funkcjonalnym*, Wyd. Wyższa Szkoła Finansów i Zarządzania w Warszawie, Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – PIB, Warszawa 2007, s. 14.

poziomu konkurencji³⁶. W ekonomii klasycznej występowanie doskonałej konkurencji, która określona została przez prawo rynków (prawo Saya), warunkuje występowanie efektywnego rynku³⁷. Aby dokonać oceny sprawności rynku należy porównać zachowania się rynku z teoretycznym wzorcem, jakim jest model konkurencji doskonałej. Jak stwierdzili P.K. Goldbery i M.M. Knetter³⁸, doskonale konkurencyjny rynek powinien być w pełni zintegrowany. Sam model rynku doskonałego jest jednym z podstawowych modeli teoretycznych w ekonomii. Przekonanie o słuszności modelu rynku doskonałego zostało potwierdzone przez A. Marshalla na gruncie ekonomii neoklasycznej. Jednakże liczne obserwacje ekonomistów wskazują, że wiele rynków odbiega od tego modelu. Współczesne nurty ekonomii instytucjonalnej podkreślają, iż obok mechanizmu rynkowego istotne znaczenie w zwiększaniu sprawności rynku mają również system prawny oraz instytucja państwa^{39,40,41}. Zdaniem J. Rembezy i J. Seremak-Bulge⁴² rynki doskonale konkurencyjne powinny charakteryzować się symetrycznym charakterem reakcji cenowych. Powiązania na rynkach mogą mieć charakter krótkookresowy oraz długookresowy. W pierwszym przypadku zmiana cen na jednym rynku powoduje zmianę cen na drugim. W przypadku relacji długookresowych pomiędzy rynkami istnieje równowaga cenowa⁴³.

Rynek doskonały jest pojęciem ściśle związanym z warunkami wolnej konkurencji, i jest obrazem idealnego rynku występującego wyłącznie w teorii, w celu ustalenia wzorcowego układu odniesienia dla rynków rzeczywistych⁴⁴. Wśród cech charakteryzujących rynek doskonały należy wskazać:

- dużą liczbę sprzedających oraz kupujących,
- homogeniczność produktów,
- brak ograniczeń dla sprzedających oraz kupujących,
- bliski kontakt sprzedającego oraz kupującego,
- swobodny oraz równy dostęp do informacji rynkowej wszystkich uczestników,
- występowanie mechanizmu ustalania cen^{45,46}.

³⁶ W. Wrzosek, *Efektywność marketingu*, PWE, Warszawa 2005, s. 3.

³⁷ P. Groenewegen, *Says law*, [hasło w:] Durlauf S.N., Blume L.E. (red.), *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Vol. 7, Palgrave Macmillan, New York 2008, s. 3.

³⁸ P.K. Goldbery, M.M. Knetter, *Goods Prices and Exchange Rates: What have We Learned?*, Journal of Economic Literature, Vol. 35, Issue 3, 1996, s. 1245–1247.

³⁹ J. Gołębiewski, *op.cit.*, 33–50.

⁴⁰ R.B. Ekelund Jr, R.F. Hebert, *A history of economic theory & method*, Waveland Press, 2014, s. 40–51.

⁴¹ M. Blaug, *Economic theory in retrospect*, Cambridge University Press, Cambridge 1996.

⁴² J. Rembeza, J. Seremak-Bulge, *Asymetria w transmisji cen na rynku mleka i jego przetworów*, Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, Nr 3, 2006, s. 110–123.

⁴³ J. Rembeza, *Powiązania pomiędzy cenami rzepaku w Polsce i na rynku międzynarodowym*, Rośliny oleiste, T. XXXIII, 2012, s. 19–25.

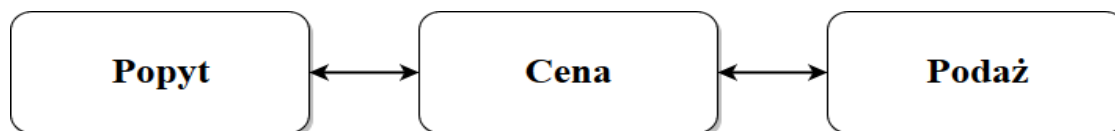
⁴⁴ S. Mynarski, *Mechanizm równowagi doskonałej*, [w:] Mynarski S. (red.), *Analiza Rynku. Systemy i mechanizmy*, Wydawnictwo Pracowania Poligraficzna Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków 1993, s. 29.

⁴⁵ *Ibidem*.

⁴⁶ S. Figiel, *Efektywność rynków rolnych*, [w:] Rembisz W., Idzik M. (red.), *Rynek Rolny w ujęciu funkcjonalnym*, Wydawnictwo Wyższa Szkoła Finansów i Zarządzania w Warszawie, Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – PIB, Warszawa 2007, s. 222.

Zależności, które zachodzą pomiędzy poszczególnymi elementami rynku, czyli popytą, popytem oraz ceną, nazywane są mechanizmem rynkowym. Zgodnie z jego istotą, podstawowe elementy rynku, czyli podaż, popyt i cena są ze sobą ściśle powiązane. Powoduje to, że zmiany w obrębie każdego ze wskazanych elementów rynku wywierają wpływ na pozostałe⁴⁷.

Mechanizm rynkowy można również przedstawić jako układ ze sprzężeniem zwrotnym pomiędzy popytem, podażą i ceną, pomiędzy którymi zachodzą powiązania (rysunek 2)⁴⁸.



RYСУNEK 2. Relacje pomiędzy ceną a wielkością podaży i popytu

Źródło: W. Wrzosek, *Funkcjonowanie rynku*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2002, s. 26.

Należy przy tym zauważyć, że klasyczny mechanizm rynkowy może występować wyłącznie w warunkach doskonałej konkurencji. W pozostałych warunkach może ulegać deformacjom. Zjawisko takie ma miejsce w sytuacji gdy w procesie regulacji cen uczestniczą podmioty, które funkcjonują w układzie monopolistycznym lub monopsonicznym. Należy zauważyć, że funkcjonowanie mechanizmu rynkowego warunkowane jest także przez procesy materialno-rzeczowe, decydujące o możliwości zmian podaży oraz popytu pod wpływem zmian cen, szczególnie w krótkich okresach⁴⁹.

Dokonując analizy zależności pomiędzy popytem i podażą a ceną oraz reakcją konsumenta i producenta, można określić teoretyczny stan równowagi i nierównowagi rynkowej⁵⁰ jako układ krzywych popytu i podaży⁵¹. Zgodnie z zasadą równowagi rynkowej, wzrost cen powoduje wzrost podaży oraz spadek popytu na dane dobro, natomiast spadek cen, zmniejszenie podaży i wzrost popytu. W związku z zaistniałym układem, działanie mechanizmu rynkowego ma za zadanie ustalenie ceny akceptowalnej, zarówno przez producenta jak i konsumenta, czyli tzw. ceny równowagi rynkowej. Równowaga na rynku w tym układzie określana jest przez cenę w punkcie, w którym dochodzi do przecięcia się krzywej podaży i popytu. Przy tym poziomie ceny nie występuje nadwyżka ani niedobór produktu^{52,53}. Poziom ceny równowagi rynkowej jest niezależny od pojedynczej jednostki rynku, a zależy od współdziałania wielu pomiotów, zarówno ze strony sprzedających, jak i kupujących⁵⁴.

⁴⁷ S. Urban, *op.cit.*, s. 31.

⁴⁸ S. Mynarski, *op.cit.*, s. 31.

⁴⁹ W. Wrzosek, *Funkcjonowanie rynku*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2002, s. 26–27.

⁵⁰ M. Nasiłowski, *System rynkowy. Podstawy mikro- i makroekonomii*, Wyd. Key Text, Warszawa 2013, s. 69.

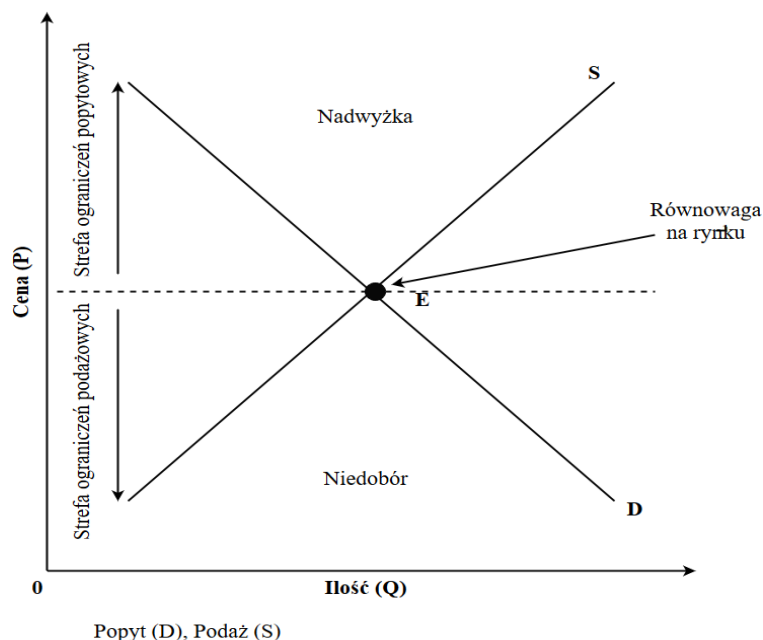
⁵¹ S. Mynarski, *op.cit.*, s. 29.

⁵² P.A. Samuelson, W.D. Nordhaus, *op.cit.*, s. 26.

⁵³ J. Gołębiowski, *op.cit.*, s. 41.

⁵⁴ B.R. Schiller, *The Micro Economy Today*, McGraw-Hill, New York 1991, s. 45–46.

Na rysunku 3 zaprezentowano układ krzywych popytu i podaży, które wyrażają zdolność nabywców do kupienia dobra oraz zdolność sprzedawców do zbycia towaru⁵⁵. Na podstawie ich układu można określić cenę oraz wielkość produkcji (transakcji) w stanie równowagi rynkowej.



RYSUNEK 3. Stan równowagi rynkowej

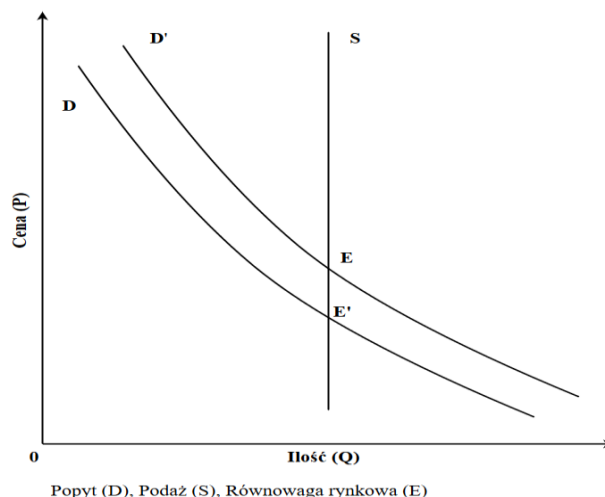
Źródło: Opracowanie własne na podstawie M. Tracy, *Polityka rolno-żywnościowa w gospodarce rynkowej. Wprowadzenie do teorii i praktyki*, OLYMPUS Centrum Edukacji i Rozwoju Biznesu, Warszawa 1997, s. 119.

Punkt równowagi rynkowej nie zawsze osiągnąć jest natychmiast, a w niektórych przypadkach może nawet nigdy nie zostać osiągnięty. To czy równowaga ta zostanie osiągnięta, i kiedy to nastąpi, uzależnione jest od efektywności rynku. W większości przypadków rynki rzadko charakteryzują się stabilnością, stąd też tak istotne jest rozważanie, jak rynki reagują na przesunięcia krzywych popytu oraz podaży. Rysunek 4 ilustruje kształtowanie się równowagi rynkowej w bardzo krótkim okresie w odniesieniu do towarów, które muszą zostać sprzedane bez względu na cenę⁵⁶. Przykładem takich produktów mogą być produkty ogrodnicze o niskiej trwałości, np. owoce miękkie. Taki układ krzywych popytu i podaży ma również miejsce w przypadku, gdy w pełni zostaną wykorzystane rezerwy produkcyjne a poziom podaży jest stały⁵⁷.

⁵⁵ P. Waniowski, *Strategie cenowe*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2003, s. 23.

⁵⁶ M. Tracy, *Polityka rolno-żywnościowa w gospodarce rynkowej. Wprowadzenie do teorii i praktyki*, OLYMPUS Centrum Edukacji i Rozwoju Biznesu, Warszawa 1997, s. 118.

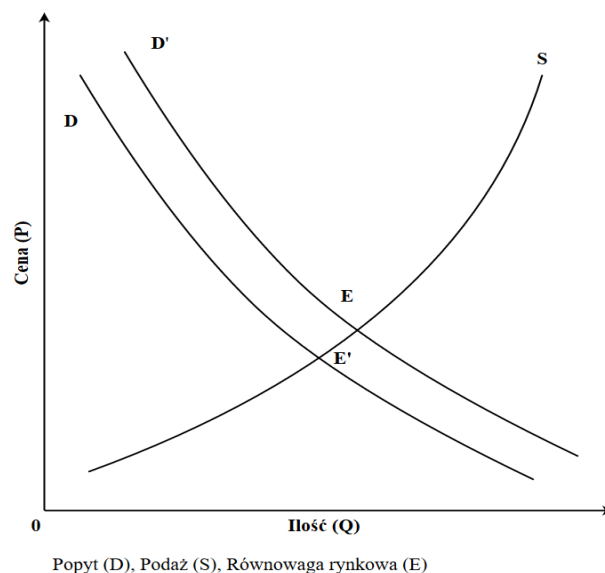
⁵⁷ M. Nasiłowski, *op.cit.*, s. 71.



RYSUNEK 4. Stan równowagi rynkowej w bardzo krótkim okresie

Źródło: M. Tracy, *Polityka rolno-żywnościowa w gospodarce rynkowej. Wprowadzenie do teorii i praktyki*, OLYMPUS Centrum Edukacji i Rozwoju Biznesu, Warszawa 1997, s. 119.

W sytuacji wzrostu popytu któremu towarzyszy wzrost podaży można wnioskować, że podmioty dysponowały wystarczającym poziomem zapasów i rezerw towarów w ilości, która umożliwiła szybką reakcję na pojawiający się wzrost popytu⁵⁸. Zjawisko to ilustruje rysunek 5, przedstawiający sytuację krótkookresową, w której podaż została dostosowana. Ilość sprzedanych towarów wzrosła, ale zwiększeniu uległa również ich cena⁵⁹.



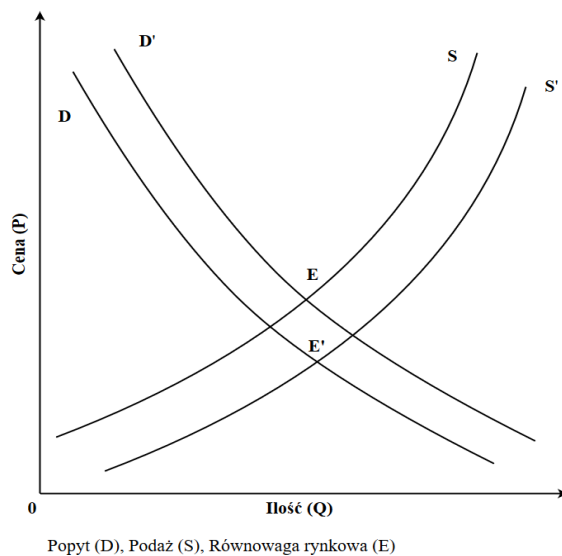
RYSUNEK 5. Stan równowagi rynkowej w perspektywie krótkookresowej

Źródło: B.T. Pashigian, *Price theory and applications*, McGraw-Hill, New York 1995.

⁵⁸ *Ibidem*.

⁵⁹ B.T. Pashigian, *Price theory and applications*, McGraw-Hill, New York 1995, s. 18–20.

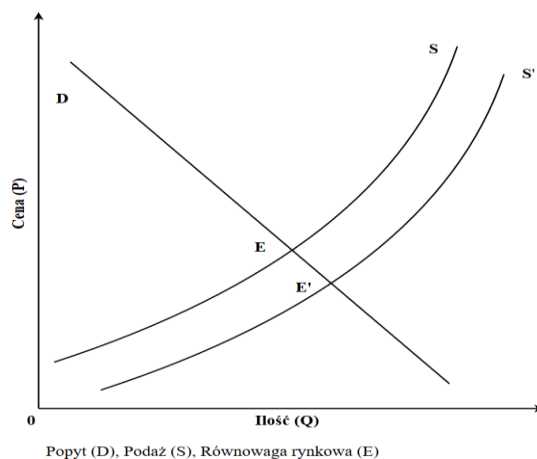
Układ krzywych popytu i podaży zilustrowany na rysunku 6, prezentuje sytuację przesunięcia zarówno krzywej popytu jak i podaży w długim okresie⁶⁰. Taka zmiana jest zazwyczaj efektem zwiększenia wielkości czynników produkcji, w celu osiągnięcia korzyści skali lub wprowadzenia nowych technologii⁶¹.



RYSUNEK 6. Stan równowagi rynkowej w długim okresie

Źródło: B.T. Pashigian, *Price theory and applications*, McGraw-Hill, New York 1995.

Rysunek 7 odzwierciedla przesunięcie krzywej podaży w przypadku popytu elastycznego. Zmiana ta powoduje wzrost ceny równowagi oraz spadek poziomu sprzedaży⁶².



RYSUNEK 7. Przesunięcie krzywej podaży w przypadku popytu elastycznego

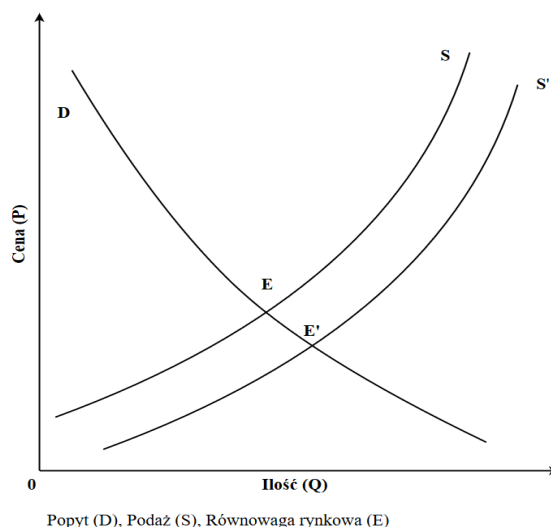
Źródło: B.T. Pashigian, *Price theory and applications*, McGraw-Hill, New York 1995.

⁶⁰ B.T. Pashigian, *op.cit.*, s. 21–22.

⁶¹ M. Tracy, *op.cit.*, s. 120.

⁶² D. Begg, G. Vernasca, S. Fischer, R. Dornbusch, *op.cit.*, s. 96.

Jak zauważa M. Tracy⁶³, popyt na produkty żywnościowe w większości przypadków jest nieelastyczny względem cen, co w konsekwencji powoduje, że zmiana podaży żywności związana jest w dużym stopniu ze zmianami cen na te produkty. Mając na uwadze charakter popytu na produkty żywnościowe oraz zależność poziomu podaży produktów rolnych (w tym owoców i warzyw) od warunków atmosferycznych, można wyjaśnić źródło znacznych wahań poziomu ich ceny. W przypadku gdy mamy do czynienia z popytem względnie nieelastycznym, wzrost podaży produktów prowadzi również do spadku cen, aczkolwiek jest on większy aniżeli w przypadku zilustrowanym na rysunku 8.



RYСУNEK 8. Przesunięcie krzywej podaży w przypadku popytu względnie nieelastycznego
Źródło: B.T. Pashigian, *Price theory and applications*, McGraw-Hill, New York 1995.

W gospodarce rynkowej mechanizm kształtowania się cen na poszczególnych rynkach wskazuje na jego efektywność i poprawne działanie, co służy określeniu kierunku przepływów działań sprzedażowych⁶⁴. Poznanie różnic cenowych pomiędzy rynkami jest ważnym ekonomicznym narzędziem analitycznym, umożliwiającym zrozumienie mechanizmu powiązań rynków, który będzie pomocny przy obieraniu polityki rozwoju tych podmiotów^{65,66}. Reakcje rynku na zmiany poziomu popytu, podaży i cen można analizować na wielu płaszczyznach, w tym czasowej⁶⁷. Rozpatrując równowagę rynkową w kontekście czasu, można wskazać równowagę statyczną, stacjonarną oraz dynamiczną. Równowaga statyczna to stan równowagi, który nie zmienia się w czasie, czyli jest od niego niezależna. Gdy mowa o równowadze stacjonarnej,

⁶³ M. Tracy, *op.cit.*, s. 120.

⁶⁴ H. Nessim, M.R. Dodge, *Kształtowanie cen. Strategie i procedury*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 1997, s. 63.

⁶⁵ K. Mushtaq, A. Gafoor, M. Dad, *Apple Market Integration: Implications for Sustainable Agricultural Development*, The Lahore Journal of Economics, Vol. 13(1), 2008, s. 130–133.

⁶⁶ W.S. Mtumbuka, L. Mapemba, B. Maonga, M. Mwabumba, *Spatial price integration among selected bean markets in Malawi. A threshold autoregressive model approach*, International Food Policy Research Institute, Working paper No. 07, 2014, s. 3.

⁶⁷ M. Tracy, *op.cit.*, s. 118.

wskazuje się na stan równowagi, który zmienia się w czasie, aczkolwiek jest on niezależny od czasu. Równowaga dynamiczna natomiast jest równowagą, która zmienia się w czasie oraz jest od niego zależna. Występowanie opóźnień po stronie podaży albo popytu oznacza równowagę cykliczną⁶⁸. Należy przy tym pamiętać, że pod wpływem warunków i czynników kształtujących rynek podlega on ciągłym zmianom⁶⁹. Należy również zauważyć, że na rynku występuje zjawisko asymetrii informacyjnej, która jest jedną z kilku niedoskonałości rynku⁷⁰ i może wpływać na zaburzenia w przesyłaniu informacji cenowych.

Rynki produktów ogrodniczych i mechanizmy nimi kierujące funkcjonują na podobnych zasadach jak w przypadku rynków innych produktów, zachowując przy tym swoją specyfikę. Rynek owoców i warzyw postrzegany jest jako element rynku rolniczego, ale wyróżniający się występowaniem autonomicznych rynków lokalnych, wysokim poziomem sezonowości, znacznym udziałem małych, nieorganizowanych podmiotów, oraz szerokim asortymentem produktów o zróżnicowanym poziomie jakości^{71,72}. Należy podkreślić, że produkty ogrodnicze charakteryzują się znacznym zróżnicowaniem, pod względem trwałości, tolerancją na transport, a także niejednorodności pod względem jakości i zasad przygotowania towaru do sprzedaży, co wpływa w istotnym stopniu na niestabilność rynku ogrodniczego.

Ceny na rynku owoców i warzyw determinowane są przez wiele czynników⁷³, których siła i kierunek oddziaływania są bardzo trudne do przewidzenia. Należy podkreślić, że charakteryzują się one licznymi wahaniami, głównie sezonowymi^{74,75}, które związane są również z regularnymi cyklami produkcyjnymi i cenowymi. Należy podkreślić, że ceny owoców i warzyw na rynkach hurtowych ulegają również istotnym wahanom w cyklu dobowym. Zjawiska te znacząco ograniczają możliwości prognozowania cen w przyszłości⁷⁶. Charakterystycznym jest, że ceny produktów rolno-spożywczych są parametrem bardzo zindywidualizowanym i dotyczą zawsze konkretnego produktu na danym rynku. Co więcej, wartość ta jest odmienna dla konkretnej

⁶⁸ S. Mynarski, *Analiza rynku. Makromechanizmy*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków 2000, s. 15, 19.

⁶⁹ J. Gołębiowski, *op.cit.*, s. 37.

⁷⁰ A. Daniłowska, *Asymetria informacyjna i jej przewyższanie na rynku kredytów rolniczych*. Roczniki Nauk Rolniczych Seria G, Tom 95, 2008, s. 38.

⁷¹ T. Filipiak, *Zmiany na rynku warzyw i w gospodarstwach warzywniczych w Polsce po integracji z Unią Europejską*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2014, s. 15–17.

⁷² W. Pizło, *Rynek owoców w Polsce i wybranych krajach Unii Europejskiej – ujęcie teoretyczne i empiryczne*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2001, s. 27.

⁷³ K. Świetlik, *Ceny żywności w procesie rynkowych przemian polskiej gospodarki (1994–2004)*, Studia i Monografie, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2008, s. 68–91.

⁷⁴ E.W. McLaughlin, *The dynamics of fresh and vegetable pricing in the supermarket channel*, *Preventive Medicine*, Vol. 39, 2004, s. 81–87.

⁷⁵ M.A. Jerzak, *Towarowe instrumenty pochodne w zarządzaniu ryzykiem cenowym w rolnictwie*, Roczniki Naukowe Ekonomii Rolnictwa i Rozwoju Obszarów Wiejskich, T. 101, Z. 4, 2014 s. 78–79.

⁷⁶ N. Apergis, A. Rezitis, *Agricultural rice volatility spillover: the case of Greece*, *European Review of Agricultural Economics*, No. 30(3), 2003, s. 389–406.

jednostki określonego produktu^{77,78}. Większa niestabilność cen na rynku owoców i warzyw, jak na całym rynku rolnym, odróżnia go od większości rynków⁷⁹. W przypadku rynku owoców i warzyw dla bezpośredniej konsumpcji ważne jest, aby przepływ impulsów cenowych przebiegał sprawnie, natomiast informacja cenowa odzwierciedlała decyzje podmiotów uczestniczących w obrocie tymi artykułami^{80,81}.

Przestrzenny model równowagi rynkowej

Analiza relacji przestrzennej cen dąży do wyjaśnienia przestrzennych aspektów funkcjonowania i interakcji rynków^{82,83}. Powiązanie cenowe pomiędzy rynkami rolnymi na tym samym poziomie łańcucha dystrybucji określa się poziomą transmisją cen. Jest ona związana z przenoszeniem impulsów cenowych tych samych produktów w różnych lokalizacjach. Zjawisko to w literaturze światowej (anglojęzycznej) definiowane jest jako przestrzenna transmisja cen (ang. *spatial price transmission*) lub integracja przestrzenna rynków (ang. *spatial market integration*). Integracja rynków odgrywa istotną rolę w teorii ekonomii. Określając poziom integracji rynku, należy skierować uwagę w stronę sprawności rynku i odpowiedzieć na pytanie dotyczące tego, czy badany rynek można określić jako efektywny⁸⁴. W ujęciu makroekonomicznym, integracja jest procesem, który polega na zacieśnianiu współpracy i łączeniu gospodarek (rynków), który jest możliwy dzięki eliminacji barier ekonomicznych pomiędzy tymi rynkami. Jak podaje F. Machlup⁸⁵, pojęcie to w literaturze po raz pierwszy zostało użyte w latach 30. XX wieku. Jako podstawowe kwestie będące przedmiotem teorii integracji wymienia się liberalizację oraz wzajemne relacje pomiędzy rynkiem dóbr i rynkiem czynników produkcji⁸⁶. Jak wskazuje J. Rembeza⁸⁷, integracja gospodarcza jest jednym z ważniejszych zjawisk, jakie miały miejsce w gospodarce w ostatnich kilkudziesięciu latach. Pomimo że pojęcie integracji najczęściej odnosi się do gospodarki międzynarodowej, można go również analizować w obrębie kraju. Jak podkreśla

⁷⁷ K. Meredyk, *Teoria ekonomii, t. I, Mikroekonomia*, Wydawnictwo Uniwersytetu w Białymstoku, Białystok 2000, s. 123–128.

⁷⁸ K. Łęczycki, *Poziom, kierunki zmian i stabilność cen roślin przemysłowych w Polsce w latach 1995–2010*, Roczniki Naukowe SERiA, T. XV, Z. 1, 2014, s. 127–134.

⁷⁹ R. Schnepf, *Price Determination in Agricultural Commodity Markets: A Primer*, [w:] Fisher M.N. (red.) *The Price of Food*, 2008, s. 1–47.

⁸⁰ M.J. Roche, K. McQuinn, *Grain price volatility in a small open economy*, *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 30(1), 2003, s. 77–98.

⁸¹ I. Reziti, Y. Panagopoulos, *Asymmetric Price Transmission in the Greek Agri-Food Sector: Some Tests*, *Agribusiness*, Vol. 24(1), s. 16–30.

⁸² T. Serra, J.M. Gil, B.K. Goodwin, *Local polynomial fitting and spatial price relationships: price transmission in EU pork markets*, *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 33(3), 2006, s. 415.

⁸³ B. Stachowia, *Wykorzystanie ekonomii przestrzennej w procesach rozwoju gospodarczego*, *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Przyrodniczo-Humanistycznego w Siedlcach*, Nr 97, 2013, s. 215.

⁸⁴ P.L. Fackler, B.K. Goodwin, *Spatial price analysis*, [w:] Arrow K., Intriligator M.D. (red.), *Handbook of Agricultural Economics*, Vol. 1b, North-Holland, Amsterdam 2001, s. 990.

⁸⁵ F. Machlup, *A history of thought on economic integration*, Columbia University Press, New York 1997,

⁸⁶ Z. Wysokińska, J. Witkowska, *Integracja Europejska*, Wydawnictwo PWN, Warszawa 2002, s. 9–11.

⁸⁷ J. Rembeza, *Transmisja cen w gospodarce polskiej*, Wydawnictwo Uczelniane Politechniki Koszalińskiej, Koszalin 2010, s. 46–49.

J. Rembeza, w wymiarze ekonomicznym, integracja rynków związana jest z przepływem produktów, czynników produkcji, a także technologii i informacji. Aby była ona efektywna, wymaga sukcesywnej likwidacji barier, które występują pomiędzy poszczególnymi rynkami. O istocie integracji decydują zaś zjawiska, które zachodzą w sferze realnej i związane są z funkcjonowaniem zarówno rynków produktów, jak również rynków czynników produkcji. Timmer i współautorzy⁸⁸ wskazują na dwa podstawowe rodzaje integracji, a mianowicie integrację w układzie pionowym oraz przestrzennym (poziomym). Integracja pionowa odnosi się do powiązań pomiędzy podmiotami, które prowadzą działania mające na celu powstanie produktu finalnego. Integracja przestrzenna, która będzie przedmiotem badań, dotyczy powiązań pomiędzy rynkami, które są rozdzielone w przestrzeni.

Przestrzenna integracja rynków odnosi się do przepływu impulsów cenowych oraz ich relacji pomiędzy poszczególnymi rynkami (tzw. transmisji cen). Definiowana jest jako sprawność przekazywania sygnałów cenowych i informacji pomiędzy rynkami w różnych regionach kraju, lub pomiędzy rynkami zlokalizowanymi w różnych krajach^{89,90}. W myśl tej definicji o integracji rynków można mówić w sytuacji, gdy ceny na jednym rynku powodują analogiczną zmianę cen na innym rynku. Według B.K. Goodwina i T.C. Schroedera⁹¹ o integracji dwóch rynków można mówić w sytuacji, gdy zmiana cen na jednym rynku znajduje pełne odzwierciedlenie w zmianie poziomu cen na innym rynku. Z uwagi na fakt, iż poziom cen w gospodarce kształtowany jest na podstawie relacji podaży i popytu, poziom integracji rynku można zdefiniować również jako miarę, w jakim stopniu fluktuacja tych dwóch zmiennych na danym rynku jest przekazywana na pozostałe powiązane ze sobą rynki^{92,93,94}. Podobne poglądy prezentują P.L. Fackler i B.K. Goodwin, którzy definiują integrację przestrzenną jako miarę stopnia w jakim zmiany podaży i popytu są przekazywane z jednego na drugi rynek, co w konsekwencji powinno prowadzić do przekazania impulsów cenowych pomiędzy analizowanymi rynkami⁹⁵. W.G. Tomek i K.L. Robinson⁹⁶ definiują integrację rynku jako sytuację, w której spełnione są dwa warunki, mianowicie ceny między dwoma

⁸⁸ C.P. Timmer, W.P. Falcon, S.R. Pearson, *Food Policy Analysis*, Johns Hopkins University Press, Baltimore 1983, s. 8, 16, 21.

⁸⁹ F. Goletti, R. Ahmed, N. Farid, *Structural determinant of market integration: The case study of rice in Bangladesh*, The Development Economics, Vol. XXXII – 2, 1995, s. 196–198.

⁹⁰ A. Ghafoor, K. Mustafa, K. Mushtaq, Abedulla, *Cointegration and Causality: An Application to Major Mango Markets in Pakistan*, Lahore Journal Economics, Vol. 14(1), 2009, s. 85–91.

⁹¹ B.K. Goodwin, T.C. Schroeder, *Cointegration tests and spatial price linkages in regional cattle markets*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 73 (2), 1991, s. 452–464.

⁹² F. Goletti, R. Ahmed, N. Farid, *op.cit.*, s. 196–198.

⁹³ C.B. Barrett, *Markets analysis methods: Are our enriched tool kits well suited to enlivened markets?*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 78, 1996, s. 825–828.

⁹⁴ A. Negassa, R. Meyers, E. Gabre-Maldhin, *Analyzing the grain market efficiency in developing countries: Review of existing methods and extensions to the parity bound model, Market trade and institutions division*, Discussion paper no. 66, International Food Policy Research Institute, Washington DC 2004, s. 5–8.

⁹⁵ P.L. Fackler, B.K. Goodwin, *Spatial price analysis*, [w:] Gardner B.L., Rausser G.C. (red.), *Handbook of Agricultural Economics*, Vol. 1b, North-Holland, 2001, s. 972–1025.

⁹⁶ W.G. Tomek, K.L. Robinson, *Agricultural product prices*, Ithaca, Cornell University Press, New York 1981, s. 150–158.

rynkami, które prowadzą handel różnią się między sobą wielkością kosztów transakcyjnych, zaś w przypadku rynków pomiędzy którymi nie występuje wymiana handlowa, ceny te mogą być mniejsze lub większe niż koszty transakcyjne. Integracja przestrzenna rynków daje możliwość stworzenia warunków konkurencyjnych pomiędzy rynkami, na których ceny są zróżnicowane w głównej mierze za sprawą kosztów transakcyjnych⁹⁷ oraz zmian podaży-popytowych, co w konsekwencji powinno prowadzić do wspólnego ustalenia cen na różnych rynkach⁹⁸. A. Ghafoor, K. Mustafa, K. Mushtaq i Abdullah⁹⁹ definiują integrację przestrzennie oddalonych rynków jako jednoczesne zmiany lub długookresowe relacje między cenami, które możliwe są dzięki sprawnemu przekazywaniu sygnałów cenowych i informacji pomiędzy rynkami. Natomiast B. Harris¹⁰⁰ uważa, że integracja rynków jest procesem, który polega na występowaniu korelacji cen pomiędzy wybranymi rynkami. Według B.K. Goodwina i T.C. Schroedera¹⁰¹ integracja rynków występuje w sytuacji, gdy zmiany cen są silnie dodatnio skorelowane (zmiany cen produktów na jednym rynku są niemalże odzwierciedleniem zmian cen tych samych produktów na innym rynku). O znaczeniu współzależności cen na rynkach zintegrowanych wskazują również E. Monke i T. Petzel¹⁰², K. McNew¹⁰³ oraz B. Baulch¹⁰⁴.

W warunkach liberalizacji procesy integracji rynków towarowych i usług nabrały przyspieszenia. Jednostki przestrzenne, takie jak m.in. regiony czy państwa, podlegają wpływom sąsiadujących jednostek przestrzennych. Są one tym samym zależne od zachodzących w nich procesów ekonomicznych, politycznych oraz społecznych. Z teoretycznego punktu widzenia opartego na teorii ekonomii, ceny między lokalizacjami mogą być zróżnicowane. Wynika to między innymi z restrykcji handlowych czy kosztów transportu, a w ujęciu międzynarodowym z wahań kursu walutowego oraz niejednorodnych stawek podatkowych. A. Dzik-Walczak¹⁰⁵ podkreśla jednocześnie, że przestrzenne zróżnicowanie cen wynika z przenikania się czynników makro- i mikroekonomicznych, takich jak pozyskanie informacji, różnice w fiskalnych regulacjach, koszty marketingu, koszty transakcyjne, różnice kulturowe, lokalne preferencje czy rozmiar rynku. Jednocześnie na podstawie teorii ekonomii można oczekiwać, że wzrost stopnia integracji ekonomicznej wpływa na wyrównywanie się cen na rynku. Starania mające na celu redukcję nierówności pomiędzy gospodarkami i rynkami sprzyjają procesowi konwergencji cenowej.

⁹⁷ C.B. Barrett, J. Li, *op.cit.*, s. 292–307.

⁹⁸ I. Sanogo, M.M. Amadou, *Rice market integration and food security in Nepal: The role of cross-border trade with India*, Food Policy Vol. 35(4), 2010, s. 312–322.

⁹⁹ A. Ghafoor, K. Mustafa, K. Mushtaq, Abedulla, *op.cit.*, s. 85–113.

¹⁰⁰ B. Harris, *There is method in my madness: or is it vice versa? Measuring agricultural market performance*, Food Research Institute Studies, Vol. 17, No. 2, 1979, s. 197–218.

¹⁰¹ B.K. Goodwin, T.C. Schroeder, *op.cit.*, s. 452–464.

¹⁰² E. Monke, T. Petzel, *Market integration: an application to internal trade of cotton*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 66, 1984, s. 481–487.

¹⁰³ K. McNew, *Spatial market integration: definition, theory and evidence*, Agricultural and Resource Economics Review, Vol. 25, No. 1, 1996, s. 1–11.

¹⁰⁴ B. Baulch, *Testing for market integration*, Journal of Development Studies, No. 33, 1997, s. 512–534.

¹⁰⁵ A. Dzik-Walczak, *Formy integracji rynku a konwergencja cenowa w krajach Unii Europejskiej*, Praca doktorska, Uniwersytet Warszawski, 2013, s. 9–12.

Pomiar integracji rynków może stać się podstawowym narzędziem do zrozumienia ich funkcjonowania¹⁰⁶. Należy jednocześnie nadmienić, że w przypadku gdy rynki są zintegrowane sytuacja na danym rynku będzie miała odzwierciedlenie w sytuacji na pozostałych. Stąd też poznanie poziomu i siły integracji poszczególnych rynków jest istotne między innymi dla prowadzonej polityki sprzedażowej^{107,108}. Poprzez analizę integracji rynku można również dokonać oceny prędkości transmisji, co ułatwia prognozowanie cen na poszczególnych rynkach¹⁰⁹. H.D. Lohano, F.M. Mari i R.A. Memon¹¹⁰ zwrócili uwagę, że integracja rynku produktów rolnych ma istotne znaczenie w rozwoju kraju, podkreślając, że informacje na temat stopnia integracji rynku mogą być wykorzystane przez rząd do opracowania strategii, która może służyć do rozwoju tych rynków. P.L. Fackler i B.K. Goodwin¹¹¹ zauważyli, że posiadając kompleksowy zestaw przestrzennych powiązań cen, uzyskuje się możliwość oceny sprawności rynków. Ocena sprawności rynków w sektorze rolno-spożywczym powinna opierać się na kompleksowej analizie powiązań cenowych pomiędzy badanymi rynkami. Brak integracji rynków prowadzi do zaburzeń w przesyłaniu sygnałów cenowych pomiędzy nimi, co skutkuje nieefektywną alokacją zasobów i błędnymi decyzjami odnośnie miejsca sprzedaży produktów. W perspektywie długoterminowej może to prowadzić do nadwyżki produktów na danym rynku¹¹², powodującej obniżenie cen i zmniejszenie dochodowości gospodarstw rolnych¹¹³. Integracja rynku produktów żywnościowych gwarantuje występowanie równowagi w dystrybucji produktów żywnościowych¹¹⁴. Zdaniem Z. Tahira i K. Riaz¹¹⁵ na rynkach surowców rolnych istnieje kilka przeszkód, które mogą mieć wpływ na ich sprawne funkcjonowanie. Wśród tych najistotniejszych wymieniają niewystarczającą infrastrukturę transportową, trudności w dostępie do informacji rynkowej oraz oligopolistyczne struktury rynkowe.

Poziom integracji rynku w wielu przypadkach określany jest na podstawie modelu prawa jednej ceny¹¹⁶. Wskazuje ono, że na powiązanych rynkach (zintegrowanych) za sprawą działań handlowych oraz arbitrażu cenowego, produkty posiadają tę samą

¹⁰⁶ M. Ravallion, *Testing market integration*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 68, 1986, s. 102–109.

¹⁰⁷ W. Amha, *Maize market in Ethiopia: Liberalization and price integration issues*, Ethiopian Journal of Development Research, Vol. 21(1), 1999, s. 79–110.

¹⁰⁸ C.B. Barrett, *op.cit.*, s. 825–829.

¹⁰⁹ S. Dercon, *On Market Integration and Liberalization: Method and Application to Ethiopia*, Journal of Development Studies, No. 32, 1995, s. 114–122.

¹¹⁰ H.D. Lohano, F.M. Mari, R.A. Memon, *Testing Onion Market Integration in Pakistan*, The Pakistan Development Review, No. 44(4), 2005, s. 717–728.

¹¹¹ P.L. Fackler, B.K. Goodwin, *op.cit.*, s. 990–991.

¹¹² Z. Tahir, K. Riaz, *Integration of Agricultural Commodity Market in Punjab*, The Pakistan Development Review, No. 36 (3), 1997, s. 241–242.

¹¹³ H. Runowski, *Kierunki i skala zmian dochodów rolniczych w krajach Unii Europejskiej w latach 2005-2014*, Roczniki Naukowe SERiA Nr XVII, Z. 6, 2015, s. 233.

¹¹⁴ E.W. Chirwa, *Food Pricing Reforms and Price Transmission in Malawi: Implications for Food Policy and Food Security*, Working Papers No. WC/04/01, 2001, s. 5–7.

¹¹⁵ Z. Tahir, K. Riaz, *op.cit.*, s. 241.

¹¹⁶ D. Richardson, *Some empirical evidence on commodity arbitrage and the Law of One Price*, Journal of International Economics, No. 8, 1978, s. 341–351.

cenę, która może być zredukowana jedynie o koszty transakcyjne¹¹⁷. Według A. Marshalla¹¹⁸, za rynek doskonały można uznawać rynek, na którym cena za dane dobro w tym samym czasie we wszystkich jego częściach jest taka sama. Jak wskazują W.G. Tomek i K.L. Robinson¹¹⁹, przestrzenne związki pomiędzy cenami w istotnym stopniu determinowane są poprzez poziom kosztów transferowych. Stąd też pojęcie integracji rynków w literaturze związane jest z prawem jednej ceny (ang. *The Law of One Price* – LOOP)^{120,121}. Zgodnie z założeniami prawa jednej ceny w danym czasie na jednym rynku dane dobro ma jednakową cenę. W przypadku rynków sąsiadujących ceny te mogą się różnić, aczkolwiek różnica ta nie powinna być większa niż koszty transportu¹²². Istotność prawa jednej ceny jako punktu wyjścia dla teoretycznych rozważań konwergencji cenowej podkreśla A. Dzik-Walczak¹²³, wskazując jednocześnie, że na konkurencyjnych rynkach, które są wolne od kosztów transportu i barier handlowych, homogeniczne dobra są sprzedawane po tej samej cenie. Prawo jednej ceny jest jednak najprawdopodobniej jednym z najbardziej podważanych przez badania empiryczne twierdzeń w ekonomii¹²⁴. Jednocześnie P.L. Fackler i B.K. Goodwin¹²⁵ podkreślają, że prawo jednej ceny jest tylko jednym z kilku warunków dla efektywnego funkcjonowania rynku. Warto odnotować, iż naruszenie prawa jednej ceny może świadczyć o nieefektywnym działaniu rynków¹²⁶. Jak sugeruje D. Miljkovic¹²⁷, zintegrowane rynki powinny cechować się nie tylko równowagą pomiędzy cenami, ale również fizycznym przepływem towarów pomiędzy nimi. Podkreśla jednocześnie, że w krótkiej perspektywie ceny nie muszą być równe, pomimo że rynki są zintegrowane, a zakładając, że istnieje arbitraż na rynku, wyrównanie cen może nastąpić w długiej perspektywie. Według J. Baffesa¹²⁸ nie ma dowodów na poparcie LOOP jako długookresowej relacji cen. C.B. Barrett, J.R. Li oraz D. Bailey¹²⁹ poddali krytyce zasadność testowania integracji przestrzennej rynków znajdujących się w dużej odległości, silnie

¹¹⁷ M. Hamulczuk, *Asymetria w transmisji cen pszenicy paszowej między rynkiem polskim i niemieckim*, Journal of Agribusiness and Rural Development, Vol. 1(35), 2015, s. 57–65.

¹¹⁸ A. Marshall, *Principles of Economics*, 8th edn., Macmillan Company, New York, 1890, s. 325.

¹¹⁹ W.G. Tomek, K.L. Robinson, *Kreowanie cen artykułów rolnych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2001, s. 141–156.

¹²⁰ P.L. Fackler, B.K. Goodwin, *op.cit.*, s. 990.

¹²¹ P. Conforti, *Price transmission in selected agricultural markets*, FAO Commodity and Trade Policy Research, Working Paper no. 7, 2004, s. 1–2.

¹²² A. Woś, *Agrobiznes. Makroekonomika*, Tom 1, Wydawnictwo Key Text, Warszawa 1998, s. 52.

¹²³ A. Dzik-Walczak, *op.cit.*, s. 9–12, 20.

¹²⁴ J. Williamson, *Target zones and the management of the dollar*, Brookings Papers on Economic Activity, No. 17, 1986, s. 165–174.

¹²⁵ P.L. Fackler, B.K. Goodwin, *op.cit.*, s. 980–990.

¹²⁶ G. Federico, *Market integration and market efficiency: The case of 19th century Italy*, Explorations in Economic History, No. 44, 2007, s. 293–296.

¹²⁷ D. Miljkovic, *U.S. and Canadian livestock prices: Market integration and trade dependence*, Applied Economics No. 41 (2), 2009, s. 184–187.

¹²⁸ J. Baffes, *Some Further Evidence on the Law of One Price: The law of one price still holds*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 73, 1991, s. 1270–1273.

¹²⁹ C.B. Barrett, J.R. Li, D. Bailey, *Factor and Product Market Tradability and Equilibrium In Pacific Rim Pork Industries*, Journal of Agricultural and Resource Economics, No. 25, 2000, s. 71.

zróznicowanych, stosując wyłącznie dane dotyczące cen. Pomimo kontrowersji odnośnie stosowania LOOP w ocenie poziomu integracji przestrzennej rynków, w badaniach ekonomistów jest ona podstawą do testowania tych zależności.

Wyjaśniając mechanizm przestrzennej transmisji cen, należy mieć na uwadze przestrzenny arbitraż cenowy, który wskazuje, że różnice między cenami produktu w zależności od lokalizacji rynku nie przekraczają kosztów transakcyjnych, do których należy zaliczyć między innymi transport, załadunek itd.¹³⁰. Jak podają P.L. Fackler i B.K. Goodwin¹³¹, dla wielu ekonomistów arbitraż cenowy jest punktem wyjścia dla każdego modelu przestrzennej polityki cenowej. Działanie arbitrażu powinno zapewnić, że ceny tego samego produktu na różnych rynkach powinny różnić się najwyżej kosztami transportu tego produktu pomiędzy rynkami. Aczkolwiek w przypadku, gdy różnica poziomu cen pomiędzy dwoma rynkami będzie niższa niż koszt transakcji, racjonalnym jest, iż podmioty działające pomiędzy tymi rynkami zaprzestaną swojej działalności, co spowoduje uzależnienie cen na rynkach od lokalnych uwarunkowań popytu i podaży. W takim przypadku ceny będą kształtować się niezależnie na poszczególnych rynkach i błędnym byłoby wnioskowanie jakoby rynki te nie były zintegrowane¹³². R.K. Paul i K. Sinha¹³³ podkreślają fakt, iż słabo zintegrowane rynki prowadzą do asymetrii w transmisji cen, która przyczynia się do nieefektywnej alokacji zasobów. J. Pippenger i L. Phillips¹³⁴ wskazują, że aby móc mówić o skutecznym arbitrażu cen, muszą zostać spełnione takie warunki jak: homogeniczność produktów, istnienie możliwości ich odsprzedaży oraz brak ryzyka wynikającego z podjętych działań. Niestety, prowadzone badania w większości naruszają przynajmniej jedno z tych założeń. Ekonomisci podkreślają, że na zintegrowanych rynkach regionalnych mogą istnieć różnice w poziomach cen, jednakże w dłuższej perspektywie mechanizmy rynkowe prowadzą do ich wyrównania. Jeżeli na równoległych rynkach różnica ta utrzymuje się w długim okresie, nie można wskazywać jakoby były one zintegrowane¹³⁵. W związku z powyższymi rozważaniami pojęcie integracji przestrzennej rynków można zdefiniować jako zjawisko odzwierciedlające skutki zmiany cen na jednym rynku na ceny tego samego produktu na innym rynku.

¹³⁰ M. Hamulczuk, *Asymetria w transmisji cen... op.cit.*, s. 212–223.

¹³¹ P.L. Fackler, B.K. Goodwin, *op.cit.*, s. 990.

¹³² B. Van Camphenout, *Modelling trends in food market integration: Method and an application to Tanzanian maize markets*, Food Policy, No. 32, 2007, s. 114–116.

¹³³ R.K. Paul, P. Sinha, *Spatial market integration among major coffee markets in India*, Journal of the Indian Society of Agricultural Statistics, 69(3), 2015, s. 281, 287.

¹³⁴ J. Pippenger, L. Phillips, *Some pitfalls in testing the law of one price in commodity markets*, Journal of International Money and Finance, No. 27, 2008, s. 916–917.

¹³⁵ P.L. Fackler, B.K. Goodwin, *op.cit.*, s. 899–990.

Pomiar integracji przestrzennej rynków w badaniach empirycznych

Kwestia integracji rynków w sektorze rolnym była przedmiotem wielu badań empirycznych. Jednakże w większości przypadków odnosiła się do rynków produktów rolnych. Stosunkowo niewiele analiz zostało przeprowadzonych w odniesieniu do owoców i warzyw.

Pierwsze badania integracji przestrzennej rynku z wykorzystaniem szeregów czasowych cen żywności sięgają 1960 roku, jednak P.L. Fackler i B.K. Goodwin¹³⁶ wskazując, że pierwsze badania integracji rynków oparte na analizie korelacji przeprowadził I.D. Mahendru w 1937 roku¹³⁷. Badania te dotyczyły rynku pszenicy, i obejmowały analizę cen dwutygodniowych w okresie sześciu miesięcy, na czterech rynkach Pendżabu. Jako kolejne w tym zakresie można wskazać badania przeprowadzone przez U. Lelesa¹³⁸ oraz W. Jonesa¹³⁹, którzy oszacowali korelację pomiędzy cenami na dwóch oddalonych od siebie rynkach. W przypadku, gdy poziom współczynnika korelacji liniowej Pearsona był większy niż 0,7 lub 0,8, U. Leles i W. Jones przyjmowali hipotezę, że dwa przestrzennie oddalone rynki należy traktować jako zintegrowane. T. Takayama oraz G.G. Judy¹⁴⁰ prowadząc rozważania nad równowagą pomiędzy rynkami oddzielnymi przestrzennie, zauważyli, że transakcje na zintegrowanych rynkach kształtują się na podobnym poziomie, zaś koszty dokonywanych transakcji nie mają wpływu na poziom integracji rynków. Zauważyli, że gdy dany region geograficzny zostanie podzielony na kilka podregionów, to obserwowany jest charakterystyczny model konkurencji doskonałej, zaś koszty transakcyjne w takim układzie są zerowe. W 1966 roku Z.Y. Jasdanwalla¹⁴¹ dokonał oceny powiązań rynków geograficznych z wykorzystaniem miesięcznych cen orzeszków ziemnych w Indiach. Na podstawie cen tego samego produktu O. Badiane, J.M. Ulimwengu i F. Wouterse¹⁴² zbadali zintegrowanie rynków w Senegalu. W ostatnich trzech dziesięcioleciach, tj. w latach 1985–2015, znacznie wzrosło zainteresowanie ekonomistów badaniem integracji przestrzennie oddalonych rynków surowców rolnych. W 1986 roku M. Ravallion¹⁴³ przeprowadził badania przestrzennego zróżnicowania cen ryżu w Bangladeszu. Ocena ta została przeprowadzona przy wykorzystaniu danych miesięcznych, w okresie od lipca 1972 roku do czerwca

¹³⁶ *Ibidem*.

¹³⁷ I.D. Mahendru, *Some Factors Affecting the Price of Wheat in the Punjab*, Publication No. 49, 1937, za: P.L. Fackler, B.K. Goodwin, *Spatial price analysis*, [w:] Gardner B.L., Rausser G.C. (red.), *Handbook of Agricultural Economics*, Volume 1b, North-Holland, 2001, s. 990.

¹³⁸ U. Lele, *Market integration: a study of sorghum prices in Western India*, *Journal of Farm Economics*, No. 49(1), 1967, s. 149–59.

¹³⁹ W. Jones, *The structure of staple food marketing in Nigeria as revealed by rice analysis*, *Food Research Institute Studies*, No. 8(2), 1968, s. 95–124.

¹⁴⁰ T. Takayama, G.G. Judge, *Equilibrium among spatially separated markets: A reformulation*, *Econometrica*, Vol. 32(4), 1964, s. 522–524.

¹⁴¹ Z.Y. Jasdanwalla, *Marketing Efficiency in Indian Agriculture*, Allied Publishers House, Bombay 1966,

¹⁴² O. Badiane, J.M. Ulimwengu, F. Wouterse, *Spatial Price Transmission and Market Integration in Senegal's Groundnut Market*, *International Food Policy Research Institute Series*, No. 1014, 2010, s. 1–22.

¹⁴³ M. Ravallion, *op.cit.*, s. 102, 106.

1975 roku. Ceny ryżu stały się podstawą do oceny poziomu integracji rynku również dla T.B. Palaskasa i B. Harriss-White¹⁴⁴. Wyniki ich badań wykazały, że rynki te są zintegrowane, aczkolwiek hipoteza pełnej integracji rynków została odrzucona. Wynikało to między innymi z izolacji fizycznej tych rynków, złożoności instytucjonalnej, różnic w systemach marketingowych, a także z różnic w kształtowaniu polityki cenowej. Badania poziomu integracji przestrzennej wybranych rynków ryżu w Indonezji zostały przeprowadzone przez C. Alexandera i J. Wyetha¹⁴⁵. Z uwagi na fakt, iż ryż jest jednym z najważniejszych zbóż w gospodarce światowej¹⁴⁶, jego ceny posłużyły do zbadania poziomu integracji rynków dla wielu ekonomistów, między innymi Z.Y. Zhou, G.H. Wan i L.B. Chen¹⁴⁷, którzy wykazali brak integracji tego rynku w Chinach. Podobne wnioski wysnuli L.D. Trung, T.N.M. Tam, B. Baulch oraz H. Hansen¹⁴⁸, którzy badali poziom integracji rynku ryżu w Wietnamie. Poziom cen tego produktu wykorzystali również S. Jayasuriya, J.H. Kim wraz z P. Kumar¹⁴⁹ w celu oceny zintegrowania rynku w Indiach z rynkami światowymi. Badania te wykazały występowanie transmisji cen pomiędzy analizowanymi rynkami ryżu. Natomiast J.P. Loy oraz P. Wehrheim¹⁵⁰ dokonując oceny zmiany poziomu integracji rynków hurtowych po zmianach ustrojowych w Rosji, wykazali, że rynki regionalne wołowiny, masła, jaj, ziemniaków, cukru, warzyw oraz oleju w tym kraju cechują się wysokim poziomem integracji. A.J. Sanjuán i J.M. Gil¹⁵¹ zbadali natomiast relację pomiędzy cenami na rynkach mięsa wieprzowego oraz baraniny w UE w okresie od końca lat osiemdziesiątych do połowy lat dziewięćdziesiątych XX wieku, wskazując, iż europejskie rynki obu towarów są zintegrowane.

D. Serebrennikov, L. Götz i T. Glauben¹⁵² analizując rynek wewnętrzny pszenicy w Rosji, zauważyli, że w przypadku zamknięcia się tych rynków na międzynarodową

¹⁴⁴ T.B. Palaskas, B. Harriss-White, *Testing Market Integration: New Approaches with Case Material from the West Bengal Food Economy*, Journal of Development Studies, No. 30(1), 1993, s. 1–2.

¹⁴⁵ C. Alexander, J. Wyeth, *Cointegration and Market Integration: An Application to the Indonesian Rice Market*, The Journal of Development Studies, 30 (2), 1994, s. 303–304.

¹⁴⁶ B.S. Chauhan, K. Jabran, G. Mahajan, *Rice Production Worldwide*, Springer International Publishing, 2017, s. 1–2.

¹⁴⁷ Z.Y. Zhou, G.H. Wan, L.B. Chen, *Integration of rice market: the case of Southern China*, Contemporary Economic Policy, No. 18 (1), 2000, s. 104.

¹⁴⁸ L.D. Trung, T.N.M. Tam, B. Baulch, H. Hansen, *Testing for food market integration: a study of the Vietnamese paddy market*, [w:] Hansen H., Thang N. (red.), *Market, policy and poverty reduction in Vietnam*, Vietnam Academy of Social Sciences, Hanoi 2007, s. 3–29.

¹⁴⁹ S. Jayasuriya, J.H. Kim, P. Kumar, *International and Internal Market Integration in Indian agriculture: A study of the Indian Rice Market*, Paper/poster prepared for presentation at the 106th seminar of the EAAE- Pro-poor Development in Low Income Countries, Food, Agriculture, Trade, and Environment, 25-27 October – Montpellier, France 2007, s. 1–18.

<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/7935/1/sp07ja05.pdf>, (dostęp 07.03.2018).

¹⁵⁰ J.P. Loy, P. Wehrheim, *Spatial Food Market Integration in Russia*. Conference papers. California from International Association of Agricultural Economists Contact information at EDIRC. August 10–16, 1997, Sacramento, s. 429, www.EconPapers.repec.org/RePEc:ags:iaae97:197063 (dostęp 4.11.2018).

¹⁵¹ A.I. Sanjuán, J.M. Gil, *Price transmission analysis: a flexible methodological approach applied to European pork and lamb markets*, Applied Economics No. 33, 2001, s. 123–124.

¹⁵² D. Serebrennikov, L. Götz, T. Glauben, *Spatial integration of Russian domestic wheat markets*, Paper prepared for presentation at the EAAE 2014 Congress 'Agri-Food and Rural Innovations for Healthier Societies, Slovenia, 2014, s. 14, http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/182754/2/Serebrennikov-Spatial_integration_of_Russian_domestic_wheat_markets-624_a.pdf, (dostęp 15.02.2017).

wymianę towarów prowadzi to do aktywowania arbitrażu cenowego. Wysokim stopniem zintegrowania charakteryzowały się rynki ciecierzycy, które były przedmiotem badań B. Hussaina¹⁵³. Wykorzystując miesięczne ceny hurtowe na rynkach w Pakistanie, wykazał on duży poziom ich zintegrowania przestrzennego. B. Hussain podkreślił jednocześnie istotność zdolności tych rynków do szybkiego dostosowania się do zmian podaży i popytu. Poziom zintegrowania rynku był również przedmiotem badań M.A Herandeza i współpracowników¹⁵⁴, którzy wskazali na niski stopień zintegrowania rynku kawy w Etiopii.

Wykorzystując dane dotyczące miesięcznych cen hurtowych kukurydzy, A. Abdulai¹⁵⁵ dokonał oceny poziomu integracji rynku na podstawie analizy asymetrycznej transmisji cen od rynku centralnego do rynków lokalnych w Ghanie. S.E. Tione, S.P. Katengeza i J.H. Mangisoni¹⁵⁶ stosując model korekty błędem i model TAR, dokonali oceny przestrzennej integracji rynku oraz skuteczności nowoczesnych technologii informacyjnych i komunikacyjnych w interwencjonizmie na rynku kukurydzy. Wyniki przeprowadzonych analiz wykazały, że interwencje rynkowe oparte na technologiach ICT mają pozytywny wpływ na integrację rynku i transmisję cen na rynkach kukurydzy w Malawi. Stwierdzono, że nowoczesne technologie informacyjno-komunikacyjne przyczyniły się do zmniejszenia kosztów transakcyjnych. Próby oceny poziomu zintegrowania rynku kukurydzy podjęli także B. Van Campenhout¹⁵⁷, który do oceny poziomu integracji rynku wykorzystał model SETAR. B. Baulch¹⁵⁸ do oceny poziomu integracji rynku ryżu na Filipinach posłużył się natomiast modelem PBM, który uwzględnia zarówno koszty transakcyjne, jak i arbitraż ceny na analizowanych rynkach. Wyniki przeprowadzonych analiz wskazały, że badane rynki były zintegrowane.

Integracja przestrzenna rynków była również przedmiotem prac między innymi N.S. Balke i T.B. Fomby'ego¹⁵⁹, którzy w celu określenia długookresowych relacji cen pomiędzy rynkami zaproponowali wykorzystanie modelu korekty błędem ECM. Model korekty błędem posłużył również M. Ejrnaesie i K.G. Perssonowi¹⁶⁰ do oceny poziomu integracji rynku pszenicy we Francji. Badania przeprowadzone przez

¹⁵³ B. Hussain, *Testing the law of one price in gram markets of Pakistan*, MPRA Paper No. 30708, 2011, https://mpra.ub.uni-muenchen.de/30708/1/MPRA_paper_30708.pdf, (dostęp 10.02.2017).

¹⁵⁴ M. Hernandez, S. Rashid, S. Lemma, T. Kuma, *Institutions and market integration: The case of coffee in the Ethiopian Commodity Exchange*, IFPRI Discussion Paper Series No. 01464, International Food Policy Research Institute, 2015, s. 3–4.

¹⁵⁵ A. Abdulai, *Spatial price transmission and asymmetry in the Ghanaian maize market*, Journal of Development Economics, No. 63(2): 327, 2000, s. 246–247.

¹⁵⁶ S.E. Tione, S.P. Katengeza, J.H. Mangisoni, *Analysis of Effectiveness of Modern Information and Communication Technologies on Maize Marketing Efficiency in Selected Markets of Malawi*, Paper submitted for presentation at the 4th African Association of Agricultural Economics, AAAE Conference, Hammamet, Tunisia, 22–25 September, 2013, s. 1–20, https://ageconsearch.tind.io/record/161447/files/Tione_S.E._S.P.Katengeza_and_J.H.Mangisoni.pdf, (dostęp 13.09.2018).

¹⁵⁷ B. Van Campenhout, *op.cit.*, s. 112–127.

¹⁵⁸ B. Baulch, *Transfer costs, spatial arbitrage, and testing for food market integration*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 79, 1997, s. 477–487.

¹⁵⁹ N.S. Balke, T.B. Fomby, *Threshold cointegration*, International Economic Review, Vol. 38(3), 1997, s. 627–645.

¹⁶⁰ M. Ejrnaes, K.G. Persson, *Market integration and transport cost in France 1825–1903: a threshold error correction approach to the law of one price*, Exploration in Economic History, 37(2), 2000, s. 149–173.

B. Goodwina oraz N. Piggotta¹⁶¹ z wykorzystaniem również między innymi modeli korekty błędem wykazały, że rynek kukurydzy oraz soi w Północnej Karolinie charakteryzował się wysokim poziomem integracji. Również wyniki badań przeprowadzonych przez A. Bekkermana i współautorów¹⁶² przy zastosowaniu modelu TVECM sugerują wysoki stopień integracji tego rynku. S. Zakarięgo, L. Ying i B. Songa¹⁶³ korzystając z modeli kointegracji, modelu VECM oraz testu przyczynowości, dokonali oceny poziomu zintegrowania międzynarodowych i regionalnych rynków zbóż w Nigerii. G. Varela i współautorzy¹⁶⁴ używając analizy regresji, wskazali na występowanie słabej współzależności pomiędzy rynkami kukurydzy oraz soi w Indonezji. Wykorzystując test przyczynowości w sensie Grangera oraz funkcję odpowiedzi na impulsy, A. John¹⁶⁵ wskazał, że rynki azjatyckie odgrywają istotną rolę w kształtowaniu cen ryżu na amerykańskim rynku. Znacznie mniejsza liczba badań dotyczących przestrzennej integracji rynków dotyczy obszaru owoców i warzyw. Przykładem tych badań są analizy przeprowadzone przez G.P. Zaniasa¹⁶⁶. Miały one na celu ocenę stopnia integracji przestrzennej rynków we Wspólnocie Europejskiej, przy wykorzystaniu analizy kointegracji. Rynek warzyw stał się również przedmiotem badań A.S. Munira i współautorów¹⁶⁷, którzy na podstawie cen wybranych gatunków badali poziom zintegrowania rynku w Indonezji. M.K. Korir i współautorzy¹⁶⁸, poprzez pomiar stopnia integracji rynków regionalnych, starali się określić skuteczność działań marketingowych na rynku fasoli. W badaniu tym posłużyli się dwuwymiarowym współczynnikiem korelacji. Badanie pokazało brak odpowiedniego przepływu informacji marketingowej pomiędzy rynkami w obu krajach, co świadczyło o słabym zintegrowaniu tych rynków.

Badania powiązań cen pomidorów pomiędzy rynkami Stanów Zjednoczonych, Meksyku oraz Chin przeprowadzone przez L. Padilla-Bernal, D.D. Thilmany'ego oraz M.L. Loureiro¹⁶⁹ wskazały, że poziom integracji rynków zmniejsza się wraz ze wzrostem odległości pomiędzy tymi rynkami. Gatunek ten posłużył również K.H. Jordanowi oraz J.J. VanSickle¹⁷⁰ do zbadania powiązań cenowych pomiędzy rynkami na Florydzie

¹⁶¹ B. Goodwin, N. Piggott, *op.cit.*, s. 302–317.

¹⁶² A. Bekkerman, B.K. Goodwin, N.E. Piggott, *A variable threshold band approach to measuring market linkages*, *Applied Economics*, 45(19), 2013, s. 2705–2714.

¹⁶³ S. Zakari, L. Ying, B. Song, *Market integration and Spatial Price Transmission in Niger Grain Markets*, *African Development Review*, Vol. 26, No. 2, 2014, s. 264.

¹⁶⁴ G. Varela, E. Aldaz-Carrol, L. Iacovone, *Determinants of Market Integration and Price Transmission in Indonesia*, Policy Research Working Paper, No. 6098, The World Bank, 2012.

¹⁶⁵ A. John, *Price relations between export and domestic rice markets in Thailand*, *Food Policy*, 42(C), 2013, s. 48–57.

¹⁶⁶ G.P. Zanias, *Testing for Integration in European Community Agricultural Product Markets*, *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 44, 1993, s. 418–419.

¹⁶⁷ A.S. Munir, S. Sureshwaran, H. Selassie, J.C. Nyankori, *Market Integration in Developing Countries: A Case Study of Selected Vegetables in Indonesian Markets*, *Journal of International Food and Agribusiness Marketing*, Vol. 9(1): 39, 1997, s. 41–42.

¹⁶⁸ M.K. Korir, M.O. Odhiambo, P.M. Kimani, P. Makishi, D.M. Iruria, *Spatial price Integration: A Co-integration Approach to Regional Bean Markets in Kenya and Tanzania*, *African Crop Science Conference proceedings*, Vol. 6, 2003, s. 609–612.

¹⁶⁹ L. Padilla-Bernal, D. D. Thilmany, M. L. Loureir, *An Empirical Analysis of Market Integration and Efficiency for U.S. Fresh Tomato Markets*, *Journal of Agricultural and Resource Economics* 28(3), 2003, s. 448.

¹⁷⁰ K.H. Jordan, J.J. VanSickle, *Integration and Behavior in the U.S. Winter Market for Fresh Tomatoes*, *Journal of Agricultural and Applied Economics*, No. 27, 1995, s. 135.

oraz w Meksyku. Wykazali oni, że pomiędzy tymi rynkami istnieje integracja przestrzenna wynikająca z występowania poziomej transmisji cen. Zauważyli jednak, że przepływ informacji cenowych pomiędzy tymi rynkami jest asymetryczny. Natomiast F.G. Santeramo¹⁷¹ dokonując oceny poziomu transmisji cen pomidorów i kalafiora na rynkach w Holandii, Irlandii, Hiszpanii i Wielkiej Brytanii, zauważył, że rynki te nie są efektywne, na co wskazuje nieskuteczne przekazywanie sygnałów cenowych na odległych rynkach.

W literaturze krajowej badania dotyczące integracji rynków dotyczyły produktów rolnych. S. Gędek¹⁷² stosując modelu VAR oraz funkcje odpowiedzi na impuls (IRF), wyznaczoną w oparciu o wyniki estymacji modelu VAR, dokonał analizy powiązań cenowych pomiędzy polskim rynkiem wieprzowiny a rynkami wybranych krajów UE. Wyniki badań sugerują, że po akcesji Polski do UE nastąpiło przyspieszenie reakcji cenowych na polskim rynku w odpowiedzi na zmiany cen na rynkach UE. Korzystając z powyższych metod, S. Gędek¹⁷³ przeprowadził również analizę współzależności cen produktów rolnych na polskim rynku w oparciu o notowania cen pszenicy oraz żywca wieprzowego.

Wyniki badań przeprowadzonych przez J. Rembezę¹⁷⁴ wskazują, iż na poziom reakcji cenowych na polskim rynku rzepek miały wpływ wielkość rynku i jego struktura. Wyniki badań przeprowadzonych przez J. Rembezę wykazały również, że pomiędzy rynkiem zbóż w Polsce, a rynkami w Niemczech, Francji i USA występuje transmisja cen. Ponadto testy przyczynowości w sensie Grangera sugerują, iż w dominującym kierunku przepływu impulsów cenowych był przepływ od rynków zagranicznych w kierunku rynku krajowego. Analogiczna sytuacja miała miejsce w przypadku powiązań cen trzody chlewnej pomiędzy rynkiem polskim a rynkiem w Danii i Holandii. W tym przypadku, przy zastosowaniu testu kointegracji wykazano długookresowe związki pomiędzy analizowanymi cenami. Ponadto zjawisko to zostało potwierdzone wynikami testu przyczynowości Grangera, które sugerowały istotny wpływ impulsów cenowych płynących z zagranicy na kształtowanie cen trzody chlewnej w Polsce. Badanie nad powiązaniem cen na rynkach międzynarodowych prowadzone były również przez M. Hamulczuka¹⁷⁵. Wykazały one silne długookresowe powiązania pomiędzy cenami pszenicy paszowej w Polsce i Niemczech. Wskazuje to na występowanie zależności przyczynowych pomiędzy cenami na tych rynkach. M. Hamulczuk zauważył także, że pomiędzy zmianami cen na tych rynkach występują asymetryczne dostosowania do ścieżki równowagi długookresowej. Ponadto zauważył, że ceny w Niemczech są słabo egzogeniczne w stosunku do cen polskich, co może sugerować, że dostosowania cenowe prowadzone są głównie po stronie polskiej. Gatunek ten posłużył

¹⁷¹ F.G. Santeramo, *Price Transmission in the European Tomatoes and Cauliflowers Sectors*, Agribusiness, Vol. 31 (3), 2015, s. 409.

¹⁷² S. Gędek, *Analiza powiązań pomiędzy cenami wieprzowiny na rynku polskim i wybranych rynkach krajów Unii Europejskiej*, Roczniki Naukowe SERiA. Nr XI, Z.3, 2009, s. 92–96.

¹⁷³ S. Gędek, *Analiza współzależności cen produktów rolnych*, Roczniki Nauk Rolniczych, Seria G, Ekonomika Rolnictwa, T. 97, z. 3, 2010, s. 88.

¹⁷⁴ J. Rembeza, *op.cit.*, s. 46–49.

¹⁷⁵ M. Hamulczuk, *Asymetria w transmisji cen pszenicy paszowej... op.cit.*, s. 57–65.

również P. Kułykowi¹⁷⁶ do oceny przepływu impulsów cenowych między krajowymi rynkami rolnymi wybranej grupy państw. P. Kułyk wykazał, że pomiędzy rynkami Japonii, Szwajcarii, USA oraz UE występuje zjawisko poziomej transmisji cen.

Badania empiryczne traktujące o integracji przestrzennej rynków można analizować w wielu płaszczyznach, tj. pod względem analizowanych produktów, lokalizacji rynku czy zastosowanych metod badawczych. W tabeli 1 zaprezentowano chronologiczne zestawienie wybranych badań empirycznych dotyczących integracji rynku podstawowych produktów rolno-spożywczych z uwzględnieniem badanych produktów, kraju oraz zastosowanej metody.

TABELA 1. Przegląd badań empirycznych dotyczących integracji rynku podstawowych produktów rolno-spożywczych*

Rok	Autor	Kraj	Produkt	Zastosowana metoda
1937	I.D. Mohendru	Indie	pszenica	test korelacji
1966	Z.Y. Jasdhanwalla	Indie	orzeszki ziemne	test korelacji
1967	R.W. Cummings	Indie	pszenica	test korelacji
1967	U.J. Lele	Indie	sorgo	test korelacji
1968	W. Jones	Nigeria	ryż	test korelacji
1969	A.I. Sanjuán, J.M. Gil	UE	wieprzowina	test korelacji
1982	S. Gupta, R.A.E. Mueller	Niemcy	trzoda chlewna	przyczynowość w sensie Grangera
1984	W.L. Adamowicz, S.O. Baah, M.H. Hawkins	Kanada	trzoda chlewna	przyczynowość w sensie Grangera
1985	B.W. Brorsen, J.P. Chavas, W.R. Grant, A.W. Ngenge	USA	zboża	IRF, przyczynowość w sensie Grangera
1986	M. Ravallion	Bangladesz	ryż	model Ravalliona
1988	C.S. Blank, B.H. Schmiesing	USA	kukurydza	przyczynowość w sensie Grangera
1988	N. Higginson, M. Hawkins, W. Adamowicz	Kanada, USA	trzoda chlewna	przyczynowość w sensie Grangera, IRF
1989	J.W. Mjelde, M.S. Paggi	USA	kukurydza	IRF
1990	M.A. Dries, L.J. Unnevehr	Międzynarodowe	wołowina	przyczynowość w sensie Grangera
1990	M.D. Faminow, B.L. Benson	Kanada	trzoda chlewna	test kointegracji, przyczynowość w sensie Grangera
1990	S.R. Koontz, P.Garcia, M.A. Hudson	USA	bydło	przyczynowość w sensie Grangera
1990	S.R. Thompson, J.S. Eales, R.J. Hauser	USA	zboża	model regresji przestrzennej
1991	B.K. Goodwin, T.C. Schroeder	Międzynarodowe	pszenica	IRF
1991	B.K. Goodwin, T.C. Schroeder	USA	bydło	test kointegracji
1991	S. Loveridge	Rwanda	sucha fasola	test korelacji

¹⁷⁶ P. Kułyk. *Przepływ impulsów cenowych między krajowymi rynkami rolnymi na przykładzie rynku pszenicy*, Roczniki Ekonomiczne Kujawsko-Pomorskiej Szkoły Wyższej w Bydgoszczy, Nr 4, 2011, s. 262.

TABELA 1 (cd.)

Rok	Autor	Kraj	Produkt	Zastosowana metoda
1991	R.J. Sexton, C.L. Kling, H.F. Carman	USA	seler	modele przełącznikowe
1993	H. Alderman	Ghana	zboża	model Ravillona i Timera
1993	D.V. Gordon, J.E. Hobbs, W.A. Kerr	Wielka Brytania, Francja	owce	przyczynowość w sensie Grangera
1993	T.B. Palaskas, B. Harriss-White	Indie	ryż, ziemniaki	test kointegracji
1993	N.D. Uri, G.V. Chomo, R. Hoskin, B. Hyberg	Międzynarodowe	soja	przyczynowość w sensie Grangera
1993	C.Williams, R. Bewley	Australia	bydło	IRF
1993	G.P. Zanas	UE	warzywa	test kointegracji
1994	C. Alexander, J. Wyeth	Indonezja	ryż	test kointegracji
1994	B.L. Benson, M.D. Faminow, M.H. Maquis, D.G. Sauer	Kanada	trzoda chlewna	test kointegracji
1994	D.A. Bessler, S.W. Fuller	USA	pszenica	test kointegracji
1994	F. Goletti, S. Babu	Malawi	kukurydza	test kointegracji/ IRF
1994	P. Michael, A.R. Nobay, D. Peel	Międzynarodowe	pszenica	test kointegracji
1995	S. Dercon	Etiopia	miłka abisyńska	test kointegracji
1995	K.H. Jordan, J.J. VanSickle	Floryda, Meksyk	pomidory	test kointegracji
1997	A.S. Munir, S. Sureshwaran, H. Selassie, J.C. Nyankori	Indonezja	warzywa	test kointegracji
1997	J.P. Loy, P. Wehrheim	Rosja	wołowina, masło, jajka, ziemniaki, warzywa	test kointegracji
1999	B.K. Goodwin, T.J. Grennes, C. McCurdy	Rosja	mleko, warzywa,	IRF
1999	G.P. Zanas	Kraje UE	pszenica	test kointegracji
2000	Z.Y.Zhou, G.H. Wan, L.B. Chen	Chiny	ryż	test kointegracji
2000	B. van Campenhout	Tanzania	kukurydza	model SETAR
2000	M. Ejrnaes, K.G. Persson,	Francja	pszenica	VECM
2001	B.Godwin, N. Piggott	Północna Karolina	kukurydza, soja	model VECM
2003	M.K. Korir, M.O. Odhiambo, P.M. Kimani, P. Makishi, D.M. Iruria	Kenia	fasola	test korelacji
2003	L. Padilla-Bernal, D.D. Thilmany, M.L. Loureiro	Meksyk, USA, Chiny	pomidory	model PBM
2007	L.D. Trung, T.N.M Tam, B. Baulch	Wietnam	ryż	model ECM
2007	S. Jayasuriya, J.H. Kim, P. Kumar	Indie, Międzynarodowe	ryż	model VAR
2009	S. Gędek	Polska, wybrane kraje UE	wieprzowina	model VAR, IRF

2010	S. Gędek	Polska	prosięta, pszenica, żywiec wieprzowy	analiza kointegracyjna, test przyczynowości Grangera, test kointegracji Johansena, model VAR, model VECM, IRF
2010	O. Badiane, J.M. Ulimwengu, F. Wouterse	Senegal	orzeszki ziemne	modele dynamiczne
2010	J. Rembeza	Polska, Niemcy, Francja, USA	zboża	test przyczynowości w sensie Grangera
2011	P. Kułyk	Międzynarodowe	pszenica	procedura Engle'a- -Grangera, równie regresji
2012	G. Varel, E. Aldaz-Carrol, L. Iacoveone	Indonezja	kukurydza, soja	analiza regresji, test kointegracji Johansena
2012	M. Firdaus i I. Gunawan	Indonezja	czerwona papryka, ziemniaki, pomidory	test kointegracji, model Ravillona
2013	S.E. Tione, S.P.Katengeza, J.H. Mangisoni	Malawia	kukurydza	model VECM, model TAR
2013	A. John	USA	ryż	przyczynowość w sensie grangera, IRF
2013	A. Bekkerman, B.K. Goodwin, N.E. Piggott	północna Karolina	kukurydza, soja	TVECM
2014	A.A. Ikundayisi, K. Salman	Nigeria	kukurydza	model VECM
2014	S. Zakari, L. Ying, B. Song	Nigeria	zboża	test kointegracji, model VECM, test przyczynowości
2014	D. Serebrennikov, L. Götz, T. Glaben	Rosja	pszenica	model TAR
2015	M. Hamulczuk	Polska, Niemcy, Francja, USA	pszenica paszowa	model ECM, model TAR
2015	M.A. Hernandez, S. Rashid, S. Lemma, T. Kuma	Etiopia	kawa	model VAR
2015	F.G. Santeramo	Holandia, Irlandia, Hiszpania, Wielka Brytania	pomidory, kalafiory	model autoregresyjny
2016	B. Chen, S. Saghaian	Międzynarodowe	ryż	model VAR, model VECM
2016	F. Tsiboe, B.L. Dixon, E.J. Wailes	Liberia	ryż	model ECM
2016	S. Ganneval	Francja	rzepak, kukurydza, jęczmień,	model TVECM

*wykaz pozycji omówionych w tabeli został umieszczony w bibliografii

Źródło: Opracowanie własne.

Wyniki badań wskazały, iż pomimo że kwestia integracji rynków w sektorze rolnym stała się przedmiotem wielu badań empirycznych, to niewiele było badań traktujących o integracji przestrzennej na rynku owoców i warzyw, szczególnie w literaturze krajowej.

RYNKI HURTOWE I PRODUKCJA OGRODNICZA W POLSCE

Polska jest jednym z pięciu największych unijnych producentów towarów ogrodnich. Należy przy tym nadmienić, iż polską produkcję ogrodniczą cechuje duże zróżnicowanie pod względem zarówno skali, jak i zakresu produkcji. Należy jednocześnie podkreślić, że rynek ten wyróżnia się występowaniem autonomicznych rynków lokalnych, wysokim poziomem sezonowości, znacznym udziałem małych, niezorganizowanych podmiotów, a także szerokim asortymentem produktów o zróżnicowanym poziomie jakości. Ma to istotne znaczenie dla integracji rynków w zakresie dystrybucji produktami z tej kategorii. Ze względu na specyfikę polskiego sektora ogrodniczego, rynki hurtowe są istotnym elementem instytucjonalnej infrastruktury rynku ogrodniczego w Polsce.

Charakterystyka produkcji ogrodniczej

W celu dokonania charakterystyki produkcji ogrodniczej w Polsce posłużono się danymi wtórnymi pochodzącymi z Głównego Urzędu Statystycznego. Analizą objęto zmiany w latach 2000–2018. W całym badanym okresie powierzchnia gruntów wykorzystywanych ogrodniczo, spadła. Należy jednak zauważyć, że spadek ten był różny w poszczególnych latach (tabela 2). Wynika to między innymi z wysokiej zmienności powierzchni areалу uprawy warzyw gruntowych oraz truskawek. Znacznie mniejsze zróżnicowanie w powierzchni upraw wystąpiło w przypadku drzew i krzewów, co wynika z faktu, że są to plantacje wieloletnie i nie ulegają w tak istotnym stopniu zmianom warunków rynkowych. Odmienne zjawisko miało miejsce w przypadku upraw pod osłonami. Tu miał miejsce dynamiczny wzrost powierzchni.

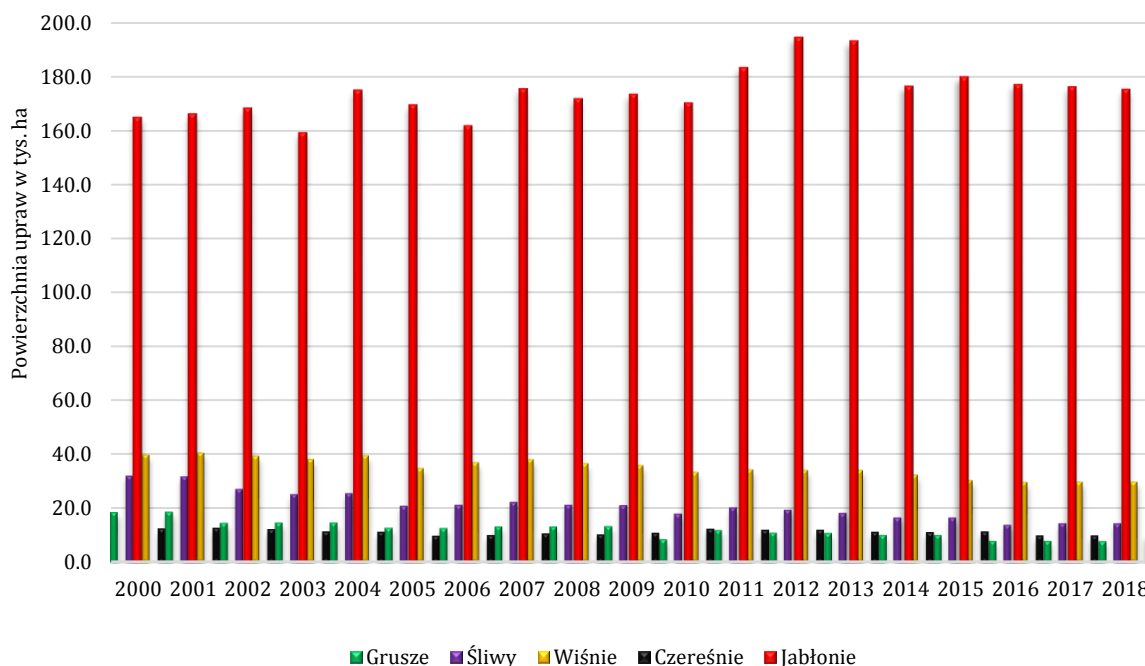
TABELA 2. Powierzchnia upraw owoców i warzyw w latach 2000–2018 (w tys. ha)

Rok	Uprawy ogrodnicze							
	ogółem	w gruncie				pod osłonami		
		warzywa	owoce			ogółem	szklarnie	tunele
			ogółem	drzewa owocowe	plantacje jagodowe			
2000	636,6	247,7	386,5	269,1	117,4	2,39	0,93	1,44
2001	644,7	239,9	402,3	278,9	123,4	2,49	0,96	1,51
2002	553,3	171,3	375,7	270,0	105,7	6,31	2,32	3,94
2003	561,1	198,4	357,3	256,0	101,3	5,43	2,13	3,25
2004	603,6	207,8	390,3	273,4	116,9	5,47	2,15	3,28
2005	614,4	222,0	387,0	254,1	132,9	5,43	2,13	3,26
2006	604,0	223,5	375,0	247,3	127,7	5,53	2,09	3,39
2007	633,6	217,1	411,2	276,7	134,5	5,33	2,02	3,29

2008	605,4	197,8	402,4	270,1	132,3	5,22	1,97	3,22
2009	621,6	206,5	409,8	279,1	130,7	5,31	2,03	3,26
2010	573,7	158,7	410,1	275,9	134,2	4,89	1,85	3,02
2011	612,7	178,9	428,6	292,7	135,9	5,15	1,98	3,15
2012	612,7	175,5	431,9	291,8	140,1	5,31	1,69	3,57
2013	572,9	142,1	424,7	274,2	150,5	6,12	1,76	4,32
2014	576,2	172,4	398,2	252,5	145,7	5,60	1,66	3,90
2015	571,3	175,7	390,2	248,6	141,6	5,36	1,58	3,77
2016	573,4	178,5	389,4	241,7	147,7	5,50	1,61	3,89
2017	571,1	177,6	387,9	240,9	147,0	5,58	1,63	3,95
2018	573,1	176,1	391,4	242,5	148,9	5,63	1,61	4,02

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa* lata 2000–2019.

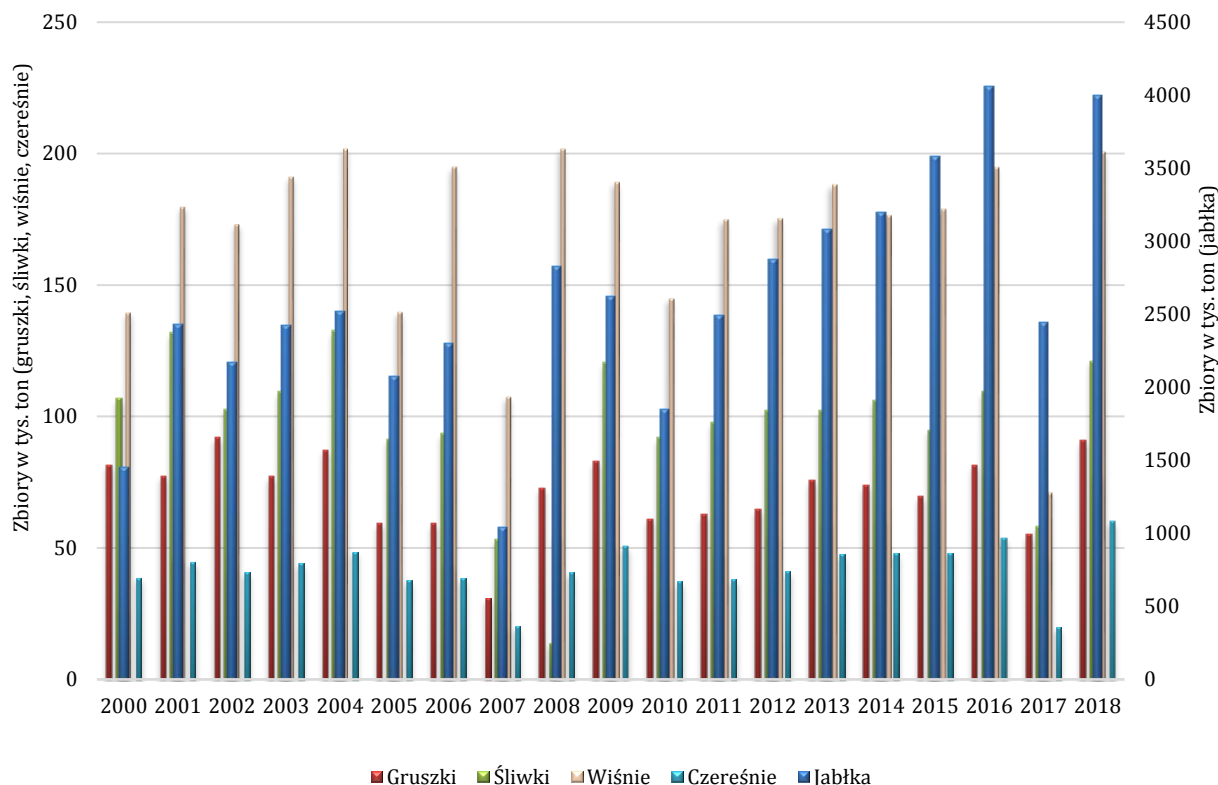
W latach 2000–2018 w powierzchni upraw drzew owocowych dominujące znaczenie miały jabłonie, których udział wynosił przeszło 68%. W 2018 roku sady jabłoniowe zajmowały powierzchnię 175,4 tys. ha, i była to wartość o 6,6% wyższa niż w 2000 roku (rysunek 9).



RYСУNEK 9. Powierzchni upraw drzew owocowych w latach 2000–2018 (w tys. ha)

Źródło: Opracowanie własne na podstawie GUS, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa*, lata 2000–2019.

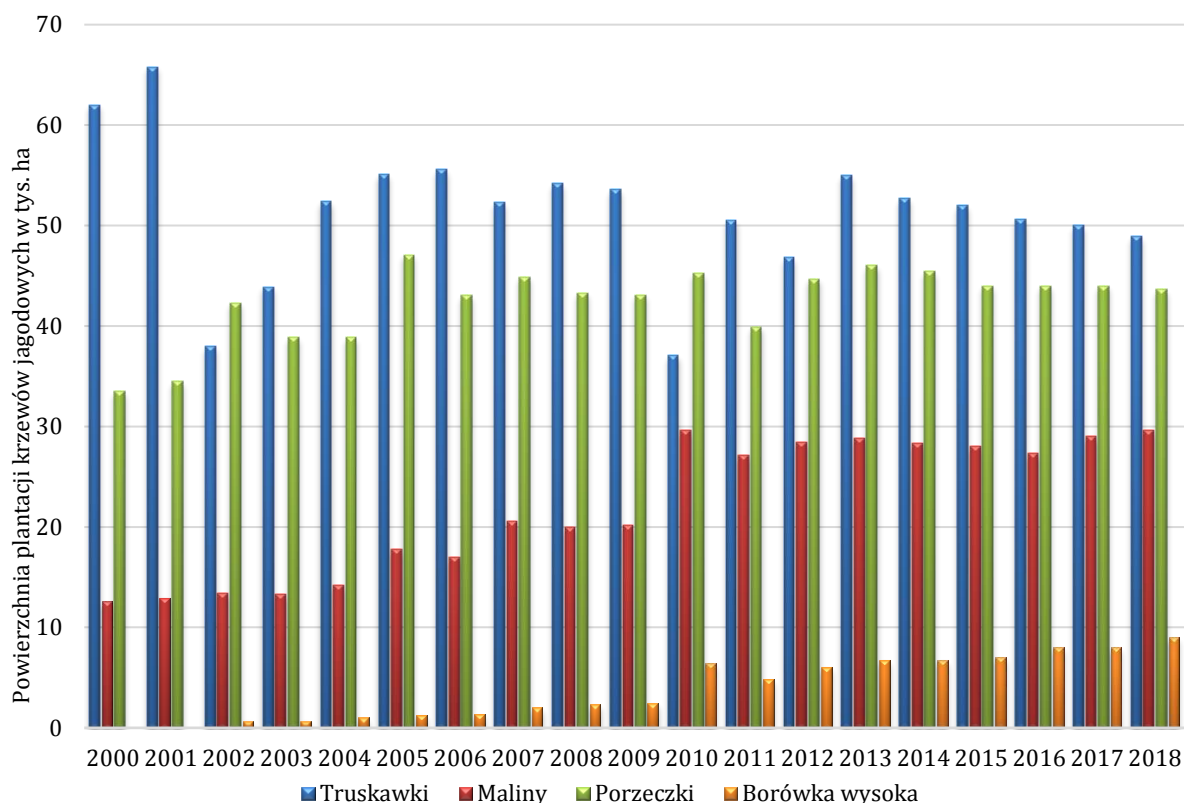
W przypadku pozostałych gatunków owoców z drzew powierzchnia upraw sukcesywnie spadała. Największy spadek powierzchni uprawy widoczny był w przypadku drugiego pod względem istotności gatunku owoców z drzew, a mianowicie wiśni. W latach 2000–2018 powierzchnia upraw wiśni spadła o ponad 25%. Zmiany areału upraw owoców znalazły odzwierciedlenie w poziomie ich zbiorów. Podobną dynamiką wzrostu jak powierzchnia uprawy charakteryzowały się zbiory jabłek (rysunek 10). Należy przy tym podkreślić, iż odbiegającym od średniej był rok 2017, w którym to z powodu niekorzystnych wiosennych warunków atmosferycznych zbiory wszystkich gatunków owoców były znacznie niższe.



RYСУNEK 10. Wielkość zbiorów owoców z drzew w latach 2000–2018 (w tys. ton)

Źródło: Opracowanie własne na podstawie GUS, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa*, lata 2000–2019.

Istotną rolę w produkcji ogrodniczej w Polsce odgrywa produkcja owoców jagodowych. Jak wskazują przeprowadzone badania, w grupie owoców jagodowych w badanym okresie największy wzrost powierzchni uprawy nastąpił w przypadku borówki wysokiej (rysunek 11). W 2018 roku osiągnęła ona poziom prawie 8,8 tys. ha i była ponad 10-krotnie wyższa niż w 2002 roku. Równie wysoki był wzrost areału upraw maliny, który wzrósł z 12,6 tys. ha do 29,6 tys. ha. Tendencją wzrostową, jednakże o niższej dynamice, cechowała się także powierzchnia upraw porzeczek, drugiego pod względem istotności gatunku owoców jagodowych. Odmienna sytuacja miała miejsce w przypadku plantacji truskawek, których areał z roku na rok spadał średnio o 1,36. Należy jednocześnie podkreślić, że truskawki są gatunkiem, którego udział w ogólnej powierzchni upraw jagodowych jest największy.



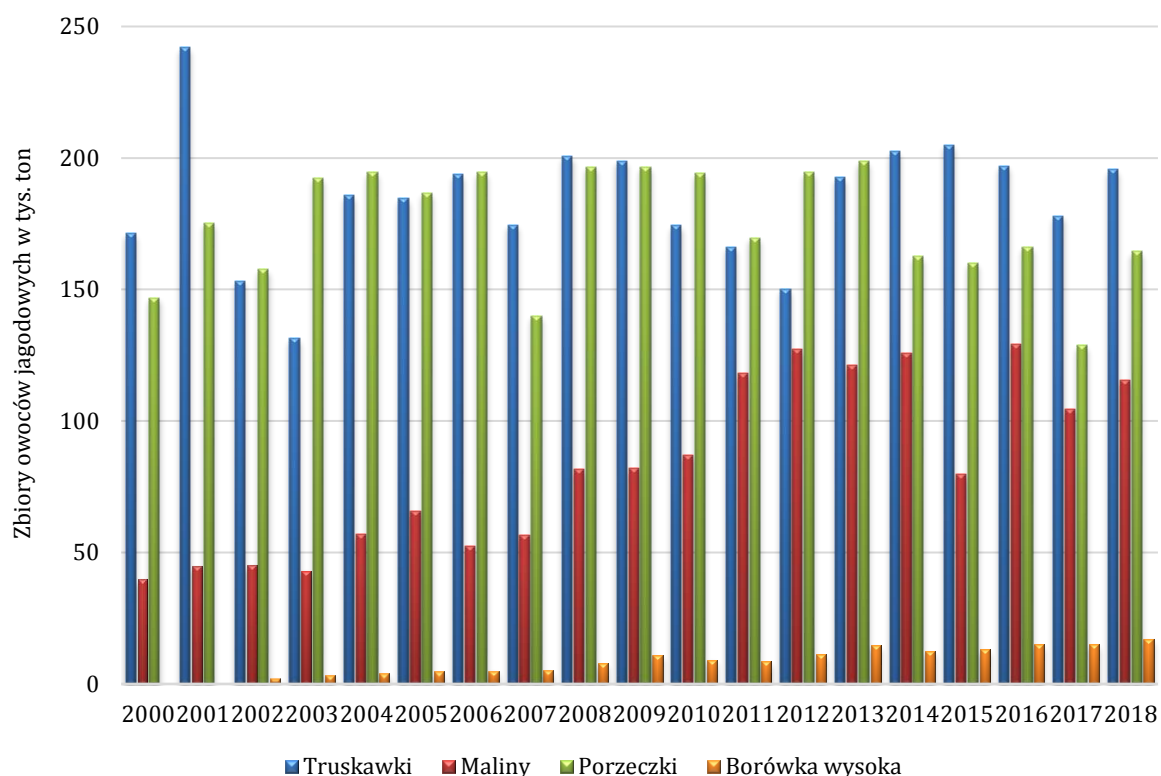
RYСУNEK 11. Powierzchnia plantacji krzewów jagodowych w latach 2000–2018 (w tys. ha)

Źródło: Opracowanie własne na podstawie GUS, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa*, lata 2000–2019 oraz IERiGŻ-PIB, Rynek owoców i warzyw.

W badanym okresie odnotowano wzrost zbiorów owoców jagodowych wszystkich gatunków (rysunek 12). Największy wzrost odnotowano w przypadku borówki wysokiej. W 2018 roku zbiory tych owoców były 7,3-krotnie wyższe niż w 2002 roku. Wzrost ten charakteryzował się jednak wahaniami w poszczególnych latach. Należy jednocześnie nadmienić, że wzrost powierzchni upraw borówki wysokiej oraz jej zbiorów spowodowały, iż Polska znalazła się na 1 miejscu wśród europejskich producentów. Według Eurostat¹⁷⁷ i GUS¹⁷⁸, Polska dostarczała ok. 24,6% zbiorów tych owoców w Europie. Jednocześnie poziom zbiorów borówki wysokiej w ostatnim pięcioleciu uplasował Polskę, z ok. 4% udziałem, na trzecim miejscu wśród światowych jej producentów. W przypadku zbiorów pozostałych owoców jagodowych należy wskazać, iż był on znacznie mniejszy. Należy przy tym wskazać, że pomimo iż w latach 2000–2018 co roku spadała powierzchnia upraw truskawek, różnice w poziomie zbiorów nie były tak istotne, co wskazuje na poprawę produktywności poprzez zastosowanie nowych technologii produkcji, wydłużanie cyklu produkcyjnego oraz wprowadzanie do uprawy odmian truskawek o wyższym poziomie plonowania. Analogicznie jak w przypadku zbiorów owoców z drzew niekorzystne warunki atmosferyczne, które wystąpiły w 2017 roku, zredukowały istotnie zbiory owoców jagodowych.

¹⁷⁷ Opracowanie własne na podstawie Eurostat Database www.ec.europa.eu/eurostat/data/database (dostęp 12.04.2019).

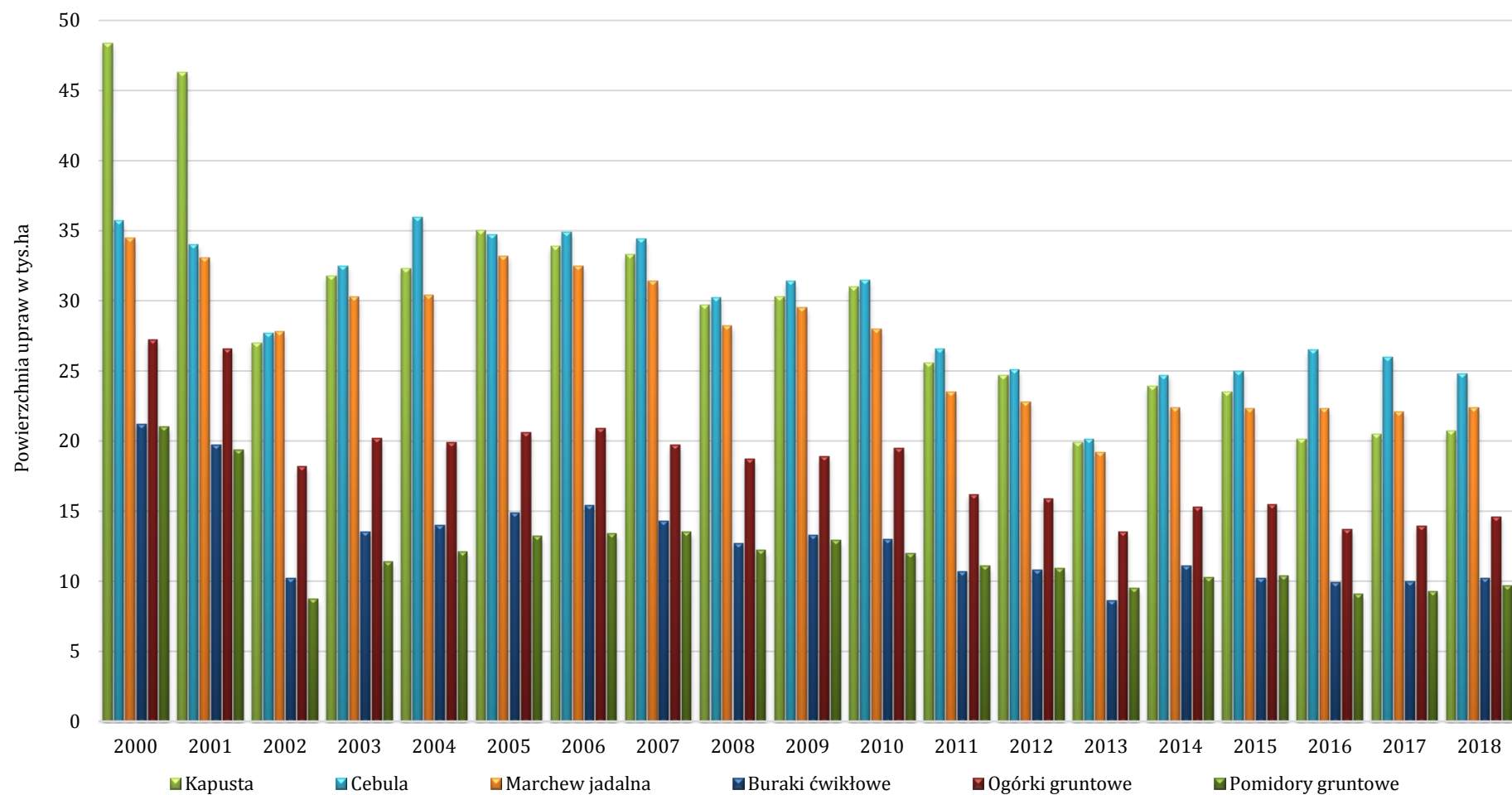
¹⁷⁸ Opracowanie własne na podstawie *Banku Danych Lokalnych GUS*. (dostęp 14.06.2019).



RYСУNEK 12. Zbiory owoców jagodowych w latach 2000–2018 (w tys. ton)

Źródło: Opracowanie własne na podstawie GUS, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa*, lata 2000–2019 oraz IERiGŻ-PIB, *Rynek owoców i warzyw*.

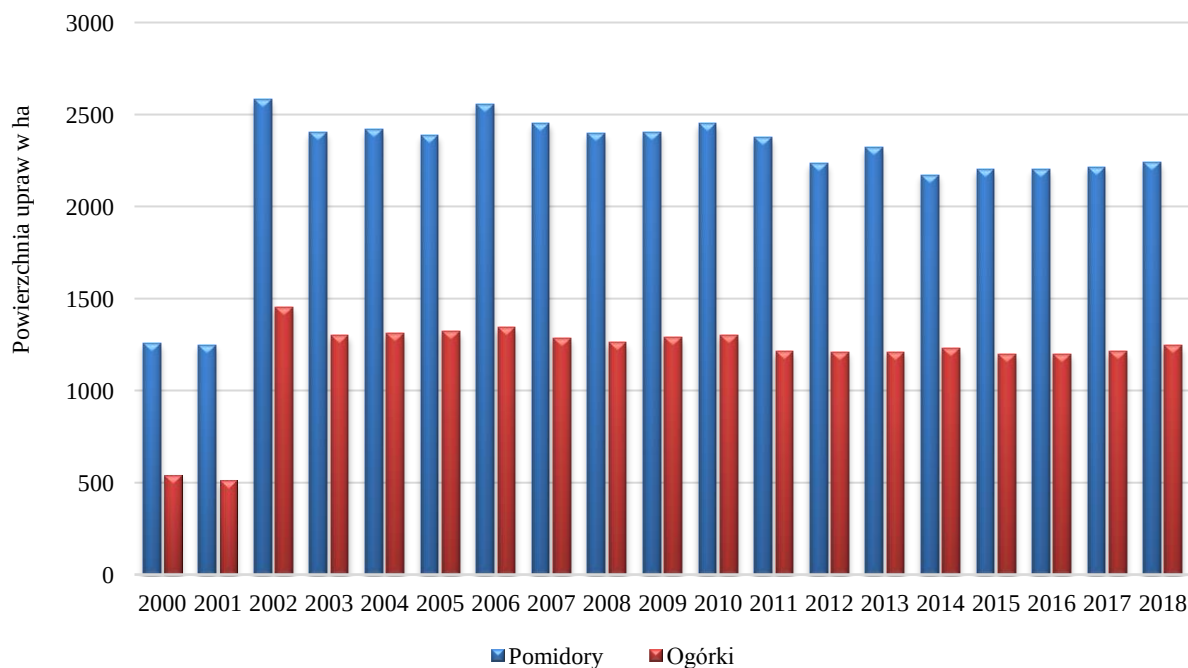
W przypadku powierzchni upraw warzyw największe znaczenie w latach 2000–2018 miały trzy gatunki, mianowicie kapusta, cebula oraz marchew (rysunek 13). Aczkolwiek wszystkie podstawowe warzywa gruntowe charakteryzowały się tendencją spadkową areалу upraw. Całkowity areal upraw warzyw z roku na rok obniżał się średnio o 2,53%, w konsekwencji czego w 2018 roku był o 32,81% niższy niż na początku badanego okresu.



RYСУNEK 13. Powierzchnia upraw warzyw gruntowych w latach 2000–2018 (w tys. ha)

Źródło: Opracowanie własne na podstawie GUS, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa*, lata 2000–2019.

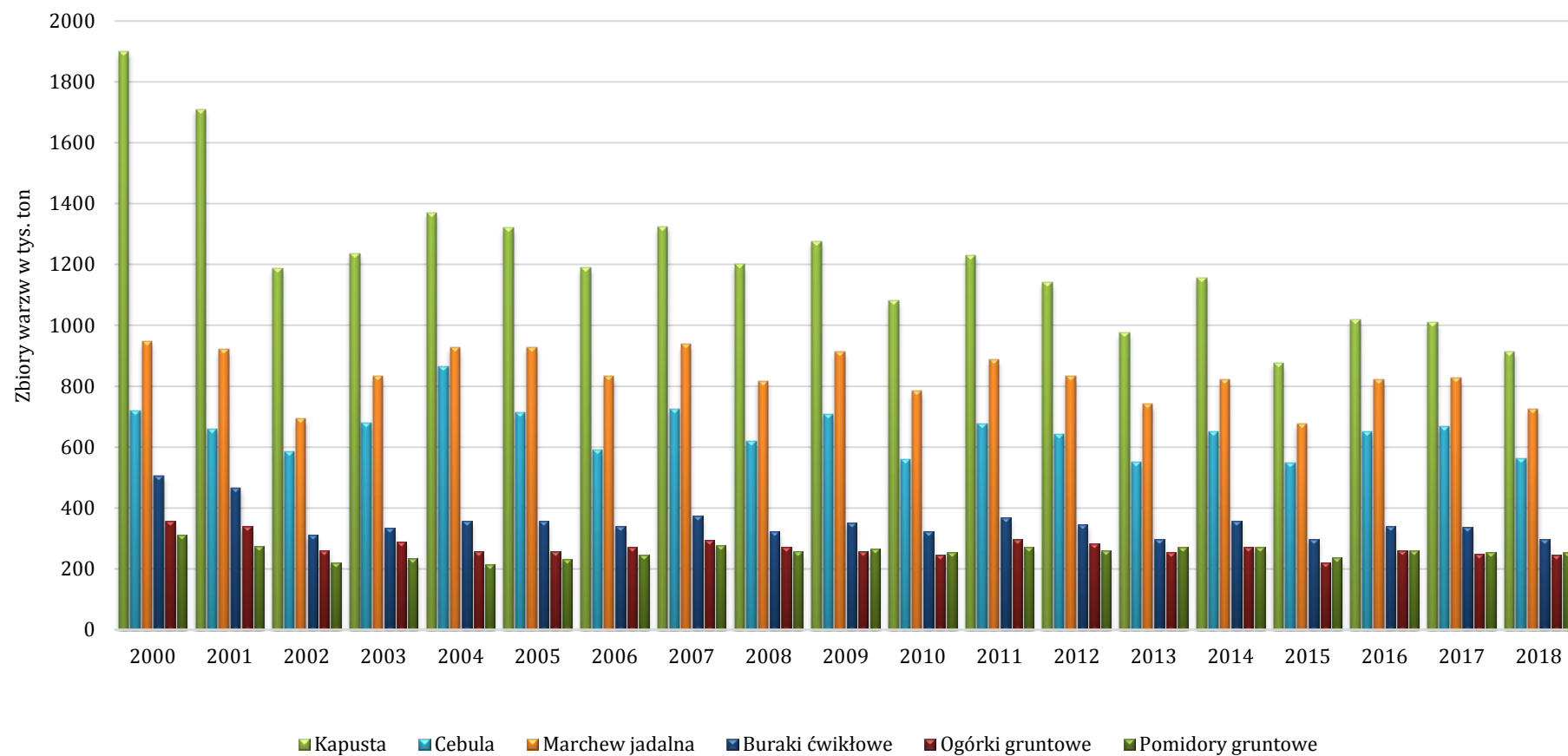
Odmienne kształtowała się sytuacja w przypadku upraw warzyw pod osłonami, których areał wzrastał (rysunek 14). Można przypuszczać, że tak istotny wzrost powierzchni upraw warzyw pod osłonami w 2002 roku był efektem przeprowadzonego Powszechnego Spisu Rolnego, wynikającego z faktu, że do tego roku powierzchnia upraw warzyw pod osłonami była znacząco niedoszacowana. W 2003 roku odnotowano spadek tego areału o 35%, co biorąc pod uwagę wartość obiektów szklarniowych czy ogrzewanego namiotu foliowego, oznaczało dalszą weryfikację danych przez GUS. Od 2003 roku powierzchnia upraw warzyw pod osłonami wykazywała niewielką tendencję malejącą.



RYSUNEK 14. Powierzchnia upraw warzyw pod osłonami w latach 2000–2018 (w ha)

Źródło: Opracowanie własne na podstawie GUS, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa*, lata 2000–2019.

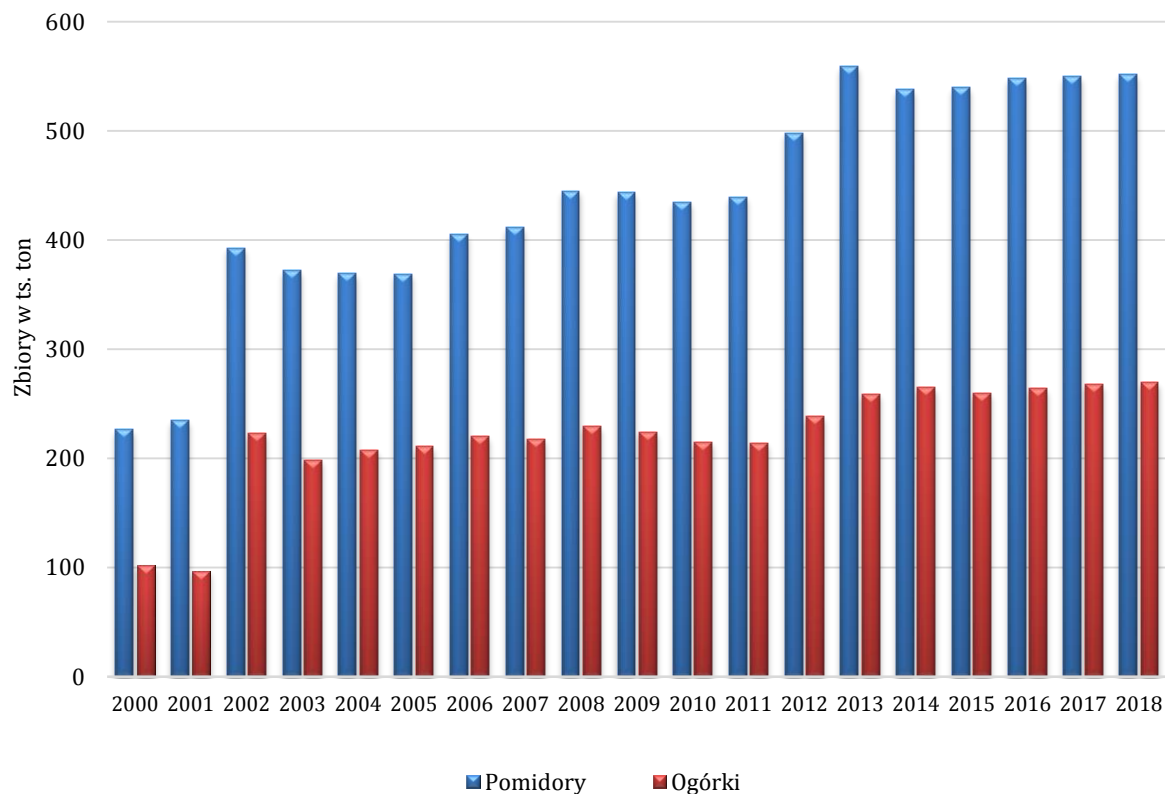
Spadek powierzchni upraw warzyw gruntowych był skorelowany ze spadkiem ich zbiorów (rysunek 15). Cechą charakterystyczną zbiorów warzyw gruntowych były bardzo wyraźne wahania w kolejnych latach. Były one efektem zarówno niekorzystnych warunków atmosferycznych jak i sytuacji cenowej.



RYСУNEK 15. Zbiory warzyw w latach 2000–2018 (w tys. ton)

Źródło: Opracowanie własne na podstawie GUS, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa*, lata 2000–2019.

Wzrost powierzchni upraw warzyw pod osłonami miał odzwierciedlenie w sukcesywnym wzroście ich zbiorów (rysunek 16). Analizując poszczególne gatunki, można dostrzec, że zmiana zbiorów była zbieżna ze wzrostem areału upraw tych gatunków.



RYSUNEK 16. Zbiory warzyw spod osłon w latach 2000–2018 (w tys. ton)

Źródło: Opracowanie własne na podstawie GUS, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa*, lata 2000–2019 oraz IERiGŻ-PIB, *Rynek owoców i warzyw*.

Zbiory pomidorów i ogórków w analizowanym okresie sukcesywnie wzrastały. W konsekwencji czego, w 2018 roku produkcja pomidorów osiągnęła poziom 552 tys. ton, zaś ogórków 270 tys. ton.

Rynki hurtowe w Polsce

Rynki hurtowe są podmiotami, które odgrywają istotną rolę w handlu hurtowym produktów nietrwałych takich jak warzywa, owoce, kwiaty, mięso, ryby, mleko i przetwory mleczarskie¹⁷⁹. Produkty dostarczane na rynki hurtowe pochodzą głównie z gospodarstw ogrodniczych i rolnych, zakładów przemysłu rolno-spożywczego, oraz od importerów¹⁸⁰. Początki budowy rynków hurtowych w Polsce przypadają na lata 90. XX wieku, po transformacji gospodarki w 1989 roku. Podmioty te były alternatywą dla targowisk w handlu hurtowym produktami rolnymi¹⁸¹. W 1994 roku ówczesne Ministerstwo Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej opracowało „Program budowy sieci rynków hurtowych i giełd”, który zakładał stworzenie sieci kanałów dystrybucji produktów rolno-spożywczych w formie giełd towarowych, rynków hurtowych, i rynku producenckiego¹⁸². Program ten zakładał w pierwszym etapie realizacji (pierwsze 2–3 lata) budowę 5 pilotażowych rynków hurtowych w największych aglomeracjach miejskich, tj. w Warszawie, Gdańsku, Lublinie, Katowicach i Elblągu¹⁸³. Następne rynki miały powstać w Łodzi, we Wrocławiu, Krakowie, Radomiu, Rzeszowie, Bydgoszczy, Zielonej Górze, Szczecinie oraz Białymstoku. Podstawowymi produktami będącymi przedmiotem obrotu na ww. rynkach miały stać się warzywa, owoce oraz kwiaty, a także nabiał i jego przetwory, ryby, drób, mięso oraz przetwory spożywcze¹⁸⁴.

Po licznych korektach planów w efekcie obecnie w Polsce funkcjonuje 29 rynków hurtowych, w tym 5 ponadregionalnych, 9 regionalnych oraz 15 określanych jako lokalne, charakteryzujące się skoncentrowaną budową. Na rysunku 17 przedstawiono rozmieszczenie rynków hurtowych produktów rolno-ogrodniczych w Polsce¹⁸⁵.

Rynki hurtowe w Polsce charakteryzują się dużym zróżnicowaniem m.in. pod względem zajmowanej powierzchni, liczby sprzedających na niezadaszonym placu (bezpośrednio z samochodów), a także halach, strukturą akcjonariatu, a także formą prawną.

¹⁷⁹ S. Urban, A. Olszańska, *Ekonomika handlu żywnością i produktami rolnymi*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Wrocław 2015, s. 40–50.

¹⁸⁰ W. Ciechomski, *Realizacja programu usprawnienia i modernizacji dystrybucji drogą do stabilizacji rynku ogrodniczego*, System stabilizowania rynku ogrodniczego. Doświadczenia zagraniczne i propozycje dla Polski – materiały konferencyjne, Centralny Ośrodek Badawczo-Rozwojowy Ogrodnictwa, Teresin 1995, s. 38.

¹⁸¹ M. Kosicka-Gębska, A. Tul-Krzyszczuk, J. Gębski, *Handel detaliczny żywnością w Polsce*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2011, s. 17.

¹⁸² S. Urban, A. Olszańska, *Zorganizowane rynki towarowe. Giełdy towarowe, aukcje, centra handlu hurtowego, targi i wystawy*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wydanie 2, Wrocław 1999, s. 100.

¹⁸³ FAO, *Fruit and vegetable post-harvest system development*, Report Prepared for the government of the Republic of Poland, Rome 1995, s. 49.

¹⁸⁴ W. Ciechomski, *op.cit.*, s. 37.

¹⁸⁵ J. Gołębiowski, W. Sobczak, *op.cit.*, s. 85.



RYСУNEK 17. Lokalizacja rynków hurtowych owoców i warzyw w Polsce

Źródło: J. Gołębiwski, W. Sobczak. *Rynki hurtowe owoców i warzyw*, Warszawa 2017, s. 85.

Charakterystyka badanych rynków hurtowych produktów ogrodnich

Badane rynki hurtowe charakteryzowały się zróżnicowaniem pod względem zajmowanej powierzchni, liczby sprzedających na niezadaszonym placu (bezpośrednio z samochodów) i w halach. Analizą objęto 5 rynków hurtowych tj. Warszawski Rolno-Spożywczy Rynek Hurtowy S.A. w Broniszach, Wielkopolską Gildię Rolno-Ogrodniczą S.A. w Poznaniu, Rolno Spożywczy Rynek Hurtowy Giełda Kaliska Sp. z o.o., Rolno-Spożywczy Rynek Hurtowy S.A. w Radomiu oraz Sandomierski Ogrodniczy Rynek Hurtowy S.A. Przy doborze rynków kierowano się kryteriami takimi jak: wielkość, zasięg, charakter rynku oraz dostępność i porównywalność danych w zakresie dziennych notowań cen.

Warszawski Rolno-Spożywczy Rynek Hurtowy S.A. w Broniszach jest spółką akcyjną stworzoną z inicjatywy ogrodników i rolników zrzeszonych w Polskim Związku Ogrodniczym, oraz udziałowców firm Agro-Best Sp. z o.o. i Giełdy Ogrodni-

czej Sp. z o.o., której otwarcie odbyło się w 1999 roku. Głównym celem programu budowy rynku było usprawnienie obrotu hurtowego artykułami rolno-spożywczymi i dostosowanie go do standardów europejskich. Warszawski Rolno-Spożywczy Rynek Hurtowy S.A. zajmuje powierzchnię 42,5 ha powierzchni, w tym 8 hektarów zajmują hale i magazyny. Na terenie rynku stałą sprzedaż w halach prowadzi ok. 350 handlowców, natomiast do bezpośredniej sprzedaży z samochodów przeznaczonych jest 1300 miejsc na placach handlowych. Warszawski Rolno-Spożywczy Rynek Hurtowy S.A. w Broniszach to nie tylko miejsce dystrybucji artykułów branży rolno-ogrodniczej, ale również istotny podmiot działający w obszarze organizacji środowiska ogrodniczego oraz jego edukacji. Na terenie Rynku Hurtowego Bronisze organizowane są liczne szkolenia oraz warsztaty dla producentów owoców i warzyw. Ponadto Rynek Hurtowy Bronisze jest członkiem Stowarzyszenia Polskich Rynków Hurtowych (SPRH) oraz członkiem-założycielem Fundacji Rynków Hurtowych Inicjatywy Środkowoeuropejskiej (CEIWMF)¹⁸⁶.

Wielkopolska Gildia Rolno-Ogrodnicza S.A. (WGRO S.A.) jest pierwszym w Polsce rynkiem hurtowym, powstałym w 1992 roku z kapitałem zakładowym w wysokości 27 366 100 zł. WGRO S.A. jest podmiotem powstałym na wzór francuskiego rynku hurtowego w Rungis. Wielkopolski rynek hurtowy powstał poza rządowym „Programem budowy sieci rynków hurtowych i giełd”, natomiast przy współpracy polsko-szwajcarskiej. Na terenie wskazanego rynku odbywa się handel owocami i warzywami, kwiatami oraz artykułami spożywczymi. Handel na WGRO S.A. prowadzony jest na powierzchni 12 ha przez ok. 1 800 producentów zarówno rolnych jak i ogrodniczych. Nowoczesna, rozbudowana infrastruktura (2 hale sprzedaży owoców i warzyw, 2 hale kwiatowe, 4 hale spożywcze) oraz zadaszony plac do sprzedaży produktów z samochodów tworzy dogodne warunki wymiany handlowej. Prowadzi również działalność szkoleniową oraz marketingową, która ma na celu poznanie zarówno potrzeb jak i wymagań rynku¹⁸⁷.

Rolno Spożywczy Rynek Hurtowy „Giełda Kaliska” Sp. z o.o. powstał w 1996 roku, przyjmując formę spółki z ograniczoną odpowiedzialnością, z kapitałem założycielskim o wartości 36 mln zł w formie aportu w postaci gruntów o powierzchni 7,4 ha, oraz znajdującą się na ich terenie halą targową. Z szacunkowych danych wynika, że na placu handlowym kaliskiego rynku hurtowego do bezpośredniej sprzedaży z samochodów przeznaczonych jest ok. 250 miejsc. Jak wynika ze statutu spółki, Rolno Spożywczy Rynek Hurtowy „Giełda Kaliska” Sp. z o.o. jest podmiotem, którego działania skupiają się nie tylko na wynajmie i dzierżawie powierzchni służącej do handlu hurtowego artykułami rolno-spożywczymi, ale również na szeroko pojętej działalności marketingowej i informacyjnej, a także na prowadzeniu badań rynkowych¹⁸⁸.

Rolno-Spożywczy Rynek Hurtowy S.A. w Radomiu powstał w 1997 roku jako jeden z pierwszych w Polsce. Był jednym z rynków znajdujących się w „Programie budowy sieci rynków hurtowych i giełd”. Kapitał zakładowy podmiotu wynosił

¹⁸⁶ J. Gołębiowski, W. Sobczak, *op.cit.*, s. 87-92.

¹⁸⁷ *Ibidem*.

¹⁸⁸ *Ibidem*.

9 457 450 zł. Infrastruktura radomskiego rynku hurtowego zlokalizowana jest na obszarze 6 ha w Radomiu oraz 3 ha w Kielcach. Sprzedaż produktów owoców i warzyw prowadzona jest bezpośrednio z samochodów na niezadaszonym placu, oraz na zadaszonych stoiskach przeznaczonych do sprzedaży sezonowej. Liczba stanowisk do sprzedaży owoców i warzyw z samochodu wynosi 245. Infrastruktura Rolno-Spożywczego Rynku Hurtowego S.A. obejmuje również klimatyzowane hale targowe oraz chłodnię składową. Z danych szacunkowych rynku hurtowego wynika, że w sezonie codziennie przebywa na nim ponad 3,5 tys. klientów.

Sandomierski Ogrodniczy Rynek Hurtowy S.A. (SORH S.A.), podobnie jak Rolno-Spożywczy Rynek Hurtowy S.A., powstał w 1997 roku, w ramach realizacji rządowego „Programu budowy sieci rynków hurtowych i giełd”. Kapitał zakładowy spółki to 2 056 500 zł. W skład infrastruktury SORH S.A. wchodziły grunty o powierzchni 5 ha, wraz z zabudową oraz halą magazynową. Na terenie hali magazynowej działalność prowadziły firmy usługowo-handlowe oraz hurtownie. Na terenie Sandomierskiego Ogrodniczego Rynku Hurtowego S.A. funkcjonowało również Centrum Logistyczne Produktów Ogrodniczych. Na terenie omawianego rynku hurtowego wydzielonych było (wg. danych szacunkowych) 200 stanowisk do sprzedaży owoców i warzyw z samochodów. Rynek ten funkcjonował do końca 2016 roku. Od 2017 roku plac targowy przy ul. Przemysłowej w Sandomierzu (Giełda Owocowo-Warzywna, do końca 2016 roku funkcjonujący jako Sandomierski Ogrodniczy Rynek Hurtowy S.A.), został przejęty przez Samorządowy Zakład Budżetowy noszący nazwę „Targowiska Miejskie Samorządowy Zakład Budżetowy”.

Ceny wybranych gatunków owoców i warzyw na badanych rynkach hurtowych aktualizowane są przez działy marketingu w dni robocze, a następnie publikowane na stronach internetowych rynków hurtowych. W większości przypadków podmioty te nie udostępniają archiwalnych notowań cen.

Jednym z czynników, który może być przyczyną wstępowania powiązania pomiędzy poszczególnymi rynkami lub wręcz odwrotnie, tj. stanowić przyczynę braku tych relacji jest odległość pomiędzy tymi rynkami. Spośród analizowanych rynków hurtowych najbardziej oddalone były Wielkopolska Gildia Rolno-Ogrodnicza S.A. w Poznaniu i Sandomierski Ogrodniczy Rynek Hurtowy S.A., Sandomierski Ogrodniczy Rynek Hurtowy S.A. i Rolno-Spożywczy Rynek Hurtowy Giełda Kaliska Sp. z o.o. oraz Rolno-Spożywczy Rynek Hurtowy S.A. w Radomiu i Wielkopolska Gildia Rolno-Ogrodnicza S.A. w Poznaniu (tabela 3). Stąd też koszty transportu pomiędzy tymi rynkami były największe. Należy przy tym zauważyć, że ze względu na specyficzne cechy produktów ogrodniczych, tj. tolerancję na transport, wzrost odległości może prowadzić do ograniczeń wymiany handlowej pomiędzy poszczególnymi rynkami. Kwestia ta ma szczególne znaczenie w przypadku owoców miękkich (truskawki, maliny), których dystrybucja pomiędzy najbardziej oddalonymi rynkami hurtowymi, bez odpowiednio przystosowanych środków transportu, jest niemożliwa, lub ze względu na wysoki poziom strat w jakości produktów, nieuzasadniona ekonomicznie. W przypadku prowadzonej wymiany handlowej pomiędzy najbardziej oddalonymi rynkami hurtowymi, wzrost kosztów transportu przekłada się również na wzrost cen produktów.

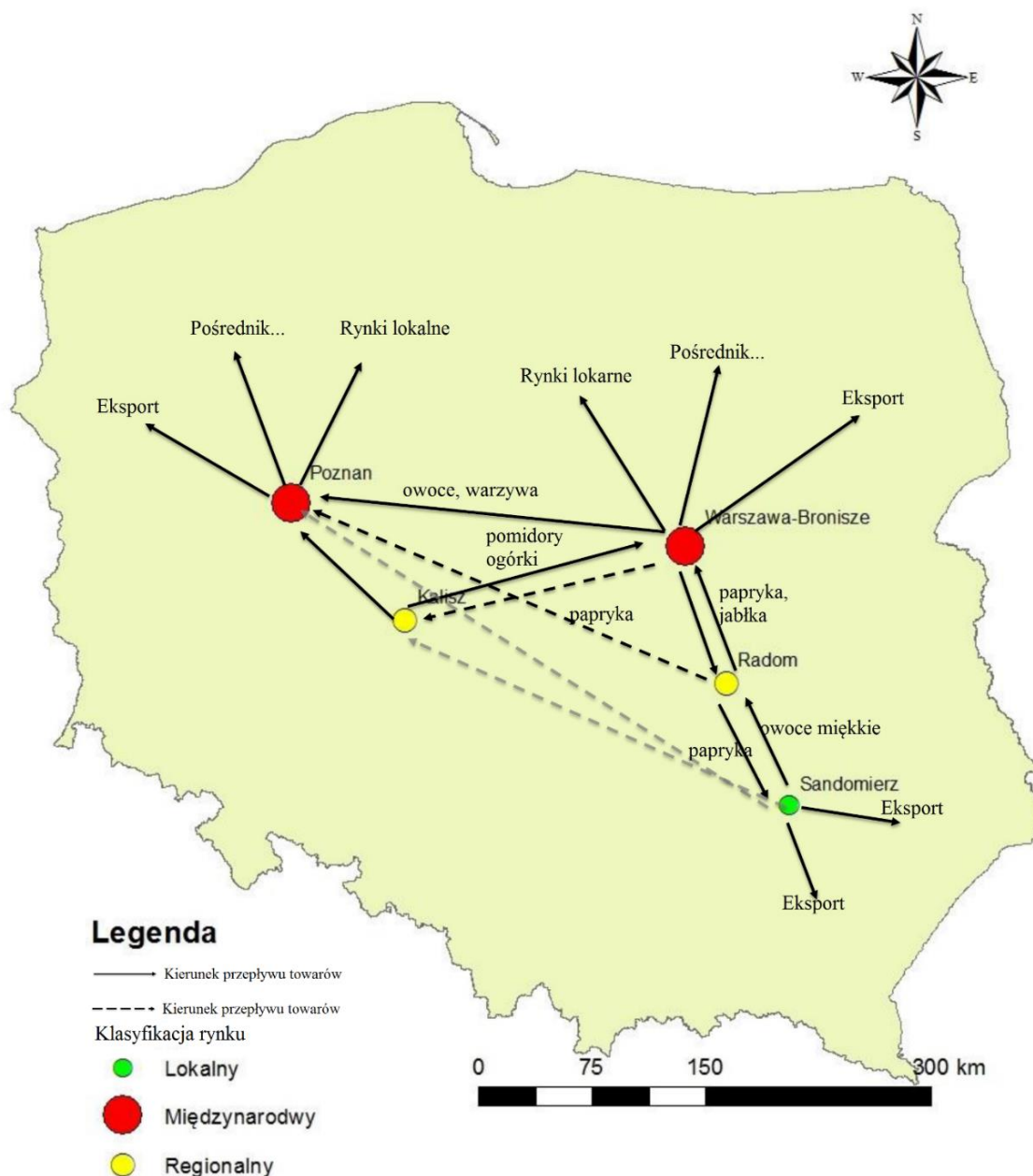
TABELA 3. Odległość pomiędzy poszczególnymi rynkami hurtowymi w Polsce (w km)

Wyszczególnienie	Warszawski Rolno-Spożywczy Rynek Hurtowy S.A. w Broniszach	Wielkopolska Gildia Rolno-Ogrodnicza S.A. w Poznaniu	Rolno-Spożywczy Rynek Hurtowy S.A. w Radomiu	Rolno-Spożywczy Rynek Hurtowy Giełda Kaliska Sp. z o.o	Sandomierski i Ogrodniczy Rynek Hurtowy S.A
Warszawski Rolno-Spożywczy Rynek Hurtowy S.A. w Broniszach	x	293	108	274	215
Wielkopolska Gildia Rolno-Ogrodnicza S.A. w Poznaniu	295	x	332	122	454
Rolno-Spożywczy Rynek Hurtowy S.A. w Radomiu	109	332	x	243	109
Rolno Spożywczy Rynek Hurtowy Giełda Kaliska Sp. z o.o	243	122	267	x	342
Sandomierski Ogrodniczy Rynek Hurtowy S.A	215	454	109	342	x

Źródło: Badanie własne na podstawie Google Maps.

Badane rynki zostały sklasyfikowane w trzech kategoriach, mianowicie, międzynarodowe, lokalne oraz regionalne. Klasyfikacji tej dokonano na podstawie zasięgu ich działania oraz rozmiaru. Do kategorii rynki międzynarodowe zakwalifikowano dwa największe w Polsce rynki hurtowe – Warszawski Rolno-Spożywczy Rynek Hurtowy S.A. w Broniszach oraz Wielkopolską Gildię Rolno-Ogrodnicza S.A. w Poznaniu. Przy czym warszawski rynek hurtowy uznano za rynek centralny. Powyższe rynki prowadzą działalność w zakresie dystrybucji owoców i warzyw zarówno na rynek krajowy, jak również na szeroką skalę, na wymianę międzynarodową. Ponadto dzięki posiadanym zasobom prowadzą działania marketingowe w zakresie sprzedaży produktów rolno-spożywczych, w tym ogrodnich, oraz szkolenia i warsztaty dla producentów owoców i warzyw. W przypadku rynków regionalnych sprzedaż owoców i warzyw odbywa się w głównej mierze na potrzeby rynku krajowego. W wielu przypadkach są to rynki zaopatrzenia dla rynków międzynarodowych. Rynki lokalne zlokalizowane są w centrach produkcji, i służą w głównej mierze jako zaopatrzenie dla rynków o większym zasięgu.

Do czynników mających wpływ na integrację przestrzenną rynków hurtowych należy zaklasyfikować również kierunki transakcji handlowych produktami ogrodnymi. Na podstawie wieloletnich obserwacji oraz wywiadów bezpośrednich przeprowadzonych z uczestnikami badanych rynków hurtowych, dokonano próby scharakteryzowania kanałów dystrybucji owoców i warzyw pomiędzy badanymi rynkami hurtowymi, oraz ich klasyfikacji. Wyniki przeprowadzonych badań zilustrowano na rysunku 18.



*linia ciągła – częste kanały wymiany produktów ogrodniczych pomiędzy analizowanymi rynkami hurtowymi

**linia przerywana – kanały dystrybucji występujące na mniejszą skalę

RYСУNEK 18. Kanały marketingowe pomiędzy badanymi rynkami hurtowymi

Źródło: Opracowanie własne przy wykorzystaniu programu ArcMap.

Na podstawie przeprowadzonych obserwacji i badań wyodrębniono następujące kanały dystrybucji owoców i warzyw świeżych:

- rynek hurtowy w Warszawie → rynek hurtowy w Poznaniu (owoce i warzywa),
- rynek hurtowy w Kaliszu → rynek hurtowy w Warszawie (owoce i warzywa, głównie pomidory szklarniowe i ogórki szklarniowe),
- rynek hurtowy w Warszawie ↔ rynek hurtowy w Radomiu (owoce i warzywa, głównie jabłka i papryka),

- rynek hurtowy w Sandomierzu ↔ rynek hurtowy w Radomiu (owoce miękkie, papryka),
- rynek hurtowy w Sandomierzu → rynek hurtowy Poznaniu i w Kaliszu (owoce miękkie - na małą skalę),
- rynek hurtowy w Radomiu → rynek hurtowy Poznaniu i w Kaliszu (papryka).

Można wnioskować, że kierunki przepływu wybranych gatunków owoców i warzyw w wielu przypadkach mogą wpływać na poziom integracji rynków hurtowych. Ponadto istotny czynnik wyjaśniający skointegrowanie badanych rynków hurtowych stanowiła struktura podmiotów sprzedających towary na danym rynku.

Należy również zwrócić uwagę na znaczenie kosztów transakcyjnych w analizie integracji rynków hurtowych, które w przypadku produktów ogrodnich są bardzo trudne do oszacowania. W pracy aspekt ten nie został uwzględniony. Wynika to ze specyficznego charakteru dystrybucji owoców i warzyw przeznaczonych do konsumpcji, który bardzo utrudnia dokładną kalkulację kosztów transportu przypadających na jedną jednostkę danego gatunku owoców i warzyw.

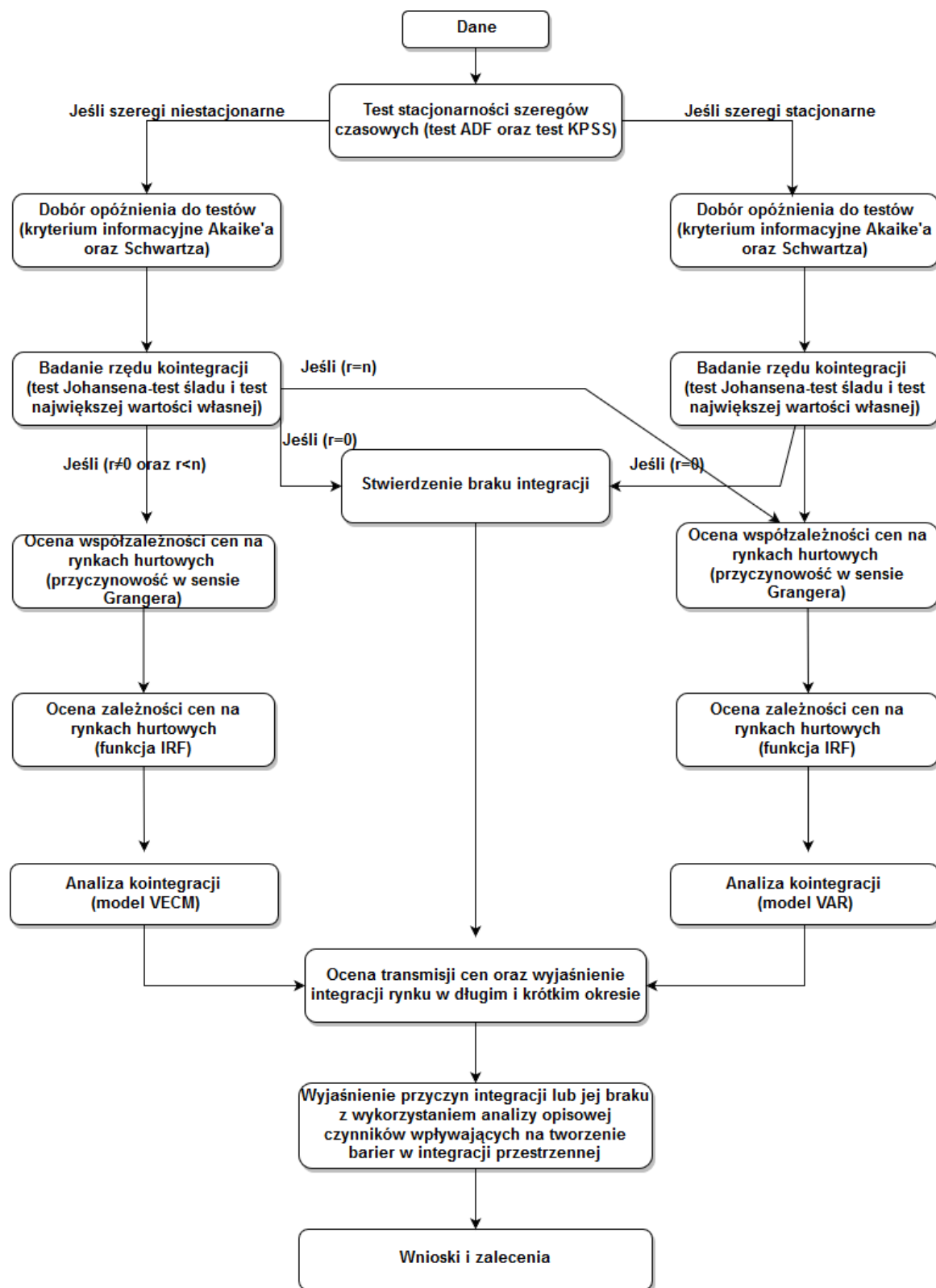
Prowadząc rozważania dotyczące czynników wpływających na zintegrowanie rynków hurtowych w Polsce lub jego braku, należy wymienić lokalizację rynków, ich specyfikę i kierunki przepływu towarów pomiędzy nimi. K. Hernandez-Villafuerte¹⁸⁹ badając relację pomiędzy cenami na rynkach w Brazylii, zauważył, że rynki zlokalizowane w pobliżu granicy z innymi krajami są mniej zintegrowane niż pozostałe, co wynika z faktu, że towary z tego rynku są eksportowane za granicę. Lokalizacja ta zwiększa szanse handlowe, m.in. poprzez możliwość uzyskania wyższych cen za produkty, a zarazem ograniczenia kosztów transakcyjnych poprzez zmniejszenie kosztów transportu. Na podstawie powyższego można wnioskować, iż w wielu przypadkach wyższy poziom cen analizowanych gatunków owoców i warzyw na rynku hurtowym w Poznaniu może wynikać, między innymi, z dużej liczby odbiorców z rynku niemieckiego.

¹⁸⁹ K. Hernandez-Villafuerte, *Relationship between Spatial Price Transmission and Geographical Distance in Brazil*, paper presented at the EAAE 2011 Congress Change and Uncertainty, Zurich 2011, s. 10, http://ageconsearch.umn.edu/record/114545/files/Hernandez-Villafuerte_Karla_307.pdf (dostęp 12.02.2017).

KSZTAŁTOWANIE SIĘ CEN OWOCÓW I WARZYSW

Na potrzeby badań wybrano pięć rynków hurtowych, tj. Warszawski Rolno-Spożywczy Rynek Hurtowy S.A. w Broniszach, Wielkopolską Gildię Rolno-Ogrodniczą S.A. w Poznaniu, Rolno Spożywczy Rynek Hurtowy Giełda Kaliska Sp. z o.o., Rolno-Spożywczy Rynek Hurtowy S.A. w Radomiu oraz Sandomierski Ogrodniczy Rynek Hurtowy S.A. Wyboru celowego rynków dokonano, kierując się czynnikami takimi jak: wielkość, zasięg i charakter rynku. W wyborze uwzględniono również dostępność i porównywalność danych w zakresie notowań cen. Handel na większości rynków hurtowych odbywał się przez 7 dni w tygodniu, 24 godz. na dobę (z kilkugodzinną przerwą techniczną). Towar dystrybuowany jest luzem lub posortowany w pojemnikach jednokrotnego lub wielokrotnego użytku. Sprzedaż prowadzona jest zarówno przez producentów, jak i pośredników. Należy podkreślić, że wielu pośredników posiada gospodarstwo rolne lub ogrodnicze, co uniemożliwia jednoznaczne rozróżnienia tych dwóch podmiotów. Istotny jest fakt, iż sprzedaż na rynkach hurtowych w Polsce odbywa się również w formie detalicznej. Przy doborze gatunków owoców i warzyw kierowano się ich znaczeniem w produkcji ogrodniczej w Polsce, oraz dostępnością i porównywalnością danych w zakresie notowań cen. Do badań posłużyły notowania cen następujących gatunków owoców i warzyw: kapusty białej, jabłek, ogórków szklarniowych, pomidorów szklarniowych, ogórków gruntowych, malin, truskawek w latach 2011–2018.

Zastosowane w niniejszym opracowaniu metody analizy ilościowej danych zostały przeprowadzone w logicznie następujących po sobie etapach, zilustrowanych na rysunku 19. Wyniki uzyskane na poszczególnych etapach wskazywały na kierunek dalszych analiz.

**RYСУNEK 19.** System analizy danych w celu potwierdzenia hipotez badawczych

Źródło: Opracowanie własne.

Powyższy schemat został powtórzony w przypadku każdego z badanych gatunków owoców i warzyw.

Ceny owoców na wybranych rynkach hurtowych

Przedmiotem niniejszego rozdziału jest analiza przebiegu zmienności cen wybranych gatunków owoców na badanych rynkach hurtowych. W celu zaprezentowania zmienności cen posłużono się dziennymi notowaniami cen pochodzącymi z rynków hurtowych owoców i warzyw w Polsce w latach 2011–2018. Analizą objęto następujące gatunki owoców: jabłka, maliny i truskawki.

W przypadku jabłek można dostrzec, że ich ceny wykazały tendencję spadkową. Można przypuszczać, że zjawisko to jest skutkiem wysokiej podaży tych owoców na rynku krajowym. Ta zaś była wynikiem wprowadzonego przez Rosję embarga na produkty rolne z UE. Watro również podkreślić, że ze względu na fakt, iż w przypadku jabłek istotną rolę w dystrybucji jabłek odgrywa eksport. Ceny na tym rynku uzależnione są również od zmieniających się cen na rynkach światowych, a także kursów walut (tabela 4).

TABELA 4. Statystyki opisowe dziennych cen jabłek na rynkach hurtowych

Wyszczególnienie	Cena minimalna [zł]	Cena maksymalna [zł]	Cena średnia [zł]	Mediana [zł]	Odchylenie standardowe [zł]	Współczynnik zmienności [%]
Bronisze	0,88	3,85	1,92	1,78	0,68	36,46
Poznań	0,99	2,82	1,78	1,85	0,43	24,52
Kalisz	1,02	4,04	1,96	1,92	0,66	34,67
Radom	0,67	5,50	1,51	1,50	5,20	35,43
Sandomierz	0,72	3,03	1,42	1,44	0,37	27,03

Źródło: Obliczenia własne przy wykorzystaniu programu GRET.

Duże fluktuacje w poziomie cen na rynkach hurtowych można zaobserwować również w przypadku malin. Dokonując analizy cen malin, można zauważyć, że ich poziom na rynku w Sandomierzu odbiega od pozostałych rynków hurtowych. Ceny te w latach 2011–2018 były wyższe, a ponadto nie wykazywały wahań (tabela 5).

TABELA 5. Statystyki opisowe cen malin na rynkach hurtowych

Wyszczególnienie	Cena minimalna	Cena maksymalna	Cena średnia	Mediana	Odchylenie standardowe	Współczynnik zmienności
Bronisze	5,65	29,15	11,34	12,21	3,34	30,52
Poznań	8,52	26,40	15,15	15,54	3,82	26,07
Kalisz	10,02	26,40	10,65	11,10	3,78	36,65
Radom	5,02	20,90	10,37	10,55	2,77	27,57
Sandomierz	7,52	25,30	16,40	17,76	4,42	27,89

Źródło: Obliczenia własne przy wykorzystaniu programu GRET.

Również sam poziom cen był istotnie zróżnicowany na poszczególnych rynkach. Taki sposób kształtowania się cen malin wynika z charakteru tego produktu, jakim jest bardzo duża zmienność podaży tego produktu. Zmienność spowodowana jest między innymi bardzo niską trwałością tych owoców, co uniemożliwia ich przechowywanie a co za tym idzie wpływ producenta na kształtowanie podaży tego produktu na

rynku jest niewielka. Ponadto zbiory malin są w istotnym stopniu zależne od warunków atmosferycznych.

W tabeli 6 zaprezentowano statystyki opisowe cen truskawek na badanych rynkach hurtowych. Zaprezentowane dane wskazują, że podobnie jak w przypadku poprzednich gatunków owoców ceny truskawek charakteryzowały się dużą zmiennością na poszczególnych rynkach.

TABELA 6. Statystyki opisowe cen truskawek na rynkach hurtowych

Wyszczególnienie	Cena minimalna	Cena maksymalna	Cena średnia	Mediana	Odchylenie standardowe	Współczynnik zmienności
Bronisze	2,50	20,35	6,50	6,11	3,37	53,66
Poznań	1,22	19,80	5,47	5,55	3,50	66,40
Kalisz	1,02	25,85	6,87	6,66	3,79	56,95
Radom	1,42	19,80	6,86	6,11	3,91	59,03
Sandomierz	2,52	15,95	5,20	5,27	2,08	41,46

Źródło: Obliczenia własne przy wykorzystaniu programu GRETl.

Analizując poziom cen truskawek na rynkach hurtowych w Polsce, można zauważyć, że analogicznie jak pozostałe omawiane przypadki ceny tych owoców w latach 2011–2018 charakteryzowały się dużą zmiennością na wszystkich rynkach hurtowych. W przypadku części gatunków owoców specyficzna cecha, jaką jest ich nietrwałość nasila fluktuacje w wolumenie ich produkcji co znajduje odzwierciedlenie w kształtowaniu się poziomu cen. Zależność ta została dostrzeżona również w przypadku owoców na badanych rynkach hurtowych.

Ceny warzyw na badanych rynkach hurtowych

W przypadku warzyw analizą objęto ceny kapusty białej, pomidorów szklarniowych oraz ogórków gruntowych. Kapusta biała została sklasyfikowana jako gatunek całoroczny, pozostałe gatunki natomiast jako sezonowe. Podobnie jak w przypadku owoców również ceny warzyw w dużym stopniu uzależnione są od poziomu podaży. Największym stopniem zróżnicowania charakteryzowały się ceny kapusty białej na rynku hurtowym w Kaliszu, na co wskazuje wysoka wartość współczynnika zmienności, który wyniósł dla badanego okresu 77,8%. Należy przy tym zauważyć, że to właśnie na tym rynku w całym analizowanym okresie ceny kapusty białej były średnio najniższe. Na podstawie przeprowadzonych analiz można wnioskować, że najbardziej stabilnym rynkiem hurtowym w przypadku kapusty białej był w latach 2011–2018 rynek hurtowy w Poznaniu. Zmienność cen na tym rynku była znacznie mniejsza, aniżeli w przypadku pozostałych rynków, takie wnioskowanie potwierdza również znacznie niższa niż w pozostałych przypadkach wartość współczynnika zmienności (tabela 7).

TABELA 7. Statystyki opisowe cen kapusty białej na rynkach hurtowych

Wyszczególnienie	Cena minimalna	Cena maksymalna	Cena średnia	Mediana	Odchylenie standardowe	Współczynnik zmienności
Bronisze	0,28	3,03	0,87	0,71	0,56	67,62
Poznań	0,22	3,03	1,34	1,39	0,59	45,99
Kalisz	0,12	3,85	0,79	0,58	0,62	81,30
Radom	0,37	4,95	1,30	1,22	0,87	69,88
Sandomierz	0,22	5,89	1,10	0,94	0,75	70,27

Źródło: Obliczenia własne przy wykorzystaniu programu GRETLL.

Na podstawie przeprowadzonych analiz, można wnioskować, że, pomimo iż ceny na poszczególnych rynkach hurtowych były w badanym okresie różne, to w większości przypadków, wykazywały podobną tendencję we fluktuacji ich poziomu, m.in. coroczny spadek cen w okresie wrzesień–kwiecień, wywołany wysoką podażą tego gatunku warzyw.

Analizując notowania dzienne cen ogórków szklarniowych, można zauważyć, że w latach 2011–2018 na badanych rynkach kształtowały się one na zbliżonym poziomie. Na podstawie danych zawartych w tabeli 8 można wskazać, że w przypadku ogórków szklarniowych ich ceny na poszczególnych rynkach charakteryzowały się mniejszym zróżnicowaniem aniżeli w przypadku kapusty białej. Najmniej stabilne w całym analizowanym okresie były ceny tego gatunku na rynku hurtowym w Sandomierzu.

TABELA 8. Statystyki opisowe cen ogórków szklarniowych na rynkach hurtowych

Wyszczególnienie	Cena minimalna	Cena maksymalna	Cena średnia	Mediana	Odchylenie standardowe	Współczynnik zmienności
Bronisze	0,60	6,77	2,41	2,39	0,90	38,73
Poznań	0,72	7,04	2,38	2,44	0,82	35,77
Kalisz	0,42	7,70	2,27	2,22	1,13	51,52
Radom	0,62	5,83	2,04	2,11	0,94	47,53
Sandomierz	0,42	10,45	2,05	1,94	1,19	59,88

Źródło: Obliczenia własne przy wykorzystaniu programu GRETLL.

Wahania w poziomie cen na wybranych rynkach hurtowych w Polsce były podobne na wszystkich analizowanych rynkach i wiązały się z okresowymi zmianami poziomu podaży. Wyższa podaż w okresach letnich skutkowałą spadkiem poziomu cen. Przy czym dokonując analizy cen tego gatunku warzyw, można wnioskować, że w ostatnich dwóch latach analizowanego okresu ceny te wykazywały mniejszą zmienność.

Analizując szeregi czasowe cen pomidorów szklarniowych z lat 2011–2018, można zauważyć, że ceny na rynku hurtowym w Broniszach kształtowały się na wyższym poziomie, aniżeli na pozostałych rynkach (tabela 9). Skokowe zmiany poziomu cen tego gatunku podobnie jak w przypadku innych warzyw i owoców spowodowane były zmianami podaży pomidorów szklarniowych na badanych rynkach.

TABELA 9. Statystyki opisowe cen pomidorów szklarniowych na rynkach hurtowych

Wyszczególnienie	Cena minimalna	Cena maksymalna	Cena średnia	Mediana	Odchylenie standardowe	Współczynnik zmienności
Bronisze	1,60	16,50	2,95	3,05	1,14	40,05
Poznań	0,94	6,24	3,18	3,20	1,22	39,74
Kalisz	0,04	5,86	2,20	2,41	1,07	50,17
Radom	1,02	7,15	2,95	3,05	1,11	39,10
Sandomierz	1,35	10,64	4,58	4,63	2,04	46,02

Źródło: Obliczenia własne przy wykorzystaniu programu GRET.L.

Analizując notowania cen pomidorów szklarniowych w długiej perspektywie czasu, możemy dostrzec sukcesywny spadek cen tych warzyw na wszystkich badanych rynkach hurtowych.

Z przeprowadzonych analiz cen ogórków gruntowych wynika, że ich poziom na poszczególnych rynkach hurtowych był podobnie jak w przypadku pozostałych gatunków charakteryzował się istotnym poziomem zróżnicowania (tabela 10).

TABELA 10. Statystyki opisowe cen ogórków gruntowych na rynkach

Wyszczególnienie	Cena minimalna	Cena maksymalna	Cena średnia	Mediana	Odchylenie standardowe	Współczynnik zmienności
Bronisze	1,05	3,85	2,01	2,05	0,70	35,75
Poznań	1,27	3,85	2,12	2,11	0,64	31,40
Kalisz	0,72	3,30	1,76	1,67	0,61	36,30
Radom	0,77	3,03	1,76	1,94	0,58	34,40
Sandomierz	0,67	2,75	1,60	1,83	0,60	39,06

Źródło: Obliczenia własne przy wykorzystaniu programu GRET.L.

Jedną z przyczyn występowania istotnych różnic w cenach na wskazanych rynkach oraz ich fluktuacji jest, krótki okres występowania tego gatunku na rynku hurtowym oraz bardzo zróżnicowany poziom podaży. Zmienność podaży ogórków gruntowych na rynkach hurtowych w dużym stopniu uzależniona jest od panujących warunków atmosferycznych.

Rynek owoców i warzyw wyróżnia się dużą niestabilnością, która jest wynikiem między innymi zmienności zbiorów, które są silnie uzależnione od warunków pogodowych. Powoduje to duże wahania w podaży tych produktów i związaną z tym dużą zmiennością poziomu cen.

Właściwości badanych szeregów czasowych

Proces stochastyczny to zbiór zmiennych losowych, uporządkowanych zgodnie z indeksami należącymi do pewnego zbioru T (skończonego lub nieskończonego). Szczególną realizacją procesu stochastycznego są szeregi czasowe, które są najczęściej obiektem zainteresowania ekonometryków. Szeregiem czasowym jest bowiem ciąg wartości obserwacji, z których każda związana jest z konkretnym momentem w czasie. Proces stochastyczny jest stacjonarny, jeśli łączny rozkład zmiennych losowych jest stały. Tak więc stacjonarność szeregów czasowych to pewien szczególny stan ich „statystycznej równowagi”¹⁹⁰. Badanie stacjonarności zmiennych w modelu można wskazać jako test, który weryfikuje poprawność założeń koniecznych do wyboru odpowiednich procedur testowania hipotez.

W celu zbadania stacjonarności szeregów czasowych w niniejszym opracowaniu zastosowano najpopularniejszy test za pomocą, którego można ustalić, czy zmienna jest stacjonarna czy niestacjonarna, mianowicie rozszerzony test Dickeya-Fullera (ADF, *Augmented Dickey-Fuller test*). Test ten bada stacjonarność szeregów czasowych, poprzez testowanie hipotezy zerowej wskazującej na jej niestacjonarność. Ponadto w opracowaniu posłużono się testem KPSS (test Kwiatkowskiego, Phillipsa, Schmidta i Shina) o hipotezie zerowej wskazującej o stacjonarności szeregów czasowych. Testy te charakteryzują się więc przeciwnie sformułowanymi hipotezami zeroowymi.

Test ADF jest równaniem regresji o postaci^{191,192,193}:

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

gdzie:

δ i γ – parametry strukturalne – szacowane metodą najmniejszych kwadratów,

k – liczba opóźnień,

t – zmienna czasowa,

y_{t-1} – wartość w szeregu pierwszych różnic w okresie t ,

ε_t – składnik losowy.

Hipoteza zerowa dla tego testu mówi, że szereg y_t jest niestacjonarny z powodu wystąpienia pierwiastka jednostkowego, natomiast hipoteza alternatywna wskazuje, że szereg jest stacjonarny^{194,195}.

¹⁹⁰ E. Kusideł, *Modele wektorowo-autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowanie* [w:] Suhecki B. (red.), *Dane panelowe i modelowanie wielowymiarowe w badaniach ekonomicznych*. Tom. 3, Wyd. Absolwent, Łódź 2000, s. 18-23.

¹⁹¹ G.S. Maddala, *Ekonometria*, Wyd. PWN, Warszawa 2008, s. 616.

¹⁹² A. Welfe, *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*, Wyd. PWE, Warszawa 2009, s. 366-367.

¹⁹³ D. Witkowska, A. Matuszewska-Janicka, K. Kompa, *Wprowadzenie do ekonometrii dynamicznej i finansowej*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2012, s. 75-76.

¹⁹⁴ S. Gędek, *op.cit.*, s. 88-98.

¹⁹⁵ S.P. Katengeza, J.H. Mangisoni, J.J. Okello, The role of ICT-based market information services in spatial food market integration: The case of Malawi agricultural commodity exchange, Paper presented at the Joint

Jak zauważa G.S. Madala oraz A. Welfe¹⁹⁶, w teście Kwiatkowskiego, Phillipsa, Schmidta i Shina hipoteza zerowa i alternatywna mają odwrotny układ niż w rozszerzonym teście Dickeya-Fullera. Stąd też w teście KPSS hipoteza zerowa zakłada, że badany szereg czasowy jest stacjonarny, zaś hipoteza alternatywna, że szereg czasowy jest niestacjonarny.

Test ten przyjmuje postać:

$$y_t = r_t + \xi t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$r_t = r_{t-1} + u_t \quad (3)$$

gdzie:

ε_t – stacjonarny składnik losowy,

ξt – trend deterministyczny,

r_t – wartość zmiennej,

u_t – wariancja składnika losowego.

W celu określenia współzależności szeregów czasowych wymagane jest stwierdzenie o ich stacjonarności. W tym celu zastosowano rozszerzony test Dickeya-Fullera (ADF). W przeprowadzonym teście ADF hipoteza zerowa zakładała, że szereg jest niestacjonarny stąd też, gdy prawdopodobieństwo błędu I rodzaju (p) jest większe niż 0,05, nie można odrzucić hipotezy zerowej, na podstawie czego można stwierdzić, że analizowany szereg czasowy jest niestacjonarny¹⁹⁷.

Wyniki testów stacjonarności dla badanych gatunków owoców i warzyw zostały wskazane w tabeli 11.

TABELA 11. Wyniki testów stacjonarności analizowanych szeregów czasowych

Wyszczególnienie		Wartość krytyczna dla poziomu istotności p -value	
Gatunki	Rynki hurtowe	Statystyka testu ADF	p -value = 0,01
Kapusta	Bronisze	-2,544	-3,441
	Poznań	-2,900	-3,441
	Kalisz	-3,431	-3,441
	Radom	-3,344	-3,441
Jabłko	Sandomierz	-3,194	-3,441
	Bronisze	-3,355	-3,455
	Poznań	-2,839	-3,455
	Kalisz	-2,850	-3,455
	Radom	-3,302	-3,455
	Sandomierz	-3,191	-3,455

3rd African Association of Agricultural Economists (AAAE) and the 48th Agricultural Economists Association of South Africa (AEASA) Conference, Cape Town, South Africa, 19–23 September 2010, s. 4–5, <http://ageconsearch.umn.edu/record/96170/files/117.>, (dostęp 06.02.2017).

¹⁹⁶ G.S. Maddala, *op.cit.*, s. 619–620.

¹⁹⁶ A. Welfe, *op.cit.*, s. 368–369.

¹⁹⁷ S. Gędek, *op.cit.*, s. 90.

TABELA 11 (cd.)

Wyszczególnienie		Wartość krytyczna dla poziomu istotności p -value	
Gatunki	Rynki hurtowe	Statystyka testu ADF	p -value = 0,01
Ogórki szklarniowe	Bronisze	-5,109	-3,442
	Poznań	-4,646	-3,442
	Kalisz	-5,944	-3,442
	Radom	-3,953	-3,442
	Sandomierz	-6,026	-3,442
Pomidory szklarniowe	Bronisze	-3,414	-3,446
	Poznań	-3,071	-3,446
	Kalisz	-3,193	-3,446
	Radom	-3,305	-3,446
	Sandomierz	-3,267	-3,446
Ogórki gruntowe	Bronisze	-3,356	-3,466
	Poznań	-3,160	-3,466
	Kalisz	-3,090	-3,466
	Radom	-3,359	-3,466
	Sandomierz	-2,563	-3,466
Maliny	Bronisze	-2,970	-3,465
	Poznań	-3,171	-3,465
	Kalisz	-3,300	-3,465
	Radom	-3,275	-3,465
	Sandomierz	-1,353	-3,465
Truskawki	Bronisze	-5,500	-3,464
	Poznań	-4,302	-3,464
	Kalisz	-4,740	-3,464
	Radom	-5,584	-3,464
	Sandomierz	-4,846	-3,464

Źródło: Obliczenia własne przy wykorzystaniu programu EViews.

Wyniki rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (ADF), służące do określenia stacjonarności szeregów czasowych wskazały, że w przypadku kapusty białej, jabłek, malin, pomidorów oraz ogórków gruntowych szeregi czasowe cen z lat 2011–2018 były nie-stacjonarne na poziomach, co sugerowało zastosowanie modelu VECM. Natomiast wyniki testu dla truskawek oraz ogórków szklarniowych wskazały, że badane szeregi czasowe były stacjonarne, co wskazywało na zasadność zastosowania modelu VAR w dalszych etapach analizy.

OCENA WYSTĘPOWANIA ZALEŻNOŚCI POMIĘDZY ANALIZOWANYMI CENAMI

Lepsze zrozumienie zależności między poziomem cen na poszczególnych rynkach może pomóc w usprawnieniu decyzji w zakresie miejsca i czasu dystrybucji wybranych produktów ogrodnich. W celu określenia występowania skointegrowania w poziomie cen pomiędzy badanymi rynkami analizowane szeregi czasowo poddano testowaniu mającemu na celu określenie występowania skointegrowania oraz scharakteryzowania potencjalnych współzależności cen wybranych gatunków owoców i warzyw.

Testowanie skointegrowania analizowanych szeregów czasowych

W celu określenia skointegrowania zmiennych posłużono się metodą Johansena, która obejmowała dwa testy, mianowicie test śladu oraz test największej wartości własnej. W opinii B. Marona i A. Bieniek¹⁹⁸ częściej wykorzystywaną metodą służącą badaniu kointegracji jest metoda Johansena, która w porównaniu do testów ADF oraz MNK posiada lepsze własności statystyczne oraz moc testu na wyższym poziomie. W procedurze Johansena do badania poziomu kointegracji wykorzystywany jest rząd macierzy Π , który jest równy liczbie wektorów (związków) kointegrujących¹⁹⁹. Test ten jest testem interakcyjnym, w którym wartości estymatora macierzy Π szeregowane są malejąco. W pierwszym etapie H_0 zakłada, że $R = 0$, co oznacza, że w macierzy nie ma wektora kointegrującego. Jeśli zostanie ona odrzucona, następna zakłada, iż $R = 1$, czyli że istnieje przynajmniej jeden taki wektor. W następnych etapach procedury testowane są kolejne pary hipotez, do momentu aż odpowiednia hipoteza zerowa nie zostanie odrzucona po raz pierwszy, co oznacza rząd kointegracji^{200,201,202}. Test Johansena przyjmuje następujące formy^{203,204,205}:

¹⁹⁸ B. Marona, A. Bieniek, *Wykorzystanie modelu VECM do analizy wpływu bezpośrednich inwestycji zagranicznych na gospodarkę Polski w latach 1996–2010*, Acta Universitatis Nicolai Copernici. Oeconomia, XLIV nr 2, 2013, s. 339.

¹⁹⁹ M. Hamulczuk, S. Gędek, C. Klimkowski, S. Stańko, *op.cit.*, s. 57.

²⁰⁰ S. Gędek, *op.cit.*, s. 92.

²⁰¹ F. Tsiboe, B.L. Dixon, E.J. Wailes, *Spatial dynamics and determinants of Liberian rice market integration*, African Journal of Agricultural and Resource Economics, Vol. 11(3), 2016, s. 186.

²⁰² S. Gędek, *Analiza współzależności pomiędzy poziomem stóp procentowych a poziomem inflacji i kursami walutowymi złotego*, Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych, SGGW, 16 (XVI), Nr 3, 2015, s. 63.

²⁰³ S. Johansen, *Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models*, Econometrica, Vol. 59, No. 6, 1991, s. 1555.

²⁰⁴ E. Kusideł, *op.cit.*, s. 59.

²⁰⁵ M. Majsterek, *Zastosowanie procedury Johansena do analizy sprzężenia inflacyjnego w gospodarce polskiej*, Przegląd Statystyczny, Nr 45, 1998, s. 123–124.

- test maksymalnej wartości własnej:

$$\lambda_{max}(R) = -T \ln(1 - \lambda_{R+1}) \quad (4)$$

gdzie:

λ_i – oszacowane wartości własne,

T – liczba dostępnych obserwacji,

R – testowany rząd kointegracji,

m – liczba zmiennych w wektorze Y .

Hipoteza zerowa zakłada wtedy, że liczba wektorów kointegrujących jest równa R , wobec hipotezy alternatywnej mówiącej, że ich liczba wynosi $R+1$ ²⁰⁶.

- test śladu:

$$\lambda_{trace}(R) = -T \sum_{i=R+1}^m \ln(1 - \lambda_i) \quad (5)$$

gdzie:

λ_i – oszacowane wartości własne,

T – liczba dostępnych obserwacji,

R – testowany rząd kointegracji,

m – liczba zmiennych w wektorze Y .

Hipoteza zerowa zakłada, że liczba wektorów kointegrujących mniejsza lub równa R , natomiast hipoteza alternatywna wskazuje na liczbę wektorów kointegrujących większą niż R ²⁰⁷.

W wyniku przeprowadzonej procedury Johansena mogą wystąpić następujące przypadki:

- rząd macierzy Π wynosi 0 – wszystkie elementy macierzy są zerowane, zaś model jest modelem VAR dla przyrostów zmiennych,
- pełny rząd macierzy Π – szeregi zmiennych są stacjonarne, zaś model jest typowym modelem VAR dla poziomów zmiennych lub dla przyrostów,
- rząd macierzy Π jest pierwszego rzędu – istnieje jeden wektor kointegrujący zaś, Πx_{t-1} , jest czynnikiem korekty błędem,
- rząd macierzy większy od 0 i mniejszy od m istnieje więcej niż jeden wektor kointegrujący²⁰⁸.

Wyniki testów kointegracji Johansena zawarte w tabeli 12 wskazują na istnienie długoterminowych relacji pomiędzy poszczególnymi gatunkami na badanych rynkach hurtowych.

²⁰⁶ A. Kłodzińska, *Zależności pomiędzy średniookresowymi i długookresowymi stopami procentowymi w Polsce*, The Journal of Management and Finance, Nr 4, Część 8, 2011, s. 242.

²⁰⁷ R. Patera, *Dynamiczne zależności na polskim rynku pracy w metodologii SVECM*, Barometr Regionalny, Nr 1(19), 2010, s. 14.

²⁰⁸ E. Kusideł, *op.cit.*, s. 49, 58.

TABELA 12. Wyniki testów kointegracji Johansena dla rynków hurtowych – gatunki całoroczne

	Liczba wektorów kointegrujących	Wartość własna	Test śladu**	Wartość krytyczna $\alpha = 0,05$	Test maksymalnej wartości***	Wartość krytyczna $\alpha = 0,05$
Kapusta biała	0*	0,047	153,867	60,361	69,390	30,591
	1*	0,028	84,476	40,376	40,665	24,280
	2*	0,023	43,810	24,397	33,319	17,886
	3	0,006	10,491	12,383	8,552	11,280
	4	0,001	1,940	4,150	1,940	4,150
Jabłka	0*	0,117	309,830	77,357	175,825	34,979
	1*	0,043	134,005	54,349	62,776	28,731
	2*	0,036	71,228	35,368	52,954	22,410
	3	0,008	18,274	20,362	11,691	15,971
	4	0,005	6,582	9,210	6,582	9,210
Ogórki szklarniowy	0*	0,160	310,434	70,167	109,217	34,046
	1*	0,137	201,225	48,095	92,045	27,722
	2*	0,079	109,180	29,946	51,898	21,238
	3*	0,063	57,282	15,571	40,933	14,335
	4*	0,026	16,348	3,860	16,348	3,860
Pomidory szklarniowy	0*	0,144	137,775	70,168	59,904	34,045
	1*	0,106	77,870	48,095	42,982	27,722
	2	0,035	34,889	29,946	13,818	21,237
	3	0,031	21,065	15,572	12,342	14,336
	4*	0,022	8,726	3,860	8,726	3,860
Ogórki gruntowe	0*	0,210	101,788	70,167	38,710	34,045
	1*	0,164	63,078	48,095	29,416	27,722
	2*	0,123	33,662	29,946	21,656	21,238
	3	0,043	12,006	15,571	7,219	14,336
	4*	0,028	4,786	3,860	4,786	3,860
Maliny	0*	0,200	121,874	70,167	45,015	34,045
	1*	0,173	76,858	48,095	38,156	27,722
	2*	0,112	38,702	29,946	23,938	21,238
	3	0,061	14,762	15,572	12,662	14,336
	4	0,010	2,101	3,860	2,101	3,860
Truskawki	0*	0,296	161,047	70,167	68,512	34,046
	1*	0,148	92,535	48,095	31,135	27,722
	2*	0,137	61,400	29,946	28,694	21,238
	3*	0,112	32,707	15,571	23,025	14,336
	4*	0,048	9,682	3,860	9,681	3,860

* oznacza odrzucenie H_0 na poziomie $\alpha = 0,05$ ** $H_0(0)$: rz. $\Pi = 0$; $H_1(0)$: rz. $\Pi > 0$ *** $H_0(0)$: rz. $\Pi = 0$; $H_1(0)$: rz. $\Pi = 1$

Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews, na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.

W przypadku kapusty białej oraz jabłek występowały trzy wektory kointegrujące, co wskazuje, że ceny te były powiązane na trzech rynkach w relacji długookresowej. Wyniki testów dla cen pomidorów szklarniowych mogą sugerować na występowanie dwóch wektorów kointegrujących. W odniesieniu do ogórków gruntowych oraz malin liczba wektorów kointegrujących wskazuje na występowanie powiązań pomiędzy cenami na trzech badanych rynkach. Wyniki badania rzędu kointegracji zmiennej w przypadku truskawek oraz ogórków szklarniowych wskazały na pełny rząd macierzy Π dla badanych szeregów, sugerując, że pomiędzy wszystkimi badanymi rynkami wystąpiła współzależność cen w perspektywie długookresowej. Należy więc przyjąć, że w tych przypadkach prawidłową postacią modelu służącego do badania kointegracji jest model VAR zbudowany dla przyrostów²⁰⁹.

Charakterystyka współzależności cen wybranych gatunków owoców i warzyw pomiędzy badanymi rynkami hurtowymi

Jedną z kluczowych metod ekonometrycznych służących do analizy zależności przyczynowo-skutkowej, które występują pomiędzy procesami ekonomicznymi jest przyczynowość w sensie Grangera, która określa czy jedna zmienna jest przyczyną innej zmiennej²¹⁰. Zgodnie z powyższym zmienna x jest przyczyną w sensie Grangera zmiennej y w przypadku, gdy wartości zmiennej y mogą być dokładniej prognozowane poprzez uwzględnienie przeszłej wartości zmiennej x niż bez uwzględniania tych wartości²¹¹. Przyczynowość w sensie Grangera opiera się na poniższym układzie równań^{212,213,214}:

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^m \beta_j Y_{t-j} + \sum_{k=1}^n \beta_k X_{t-k} + u_t \quad (6)$$

$$X_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^m \beta_j X_{t-j} + \sum_{k=1}^n \beta_k Y_{t-k} + u_t \quad (7)$$

²⁰⁹ E. Kusideł, *op.cit.*, s. 54.

²¹⁰ W.W. Charemza, D.F. Deadam, *Nowa ekonometria*, Wydawnictwo PWN, Warszawa 1997, s. 157–158.

²¹¹ M. Papież, S. Śmiech, *Wykorzystanie modelu SVECM do badania zależności pomiędzy cenami surowców a cenami stali na rynku europejskim w latach 2003–2011*, Przegląd statystyczny, 59 (4), 2012, s. 510.

²¹² C.W.J. Granger, *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods*, Econometrica, Vol. 37, No. 3, 1969, s. 427.

²¹³ J. Rembeza, *op.cit.*, s. 38–39.

²¹⁴ A. Gluzicka, *Analiza zależności zachodzących między wielkością obrotów a indeksami Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie*, [w:] Trzaskalik T. (red.), *Modelowanie preferencji a ryzyko '13*, Studia Ekonomiczne 163/13, Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach, 2013, s. 17.

gdzie:

Y_t – realizacje zmiennej Y ,

X_t – realizacje zmiennej X ,

β – parametry strukturalne modelu,

t – zmienna czasowa,

u_t – składnik losowy modelu.

Hipoteza zerowa w teście przyczynowości w sensie Grangera mówi, że wszystkie współczynniki β_k są równe zero, co oznacza brak przyczynowości, natomiast hipoteza alternatywna zakłada występowanie przyczynowości.

W celu określenia, pomiędzy którymi rynkami hurtowymi występuje współzależność w zakresie kształtowania się cen, posłużono się analizą przyczynowości w sensie Grangera. Wyniki przeprowadzonych testów sugerują, że wyłącznie w czterech na dwadzieścia przypadków ceny na danym rynku mogły być przyczyną zmian ich poziomu na innym rynku (tabela 13). Na podstawie przeprowadzonego testu można wskazać, że ceny kapusty białej na rynku hurtowym w Broniszach wpływały na poziom cen tego gatunku na rynku w Kaliszu. Natomiast rynek poznański i sandomierski stanowił przyczynę kształtowania ceny kapusty białej na rynku w Broniszach. Ceny badanego gatunku na rynku w Sandomierzu kształtowały się pod wpływem cen na rynku kaliskim. W pozostałych przypadkach nie wykazano przyczynowości w sensie Grangera w przypadku kapusty białej w okresie 2011–2018.

TABELA 13. Wyniki testu przyczynowości Grangera – kapusta biała

	Bronisze	Poznań	Kalisz	Radom	Sandomierz
Bronisze (-1)		← (0,927)	→ (0,003)	X (0,341)	← (0,0817)
Poznań (-1)	→ (5.E-24)		X (0,546)	X (1,000)	X (0,979)
Kalisz (-1)	← (0,089)	X (0,835)6		X (0,594)	→ (0,003)
Radom (-1)	X (0,786)	X (0,917)	X (0,459)		X (0,662)
Sandomierz (-1)	→ (0,001)	X (0,181)	← (0,729)	X (0,3639)	

wartość w nawiasie – wartość p dla odpowiedniej statystyki

X – brak przyczynowości

↔ – wzajemna relacja

←, → – kierunki przyczynowości w sensie Grangera

Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews, na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.

Wyniki testu przyczynowości Grangera zamieszczone w tabeli 14 wskazały, że pomiędzy rynkami w Poznaniu i Kaliszu nie zaobserwowano reakcji przyczynowej wpływającej na kształtowanie się cen jabłek na tych rynkach w latach 2011–2018.

TABELA 14. Wyniki testu przyczynowości Grangera – jabłka

	Bronisze	Poznań	Kalisz	Radom	Sandomierz
Bronisze (-1)		→ (0,016)	↔ (0,001)	↔ (7.E-05)	↔ (2.E-08)
Poznań (-1)	← (0,681)		X (0,943)	← (0,9572)	← (0,248)
Kalisz (-1)	↔ (0,001)	X (0,154)		↔ (9.E-08)	← (0,126)
Radom (-1)	↔ (0,002)	→ (0,001)	↔ (0,005)		↔ (3.E-06)
Sandomierz (-1)	↔ (5.E-10)	→ (0,002)	→ (0,012)	↔ (4.E-06)	

wartość w nawiasie – wartość p dla odpowiedniej statystyki

X – brak przyczynowości

↔ – wzajemna relacja

←, → – kierunki przyczynowości w sensie Grangera

Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews, na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.

W przypadku rynków zlokalizowanych na obszarach o największej koncentracji produkcji jabłek w Polsce, tj. w Broniszach, Radomiu oraz Sandomierzu można stwierdzić, że ceny jabłek stanowiły przyczynę zmian ich cen na pozostałych rynkach hurtowych. Wyniki testu Grangera wskazują, że jedynie rynek hurtowy w Poznaniu nie wpływał na kształtowanie cen jabłek na pozostałych rynkach. Był jednak odbiorcą impulsów cenowych z Bronisz, Radomia i Sandomierza.

Wyniki testu przyczynowości Grangera w przypadku ogórków gruntowych wykazały, że wyłącznie w 50% przypadków ceny na danym rynku mogły być przyczyną zmian ich poziomu na innym rynku (tabela 15). Na podstawie przeprowadzonego testu można wskazać, że ceny ogórków gruntowych na rynku hurtowym w Broniszach wpływały na poziom cen tego gatunku na rynku w Poznaniu oraz Kaliszu. Przy czym ceny na rynku w Poznaniu mogły wpływać na poziom cen w Sandomierzu. Jednocześnie sandomierski rynek hurtowy stanowił przyczynę kształtowania ceny ogórków gruntowych na rynku w Kaliszu oraz Radomiu. Należy przy tym zauważyć, że rynek ten zlokalizowany jest na obszarach charakteryzujących się wysokim poziomem produkcji tego gatunku (według danych GUS województwo świętokrzyskie znajduje się na trzecim miejscu w produkcji ogórków gruntowych). W pozostałych przypadkach nie wykazano przyczynowości w sensie Grangera w przypadku ogórków gruntowych w latach 2011–2018.

TABELA 15. Wyniki testu przyczynowości Grangera – ogórki gruntowe

	Bronisze	Poznań	Kalisz	Radom	Sandomierz
Bronisze (-1)		→ (0,001)	→ (0,001)	X (0,273)	X (0,270)
Poznań (-1)	← (0,241)		X (0,061)	X (0,517)	→ (0,023)
Kalisz (-1)	← (0,084)	X (0,080)		X (0,210)	← (0,587)
Radom (-1)	X (0,149)	X (0,652)	X (0,673)		← (0,416)
Sandomierz (-1)	X (0,733)	← (0,313)	→ (0,010)	→ (0,047)	

wartość w nawiasie – wartość *p* dla odpowiedniej statystyki

X – brak przyczynowości, ↔ – wzajemna relacja

← → – kierunki przyczynowości w sensie Grangera

Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews, na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.

W przypadku cen ogórków szklarniowych z lat 2011–2018 wyniki testu przyczynowości Grangera zamieszczone w tabeli 16 wskazały na wzajemne oddziaływanie cen ogórków szklarniowych w pomiędzy większością rynków. Jednokierunkową przyczynowość w sensie Grangera można było zaobserwować wyłącznie w przypadku wpływu cen ogórków szklarniowych w Poznaniu oraz w Radomiu na ceny tego gatunku w Sandomierzu.

TABELA 16. Wyniki testu przyczynowości Grangera – ogórki szklarniowe

	Bronisze	Poznań	Kalisz	Radom	Sandomierz
Bronisze (-1)		↔ (0,002)	↔ (0,015)	↔ (1,3E-11)	↔ (0,015)
Poznań (-1)	↔ (1,6E-06)		↔ (0,006)	↔ (1,8E-06)	→ (0,018)
Kalisz (-1)	↔ (1,4E-06)	↔ (0,007)		↔ (8,3E-05)	↔ (0,027)
Radom (-1)	↔ (0,014)	↔ (0,002)	↔ (0,002)		→ (0,009)
Sandomierz (-1)	↔ (0,001)	← (0,143)	↔ (0,019)	← (0,213)	

wartość w nawiasie – wartość *p* dla odpowiedniej statystyki

X – brak przyczynowości, ↔ – wzajemna relacja

← → – kierunki przyczynowości w sensie Grangera

Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews, na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.

Wyniki testu przyczynowości Grangera wskazują, że sandomierski rynek hurtowy nie przyczyniał się do kształtowania cen pomidorów szklarniowych na pozostałych rynkach. Jednocześnie był on odbiorcą informacji wyłącznie z rynku hurtowego w Radomiu (tabela 17). Obustronną relację zaobserwowano w przypadku kaliskiego i radomskiego rynku hurtowego. Przy czym, otrzymane wyniki mogą sugerować, że na ceny pomidorów szklarniowych na tych rynkach wpływał poziom cen tego gatunku

na warszawskim rynku, oraz w przypadku radomskiego rynku hurtowego, również poziom cen na rynku w Poznaniu.

TABELA 17. Wyniki testu przyczynowości Grangera – pomidory szklarniowe

	Bronisze	Poznań	Kalisz	Radom	Sandomierz
Bronisze (-1)		X (0,766)	→ (0,012)	→ (1,2E-05)	X (0,865)
Poznań (-1)	X (0,886)		X (0,879)	→ (0,015)	X (0,977)
Kalisz (-1)	← (0,597)	X (0,745)		↔ (0,001)	X (0,851)
Radom (-1)	← (0,676)	← (0,147)	↔ (0,017)		← (0,639)
Sandomierz (-1)	X (0,129)	X (0,467)	X (0,514)	→ (0,002)	

wartość w nawiasie – wartość p dla odpowiedniej statystyki

X – brak przyczynowości, ↔ – wzajemna relacja, ← → – kierunki przyczynowości w sensie Grangera

Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews, na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.

Wyniki testu przyczynowości Grangera w przypadku truskawek, zamieszczone w tabeli 18, wskazały na wzajemne, długookresowe oddziaływanie cen tylko w przypadku dwóch rynków hurtowych, i była to relacja jednokierunkowa. Na podstawie uzyskanych wyników można sugerować, że w latach 2011–2018 na ceny truskawek na rynku hurtowym w Kaliszu wpływ miały ceny tego gatunku na rynku hurtowym w Poznaniu. Przy czym na poziom tych drugich wpływ miały ceny na poznańskim rynku hurtowym.

TABELA 18. Wyniki testu przyczynowości Grangera – truskawki

	Bronisze	Poznań	Kalisz	Radom	Sandomierz
Bronisze (-1)		← (0,289)	→ (0,001)	X (0,968)	X (0,157)
Poznań (-1)	→ (0,013)		X (0,547)	X (0,472)	X (0,179)
Kalisz (-1)	← (0,432)	X (0,350)		X (0,911)	X (0,917)
Radom (-1)	X (0,339)	X (0,817)	X (0,389)		X (0,950)
Sandomierz (-1)	X (0,127)	X (0,514)	X (0,435)	X (0,913)	

wartość w nawiasie – wartość p dla odpowiedniej statystyki

X – brak przyczynowości, ↔ – wzajemna relacja, ← → – kierunki przyczynowości w sensie Grangera

Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews, na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.

Podobna sytuacja miała miejsce w przypadku kolejnego gatunku sezonowego, tj. malin. Wyniki testu przyczynowości Grangera wskazały, że wyłącznie w czterech na dwadzieścia przypadków ceny na danym rynku hurtowym mogły być przyczyną zmian ich poziomu na innym rynku (tabela 19).

TABELA 19. Wyniki testu przyczynowości Grangera – maliny

	Bronisze	Poznań	Kalisz	Radom	Sandomierz
Bronisze (-1)		X (0,291)	← (0,241)	← (0,293)	X (0,365)
Poznań (-1)	X (0,231)		X (0,767)	X (0,945)	X (0,924)
Kalisz (-1)	→ (0,013)	X (0,874)		X (0,635)	X (0,463)
Radom (-1)	→ (0,043)	X (0,214)	X (0,587)		X (0,657)
Sandomierz (-1)	X (0,277)	X (0,615)	X (0,871)	X (0,917)	

wartość w nawiasie – wartość p dla odpowiedniej statystyki

X – brak przyczynowości, ↔ – wzajemna relacja

← → – kierunki przyczynowości w sensie Grangera

Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews, na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.

Na podstawie przeprowadzonego testu można wnioskować, że ceny malin na rynku hurtowym w Broniszach kształtowały się na skutek poziomu cen tego gatunku na rynku w Kaliszu oraz Radomiu. W pozostałych przypadkach nie wykazano przyczynowości w sensie Grangera w przypadku malin w okresie 2011–2018.

W takcie przeprowadzonych analiz zaobserwowano pewne prawidłowości, mianowicie ceny owoców miękkich, których termin spożycia jest krótki, ustalane są na danych rynkach bez efektów wpływu cen z innych rynków.

OCENA DŁUGOOKRESOWYCH RELACJI POMIĘDZY CENAMI NA ANALIZOWANYCH RYNKACH HURTOWYCH – MODELE VAR I VECM

Zmienność cen analizowana jest na wielu płaszczyznach, w większości przypadków są to zmiany poziomów cen w określonym przedziale czasowym, na różnych rynkach. Ze względu na niestacjonarność szeregów czasowych cen, są one coraz częściej analizowane w następujących po sobie momentach²¹⁵. W tym celu stosowane są dynamiczne modele ekonometryczne. Dynamiczny model to model przyczynowo-skutkowy, który uwzględnia strukturę dynamiczną każdego z procesów zarówno objaśnianych i objaśniających²¹⁶. W niniejszym opracowaniu modele te posłużyły do oceny długookresowych relacji pomiędzy cenami na analizowanych rynkach.

Koncepcja modeli VAR i VECM

C. Sims²¹⁷ w 1980 roku zaproponował model wektorowej autoregresji (ang. *Vector Autoregression Model*) VAR, który nie posiadał podziału na zmienne endogeniczne oraz egzogeniczne, czyli wszystkie zmienne w tym modelu są zmiennymi objaśnianymi, zaś ich opóźnienia objaśniającymi. Model ten jest modelem wielorównaniowym o strukturze autoregresyjnej²¹⁸. Model VAR jest alternatywą dla klasycznego modelu wielorównaniowego o równaniach współzależnych²¹⁹. Związki między kolejnymi równaniami widoczne są w powiązaniach między składnikami losowymi tych równań. Konstrukcja tego modelu nie wymaga wiedzy dotyczącej ekonomicznej struktury powiązań między zmiennymi. Celem analizy modelu VAR jest znalezienie wszystkich istotnych powiązań między zmiennymi, a ponadto jest on narzędziem do prognozowania²²⁰.

Wykorzystanie modelu VAR w modelowaniu wielowymiarowych szeregów czasowych wymaga przyjęcia założenia, iż nie ma rozróżnienia między zmiennymi endogenicznymi i zmiennymi egzogenicznymi (objaśniającymi), nie ma uzasadnionych ograniczeń odnośnie wartości parametrów modelu, czyli nie zakłada się warunków zerowych. Ponadto nie ma ścisłej i przeznaczonej tylko do tego teorii ekonomicznej na

²¹⁵ S. Figiel, M. Hamulczuk, C. Klimkowski, *op.cit.*, s. 9.

²¹⁶ B. Borkowski, M. Krawiec, *Ryzyko cenowe na rynku surowców rolnych*, [w:] *Zarządzanie ryzykiem cenowym a możliwości stabilizowania dochodów producentów rolnych - aspekty poznawcze i aplikacyjne*. Raport Programu Wieloletniego Nr 148, 2009, s. 47.

²¹⁷ C. Sims, *Macroeconomics and Reality*, *Econometrica*, Vol. 48, 1980, s. 8–10.

²¹⁸ A. Welfe, *Gospodarka polska w okresie transformacji*, Wyd. PWE, Warszawa 2000, s. 79–80.

²¹⁹ S. Gędek, *Analiza wpływu cen ropy naftowej na kurs korony norweskiej*, *Modern Management Review*. Vol. 18, Nr 4, 2013, s. 66.

²²⁰ D. Witkowska, A. Matuszewska-Janicka, K. Kompa, *op.cit.*, s. 60–84.

podstawie, której budowany jest model^{221,222}. Postać modelu VAR można zapisać jako^{223,224,225}:

$$X_t = A_0 D_t + \sum_{i=1}^k A_i x_{t-i} + e_t \quad (8)$$

$T = 1, 2, 3 \dots, T$.

gdzie:

$X_t = [x_{t1} \dots x_{tk}]^T$ – wektor obserwacji na bieżących wartościach wszystkich zmiennych objaśniających,

D_t – wektor egzogenicznych składników równań takich jak wyraz wolny, zmiana czasowa, niestochastyczne regresory, opóźnione wartości zmiennych egzogenicznych,

A_0 – macierz parametrów przy zmiennych wektora D_t (nie zawiera zerowych elementów),

A_i – macierz parametrów przy opóźnionych zmiennych wektora x_t (nie zawiera zerowych elementów),

k – rząd modelu, określający maksymalną długość opóźnienia,

$e_t = [e_{t1} \dots e_{tk}]^T$ – wektory stacjonarnych zakłóceń losowych (wektory reszt równań modelu).

Przy tworzeniu modelu VAR należy pamiętać, iż muszą zostać spełnione następujące warunki:

- dobór zmiennych do modelu powinien wynikać z dobrej znajomości modelowanego układu ekonomicznego,
- rząd opóźnień powinien odzwierciedlać naturalne interakcje między zmiennymi (np. dla danych miesięcznych – miesięczne, tygodniowych – tygodniowe itp.),
- rząd opóźnień powinien gwarantować brak autokorelacji błędów losowych²²⁶.

Badanie kointegracji zmiennych w przypadku, gdy współzależność zmiennych opisana jest wieloma równaniami, (tj. gdy zmienne objaśniane w jednym równaniu są zmiennymi objaśniającymi w innych równaniach), przeprowadzane jest za pomocą procedury Johansena. Zgodnie z tą procedurą, aby wykorzystać model VAR do badania kointegracji, należy go przekształcić do modelu korekty błędem VECM (*Vector Error Correction Model*) o postaci^{227,228,229}:

²²¹ E. Kusideł, *op.cit.*, s. 15–31

²²² A. Wójcik, *Modele wektorowo-autoregresyjne jako odpowiedź na krytykę strukturalnych wielorównaniowych modeli ekonometrycznych*, *Studia Ekonomiczne*, 193, 2014, s. 112–128.

²²³ E. Kusideł, *op.cit.*, s. 15–17.

²²⁴ B. Chen, S. Saghaian, *Market Integration and Price Transmission in the World Rice Export Markets*, *Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol. 41(3), 2016, s. 449.

²²⁵ J.P. Chavas, A. Metha, *Price dynamics in a vertical sector: the case of butter*, *American Journal of Agricultural Economics*, Nr 86, 2014, s. 1079–1080.

²²⁶ E. Kusideł, *op.cit.*, s. 14–42.

²²⁷ E. Kusideł, *op.cit.*, s. 48.

²²⁸ I. Sanogo, M.M. Amadou, *op.cit.*, s. 314–315.

²²⁹ B.E. Hansen, B. Seo, *Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models*, *Journal of Econometrics*, 110(2), 2000, s. 293–318.

$$\Delta x_t = \Psi_0 D_t + \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Pi_i \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

gdzie:

$$\Pi = \sum_{i=1}^k A_i - I \quad (12)$$

$$\Pi_i = \sum_{j=i+1}^k A_j \quad (13)$$

$X_t = [x_{t1} \dots x_{tk}]^T$ – wektor obserwacji na bieżących wartościach wszystkich zmiennych objaśniających,

D_t – wektor egzogenicznych składników równań takich jak wyraz wolny, zmiana czasowa, niestochastyczne regresy, opóźnione wartości zmiennych egzogenicznych,

A_0 – macierz parametrów przy zmiennych wektora D_t (nie zawiera zerowych elementów),

A_i – macierz parametrów przy opóźnionych zmiennych wektora x_t (nie zawiera zerowych elementów),

I – macierz jednostkowa,

k – rząd modelu, określający maksymalną długość opóźnienia,

$\varepsilon_t = [e_{1t} \dots e_{kt}]^T$ – wektory stacjonarnych zakłóceń losowych (wektory reszt równań modelu).

Przy estymacji parametrów modeli zastosowano opóźnienie równe 2. Symulacyjne zwiększenia opóźnienia nie miało wpływu na estymowany poziom α , sugerując na odpowiednio dobraną długość poziomu opóźnienia.

Wyniki estymacja parametrów modelu VECM

W celu zbadania struktury powiązań pomiędzy analizowanymi cenami oraz zbadania kointegracji na podstawie, której można wnioskować o występowaniu integracji przestrzennej posłużono się modelem VAR oraz modelem VECM.

Parametry oszacowane z modelu VECM w przypadku kapusty białej, wskazały na istnienie relacji pomiędzy cenami kapusty na wybranych rynkach hurtowych w różnych kombinacjach (tabela 20). Należy jednak zauważyć, że wartość współczynnika β może sugerować, że w wielu przypadkach w relacji długookresowej wystąpiło niedoszacowanie cen kapusty białej pomiędzy poszczególnymi rynkami. Jest to szczególnie widoczne w przypadku rynku hurtowego w Radomiu oraz Sandomierzu, na których ceny tego gatunku w relacji długookresowej, w latach 2011–2018 kształtowały się na niższym poziomie niż w przypadku pozostałych rynków hurtowych. Składnik korekty błędem przyjął wartość w przedziale 0-1, co sugeruje na dochodzenie do stanu równowagi długookresowej pomiędzy analizowanymi cenami, poprzez krótkookresowy jednorodny proces dostosowań. Ponadto należy zauważyć, że zmiany cen na danym rynku silniej reagują na zmianę jednostkową ceny z tego samego rynku, aniżeli ceny

jednostkowe z innych rynków. Przy czym powyższe stwierdzenie dotyczy opóźnienia o 1 okres. Symulacyjne zwiększenia opóźnienia w większości przypadków zmieniły poziom składnika korekty błędem w nieznacznym stopniu, pośrednio sugerując na odpowiednio dobraną długość poziomu opóźnienia.

TABELA 20. Wyniki estymacji modelu VECM – ceny kapusty białej

Zmienna	Równanie Bronisze	Równanie Kalisz	Równanie Poznań	Równanie Radom	Równanie Sandomierz
CointEq1*	-0,004 (-0,002) [-1,677]	-0,001 (-0,005) [-0,104]	-0,003 (-0,003) [-1,093]	0,120 (-0,014) [8,420]	-0,003 (-0,008) [-0,310]
D (Bronisze (t-1))	-0,039 (0,026) [-1,566]	-0,018 (0,061) [-0,300]	-0,004 (0,031) [-0,133]	0,104 (0,160) [0,645]	-0,090 (0,092) [-0,982]
D (Bronisze (t-2))	0,019 (0,026) [0,744]	0,065 (0,060) [1,063]	0,011 (0,031) [0,372]	-0,275 (0,160) [-1,723]	-0,001 (0,092) [-0,006]
D (Kalisz (t-1))	0,005 (0,011) [0,483]	-0,339 (0,027) [-12,840]	0,001 (0,014) [0,086]	0,037 (0,070) [0,543]	0,005 (0,039) [0,123]
D (Kalisz (t-2))	-0,013 (0,011) [-1,178]	-0,117 (0,026) [-4,418]	0,001 (0,013) [0,035]	-0,034 (0,070) [-0,501]	-0,020 (0,039) [-0,520]
D (Poznań (t-1))	-0,005 (0,022) [-0,249]	-0,008 (0,053) [-0,160]	-0,024 (0,026) [-0,922]	-0,014 (0,139) [-0,099]	0,012 (0,080) [0,152]
D (Poznań (t-2))	0,245 (0,022) [11,133]	0,011 (0,053) [0,203]	-0,015 (0,026) [-0,581]	0,090 (0,139) [0,651]	0,005 (0,080) [0,060]
D (Radom (t-1))	-0,002 (0,004) [-0,419]	0,009 (0,010) [0,906]	0,001 (0,005) [0,106]	-0,044 (0,026) [-1,700]	-0,016 (0,015) [-1,083]
D (Radom (t-2))	0,001 (0,004) [0,255]	0,002 (0,009) [0,181]	-0,001 (0,005) [-0,161]	-0,244 (0,025) [-9,467]	-0,008 (0,014) [-0,531]
D (Sandomierz (t-1))	0,001 (0,007) [0,188]	-0,029 (0,017) [-1,684]	0,029 (0,008) [3,311]	-0,017 (0,046) [-0,368]	0,012 (0,026) [0,455]
D (Sandomierz (t-2))	-0,002 (0,007) [-0,301]	-0,003 (0,017) [-0,145]	0,009 (0,009) [0,950]	-0,023 (0,046) [-0,491]	-0,054 (0,026) [-2,043]

Poziom błędu w (), T-Studenta [], *parametr dostosowania, kolor szary – parametry istotne statystycznie

Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews.

Oszacowane parametry z modelu VECM dla jabłek sugerują, podobnie jak powyżej sugerują, że pomiędzy jej cenami na badanych rynkach hurtowych w latach 2011–2018 istniała zależność, aczkolwiek w nielicznych przypadkach (tabela 21). Podobnie jak w przypadku kapusty białej należy zauważyć, że zmiany cen na danym rynku silniej reagują na zmianę jednostkową ceny z tego samego rynku aniżeli ceny jednostkowe z innych rynków. Przy czym powyższe stwierdzenie dotyczy opóźnienia

o 1 okres. Trudno wskazać tę zależność w przypadku cen na rynku hurtowym w Poznaniu.

TABELA 21. Wyniki estymacji modelu VECM – ceny jabłek

Zmienna	Równanie Bronisze	Równanie Kalisz	Równanie Poznań	Równanie Radom	Równanie Sandomierz
CointEq1*	-0,009 (-0,003) [-2,437]	-0,005 (-0,003) [-2,199]	-0,002 (-0,001) [-1,766]	0,056 (-0,004) [13,484]	0,000 (-0,002) [-0,056]
D (Bronisze (t-1))	0,002 (0,027) [0,062]	0,036 (0,017) [2,217]	0,018 (0,009) [2,085]	0,007 (0,030) [0,229]	0,020 (0,012) [1,679]
D (Bronisze (t-2))	0,000 (0,027) [-0,001]	0,009 (0,016) [0,542]	-0,005 (0,008) [-0,594]	-0,007 (0,030) [-0,250]	0,004 (0,012) [0,361]
D (Kalisz (t-1))	0,021 (0,043) [0,499]	-0,151 (0,027) [-5,670]	0,008 (0,014) [0,607]	-0,004 (0,049) [-0,813]	-0,001 (0,019) [-0,036]
D (Kalisz (t-2))	-0,011 (0,043) [-0,248]	-0,023 (0,027) [-0,868]	0,011 (0,014) [0,809]	-0,004 (0,049) [-0,093]	0,012 (0,019) [0,612]
D (Poznań (t-1))	0,001 (0,083) [0,008]	0,002 (0,051) [0,046]	-0,006 (0,027) [-0,249]	0,076 (0,094) [0,812]	-0,002 (0,037) [-0,043]
D (Poznań (t-2))	0,039 (0,083) [0,478]	0,054 (0,051) [1,064]	-0,006 (0,026) [-0,226]	-0,109 (0,094) [-1,172]	-0,005 (0,037) [-0,127]
D (Radom (t-1))	-0,023 (0,024) [-0,970]	-0,014 (0,015) [-0,935]	0,019 (0,008) [2,438]	0,114 (0,027) [4,226]	-0,008 (0,011) [-0,783]
D (Radom (t-2))	-0,019 (0,024) [-0,796]	0,001 (0,015) [0,068]	-0,001 (0,008) [-0,091]	-0,002 (0,027) [-0,069]	0,004 (0,011) [0,392]
D (Sandomierz (t-1))	0,014 (0,059) [0,236]	-0,037 (0,037) [-1,013]	0,005 (0,019) [0,281]	0,135 (0,068) [2,019]	-0,123 (0,027) [-4,602]
D (Sandomierz (t-2))	0,009 (0,059) [0,170]	0,030 (0,037) [0,842]	0,035 (0,019) [1,832]	-0,094 (0,068) [-1,399]	-0,039 (0,027) [-1,487]

Poziom błędu w (), T-Studenta [], *parametr dostosowania, kolor szary – parametry istotne statystycznie
 Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews, na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.

Ujemna wartość współczynnika β może sugerować, że w wielu przypadkach w relacji długookresowej wystąpiło niedoszacowanie cen tego gatunku owoców pomiędzy poszczególnymi rynkami. Było to szczególnie widoczne w przypadku rynku hurtowego w Poznaniu. Również w przypadku jabłek zmiana opóźnienia w większości przypadków nie zmieniła poziomu α w istotny sposób.

Wyniki estymacji parametrów modelu, w przypadku ogórków gruntowych wskazały, że zmiany cen na danym rynku najsilniej reagują na opóźnioną w czasie jednostkową zmianę ceny z tego samego rynku. Natomiast zmiany cen odnotowane na oddalonych przestrzennie (zatem różnych) rynkach hurtowych wykazują znacznie mniejsze oddziaływanie na poziom cen ogórków gruntowych na danym rynku hurtowym (tabela 22).

TABELA 22. Wyniki estymacji parametrów modelu VECM – ceny ogórków gruntowych

Zmienna	Równanie Bronisze	Równanie Kalisz	Równanie Poznań	Równanie Radom	Równanie Sandomierz
CointEq1*	-0,129 (-0,036) [-3,513]	0,147 (-0,034) [4,341]	-0,022 (-0,029) [-0,752]	-0,050 (-0,035) [-1,407]	-0,018 (-0,025) [-0,742]
D (Bronisze (t-1))	0,062 (-0,086) [0,727]	0,149 (-0,080) [1,884]	0,253 (-0,069) [3,709]	0,056 (-0,084) [0,667]	0,025 (-0,059) [0,420]
D (Bronisze (t-2))	0,036 (-0,088) [0,415]	0,117 (-0,081) [1,456]	0,123 (-0,070) [1,780]	-0,034 (-0,085) [-0,401]	0,160 (-0,059) [2,693]
D (Kalisz (t-1))	-0,260 (-0,105) [-2,498]	-0,082 (-0,097) [-0,852]	0,094 (-0,084) [1,138]	-0,047 (-0,103) [-0,463]	-0,057 (-0,073) [-0,801]
D (Kalisz (t-2))	-0,066 (-0,093) [-0,717]	0,022 (-0,086) [0,266]	0,223 (-0,074) [3,053]	-0,059 (-0,090) [-0,670]	0,037 (-0,064) [0,594]
D (Poznań (t-1))	0,124 (-0,108) [1,151]	0,156 (-0,100) [1,573]	-0,033 (-0,086) [-0,389]	0,010 (-0,106) [0,097]	0,159 (-0,075) [2,149]
D (Poznań (t-2))	-0,184 (-0,107) [-1,733]	0,081 (-0,100) [0,821]	-0,124 (-0,086) [-1,468]	0,088 (-0,105) [0,840]	-0,109 (-0,074) [-1,487]
D (Radom(t-1))	-0,145 (-0,086) [-1,709]	-0,073 (-0,080) [-0,928]	-0,029 (-0,069) [-0,434]	-0,064 (-0,084) [-0,765]	-0,096 (-0,059) [-1,642]
D (Radom(t-2))	-0,103 (-0,086) [-1,201]	-0,001 (-0,080) [-0,012]	-0,043 (-0,069) [-0,636]	-0,099 (-0,084) [-1,193]	0,020 (-0,059) [0,346]
D (Sandomierz(t-1))	0,109 (-0,121) [0,908]	-0,029 (-0,112) [-0,266]	0,001 (-0,097) [0,014]	0,129 (-0,118) [1,100]	-0,080 (-0,083) [-0,974]
D (Sandomierz(t-2))	0,049 (-0,117) [0,431]	0,049 (-0,109) [0,453]	0,069 (-0,093) [0,733]	0,136 (-0,115) [1,194]	-0,004 (-0,082) [-0,054]

Poziom błędu w (), T-Studenta [], *parametr dostosowania, kolor szary – parametry istotne statystycznie
Źródło: Obliczenia własne za pomocą programu EViews, na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.

Wyniki oszacowanego modelu VECM sugerują, że zmienność cen pomidorów szklarniowych na badanych rynkach hurtowych może podlegać wielu zależnościom natury przestrzennej (transmisja cen) oraz autoregresyjnej (wpływ ceny historycznej na danym rynku hurtowym na jej wartość bieżącą) (tabela 23).

TABELA 23. Wyniki estymacji parametrów modelu VECM – ceny pomidorów szklarniowych

Zmienna	Równanie Bronisze	Równanie Kalisz	Równanie Poznań	Równanie Radom	Równanie Sandomierz
CointEq1*	-0,067 (0,054) [-1,216]	-0,019 (0,051) [-0,374]	0,059 (0,055) [1,084]	0,342 (0,067) [5,169]	0,091 (0,084) [1,093]
D (Bronisze (t-1))	0,036 (0,093) [0,393]	0,290 (0,088) [3,360]	0,108 (0,094) [1,151]	0,140 (0,113) [1,257]	-0,051 (0,141) [-0,370]
D (Bronisze (t-2))	0,073 (0,091) [0,806]	0,159 (0,085) [1,892]	-0,012 (0,092) [-0,137]	0,036 (0,110) [0,330]	0,039 (0,137) [0,290]
D (Kalisz (t-1))	0,021 (0,065) [0,330]	-0,342 (0,060) [-5,652]	-0,052 (0,066) [-0,810]	0,061 (0,079) [0,780]	-0,037 (0,099) [-0,382]
D (Kalisz (t-2))	0,086 (0,065) [1,330]	-0,113 (0,060) [-1,872]	0,015 (0,066) [0,227]	-0,033 (0,079) [-0,427]	-0,013 (0,099) [-0,140]
D (Poznań (t-1))	0,042 (0,074) [0,584]	0,007 (0,069) [0,099]	-0,175 (0,075) [-2,380]	0,045 (0,089) [0,515]	0,080 (0,112) [0,722]
D (Poznań (t-2))	-0,016 (0,073) [-0,226]	0,012 (0,068) [0,180]	-0,013 (0,074) [-0,180]	0,068 (0,088) [0,785]	0,104 (0,110) [0,956]
D (Radom(t-1))	-0,087 (0,061) [-1,432]	-0,110 (0,056) [-1,938]	0,053 (0,061) [0,875]	-0,124 (0,074) [-1,690]	-0,023 (0,093) [-0,261]
D (Radom(t-2))	-0,090 (0,055) [-1,631]	-0,086 (0,051) [-1,667]	0,033 (0,055) [0,612]	-0,177 (0,067) [-2,675]	-0,019 (0,084) [-0,239]
D (Sandomierz(t-1))	0,008 (0,048) [0,158]	-0,042 (0,045) [-0,936]	0,031 (0,049) [0,651]	-0,102 (0,058) [-1,745]	-0,002 (0,074) [-0,031]
D (Sandomierz(t-2))	-0,016 (0,049) [-0,346]	-0,089 (0,045) [-1,967]	0,012 (0,049) [0,246]	0,090 (0,058) [1,540]	-0,110 (0,074) [-1,501]

Poziom błęd w (), T-Studenta [], *parametr dostosowania, kolor szary – parametry istotne statystycznie
 Źródło: Obliczenia własne za pomocą programu EViews, na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.

Również oszacowane parametry z modelu VECM dla malin sugerują, że w wybranych przypadkach, pomiędzy ich cenami na badanych rynkach hurtowych w latach 2011–2018 w ujęciu długookresowym istniała niska zależność (tabela 24).

TABELA 24. Wyniki estymacji parametrów modelu VECM – ceny malin

Zmienna	Równanie Bronisze	Równanie Kalisz	Równanie Poznań	Równanie Radom	Równanie Sandomierz
CointEq1*	-0,058 (-0,036) [-1,632]	0,196 (-0,040) [4,846]	0,007 (-0,029) [0,265]	0,196 (-0,035) [5,571]	0,056 (-0,014) [4,130]
D (Bronisze (t-1))	-0,044 (-0,074) [-0,602]	0,045 (-0,083) [0,545]	0,048 (-0,058) [0,827]	-0,234 (-0,072) [-3,269]	-0,046 (-0,028) [-1,682]
D (Bronisze (t-2))	-0,179 (-0,074) [-2,469]	-0,006 (-0,083) [-0,072]	-0,034 (-0,058) [-0,595]	-0,223 (-0,072) [-3,148]	0,056 (-0,028) [2,047]
D (Kalisz (t-1))	0,005 (-0,068) [0,076]	-0,114 (-0,076) [-1,508]	0,005 (-0,053) [0,090]	0,191 (-0,067) [2,892]	0,036 (-0,026) [1,416]
D (Kalisz (t-2))	0,096 (-0,068) [1,412]	-0,044 (-0,077) [-0,588]	0,026 (-0,054) [0,490]	0,130 (-0,067) [1,973]	0,028 (-0,026) [1,098]
D (Poznań (t-1))	0,038 (-0,095) [0,403]	-0,110 (-0,107) [-1,042]	-0,178 (-0,076) [-2,400]	0,002 (-0,093) [0,022]	-0,014 (-0,036) [-0,384]
D (Poznań (t-2))	0,029 (-0,094) [0,324]	-0,113 (-0,106) [-1,078]	-0,095 (-0,074) [-1,288]	0,152 (-0,092) [1,682]	-0,028 (-0,036) [-0,801]
D (Radom(t-1))	0,077 (-0,083) [0,941]	0,296 (-0,093) [3,234]	-0,116 (-0,066) [-1,787]	-0,009 (-0,080) [-0,115]	0,034 (-0,031) [1,111]
D (Radom(t-2))	0,097 (-0,077) [1,279]	0,177 (-0,086) [2,085]	-0,104 (-0,060) [-1,723]	0,002 (-0,075) [0,025]	0,060 (-0,029) [2,094]
D (Sandomierz(t-1))	0,148 (-0,188) [0,789]	0,048 (-0,212) [0,231]	0,002 (-0,149) [0,010]	0,060 (-0,183) [0,332]	-0,008 (-0,073) [-0,117]
D (Sandomierz(t-2))	0,174 (-0,185) [0,947]	0,050 (-0,208) [0,246]	0,094 (-0,146) [0,644]	0,094 (-0,180) [0,521]	0,012 (-0,071) [0,177]

Poziom błędu w (), T-Studenta [], *parametr dostosowania, kolor szary – parametry istotne statystycznie
 Źródło: Obliczenia własne za pomocą programu EViews, na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.

Wyniki estymacji modelu VECM wskazały, że zmiany cen malin na badanych rynkach były w większości przypadków były statystycznie istotne.

Wyniki estymacja parametrów modelu VAR

W przypadku ogórków szklarniowych parametry oszacowane modelu VAR, również wskazały na istnienie długookresowych relacji pomiędzy cenami tego gatunku na wszystkich badanych rynkach hurtowych (tabela 25).

TABELA 25. Wyniki estymacji parametrów modelu VAR – ceny ogórków szklarniowych

Zmienna	Równanie Bronisze	Równanie Kalisz	Równanie Poznań	Równanie Radom	Równanie Sandomierz
D (Bronisze (t-1))	0,712 (-0,042) [16,612]	-0,115 (-0,064) [-1,828]	0,029 (-0,030) [0,993]	0,085 (-0,035) [2,465]	-0,093 (-0,067) [-1,398]
D (Bronisze (t-2))	0,095 (-0,044) [2,162]	0,133 (-0,065) [2,058]	0,088 (-0,031) [2,830]	0,062 (-0,036) [1,755]	0,051 (-0,069) [0,754]
D (Kalisz (t-1))	0,084 (-0,029) [2,915]	0,832 (-0,042) [19,787]	0,073 (-0,020) [3,561]	0,036 (-0,023) [1,563]	0,030 (-0,045) [0,676]
D (Kalisz (t-2))	-0,019 (-0,029) [-0,658]	-0,014 (-0,042) [-0,342]	-0,053 (-0,020) [-2,597]	0,012 (-0,023) [0,528]	0,023 (-0,045) [0,516]
D (Poznań (t-1))	0,328 (-0,056) [5,860]	0,210 (-0,083) [2,565]	1,017 (-0,039) [25,758]	0,101 (-0,045) [2,232]	0,122 (-0,088) [1,399]
D (Poznań (t-2))	-0,150 (-0,054) [-2,745]	-0,132 (-0,081) [-1,651]	-0,135 (-0,038) [-3,500]	-0,055 (-0,044) [-1,271]	-0,027 (-0,086) [-0,313]
D (Radom(t-1))	0,035 (-0,052) [0,678]	-0,080 (-0,076) [-1,052]	0,009 (-0,036) [0,260]	0,784 (-0,042) [18,674]	0,017 (-0,082) [0,212]
D (Radom(t-2))	-0,080 (-0,049) [-1,629]	0,143 (-0,073) [1,974]	-0,033 (-0,035) [-0,957]	-0,041 (-0,040) [-1,029]	0,026 (-0,078) [0,343]
D (Sandomierz(t-1))	0,060 (-0,026) [2,308]	0,145 (-0,038) [3,756]	0,039 (-0,019) [2,142]	0,018 (-0,021) [0,851]	0,865 (-0,041) [20,931]
D (Sandomierz(t-2))	-0,062 (-0,027) [-2,351]	-0,114 (-0,038) [-2,924]	-0,036 (-0,018) [-1,943]	-0,031 (-0,021) [-1,456]	-0,027 (-0,041) [-0,663]
Skorygowane R²*	0,870	0,817	0,924	0,922	0,811

Poziom błąd w (), T-Studenta [], *dostosowanie modelu, kolor szary – parametry istotne statystycznie

Źródło: Obliczenia własne za pomocą programu EViews, na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.

Większość parametrów równań dla modelu VAR była istotna statystycznie wskazując, że zmiany cen na poszczególnych rynkach są skorelowane. Wyniki estymacji modelu VAR wskazały, że zmiany cen na badanych rynkach były w większości przypadków statystycznie istotne (wyjątek Poznań (t-2) i Sandomierz (t-2)). Ponadto należy zauważyć, że zmiany cen na danym rynku silniej reagują na zmianę jednostkową

ceny z tego samego rynku, aniżeli ceny jednostkowe z innych rynków. Przy czym powyższe stwierdzenie dotyczy opóźnienia o 1 okres. Dodatkowo przeprowadzone analizy z zastosowaniem opóźnienia większego niż 1 okres nie wykazały zmian relacji cenowej pomiędzy rynkami hurtowymi. Wartość oszacowanego parametru skorygowane R^2 wskazuje, że zmienność poziomu y została wyjaśniona w granicach 80-90%.

Również w przypadku truskawek, parametry oszacowane modelu VAR wskazały na istnienie długookresowych relacji pomiędzy cenami truskawek na wybranych badanych rynkach hurtowych. Aczkolwiek liczba parametrów równań istotnie statystycznych była znacznie mniejsza niż w poprzednim przypadku. Poziom analizowanych parametrów dochodził do stanu równowagi długookresowej pomiędzy analizowanymi cenami, poprzez krótkookresowy, jednodniowy proces dostosowań (tabela 26).

TABELA 26. Wyniki estymacji parametrów modelu VAR – ceny truskawek

Zmienna	Równanie Bronisze	Równanie Kalisz	Równanie Poznań	Równanie Radom	Równanie Sandomierz
D (Bronisze (t-1))	0,399 (-0,096) [4,191]	0,385 (-0,129) [3,001]	0,016 (-0,079) [0,206]	-0,003 (-0,132) [-0,023]	0,074 (-0,068) [1,090]
D (Bronisze (t-2))	0,019 (-0,094) [0,210]	0,064 (-0,126) [0,508]	-0,064 (-0,077) [-0,843]	0,057 (-0,129) [0,447]	-0,029 (-0,067) [-0,447]
D (Kalisz (t-1))	0,145 (-0,064) [2,315]	0,206 (-0,085) [2,431]	0,075 (-0,051) [1,454]	0,054 (-0,088) [0,627]	-0,039 (-0,045) [-0,900]
D (Kalisz (t-2))	0,039 (-0,062) [0,638]	0,055 (-0,085) [0,662]	-0,068 (-0,051) [-1,339]	-0,026 (-0,087) [-0,301]	0,024 (-0,044) [0,555]
D (Poznań (t-1))	0,278 (-0,098) [2,863]	0,204 (-0,132) [1,558]	0,865 (-0,080) [10,907]	0,056 (-0,134) [0,423]	0,122 (-0,069) [1,781]
D (Poznań (t-2))	-0,113 (-0,100) [-1,138]	-0,001 (-0,134) [-0,011]	0,073 (-0,082) [0,904]	0,123 (-0,137) [0,905]	-0,027 (-0,071) [-0,400]
D (Radom (t-1))	0,070 (-0,065) [1,079]	-0,045 (-0,087) [-0,530]	-0,046 (-0,052) [-0,879]	0,565 (-0,089) [6,422]	-0,006 (-0,045) [-0,138]
D (Radom (t-2))	-0,031 (-0,065) [-0,487]	0,082 (-0,087) [0,942]	0,031 (-0,052) [0,593]	0,028 (-0,089) [0,319]	-0,019 (-0,045) [-0,431]
D (Sandomierz (t-1))	0,294 (-0,125) [2,377]	0,201 (-0,168) [1,203]	-0,090 (-0,102) [-0,895]	0,109 (-0,172) [0,637]	0,907 (-0,088) [10,348]
D (Sandomierz (t-2))	-0,061 (-0,123) [-0,503]	-0,061 (-0,166) [-0,374]	0,211 (-0,101) [2,107]	0,113 (-0,170) [0,665]	-0,022 (-0,088) [-0,256]
Skorygowane R^2*	0,641	0,537	0,791	0,550	0,597

Poziom błędu w (), T-Studenta [], *dostosowanie modelu, kolor szary – parametry istotne statystycznie

Źródło: Obliczenia własne za pomocą programu EViews, na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.

Odchylenia od długookresowej ścieżki równowagi były krótkotrwałe, bo długości ok. jednego dnia. Zwiększenie opóźnienia nie miały wpływu na estymowany poziom α .

Wyniki badań zawarte w powyższym rozdziale wskazały na istnienie długookresowego związku pomiędzy cenami na wybranych rynkach hurtowych w Polsce. Na podstawie przeprowadzonych analiz można wnioskować, że w wyniku zmiany poziomu cen na rynkach następowało zjawisko dochodzenia do stanu równowagi długookresowej pomiędzy badanymi zmiennymi poprzez krótkookresowy proces dostosowań. Ponadto w przypadku badanych gatunków istniało zróżnicowanie wzajemnych długookresowych oddziaływań cen pomiędzy poszczególnymi rynkami hurtowymi.

PRZEBIEG ZALEŻNOŚCI POMIĘDZY CENAMI NA WYBRANYCH RYNKACH HURTOWYCH

W celu uzyskania szczegółowych informacji o wzajemnych dostosowaniach cen na poszczególnych rynkach, posłużono się funkcjami odpowiedzi na impuls (IRF). Funkcja odpowiedzi na impuls *IRF* (ang. *Impulse Response Function*) pozwoli na ocenę reakcji pojedynczej jednostki zmiennej na zmianę innej zmiennej. Umożliwia ona określenie kierunku oddziaływania impulsu (przyczyny), siły tego impulsu oraz rozkładu w czasie i szybkości jego wygasania²³⁰.

Istota funkcji odpowiedzi na impuls

Funkcja odpowiedzi na impuls pozwala, po pierwsze, na zbadanie wpływu zaburzeń impulsowych na określony system, a także umożliwia zbadanie stabilności tego systemu²³¹. Podstawą wyjścia do konstrukcji funkcji odpowiedzi na impuls są modele strukturalne VAR. Funkcja odpowiedzi na impulsy może przyjąć postać średniej ruchomej, uwzględniającej oddziaływania zakłóceń losowych²³² i przyjmuje postać²³³:

$$X_t = \sum_{i=1}^{\infty} \Phi_i \xi_{t-1} \quad (10)$$

gdzie:

$$\Phi_i = A_i B^{-1},$$

B – macierz parametrów stojących przy nieopóźnionych wartościach wektora x_t ,

Φ_i – odpowiedź wyróżnionej zmiennej wektora x_t na impuls ze strony innej zmiennej.

M. Miczka i W. Szulc²³⁴ zaproponowali na podstawie powyższego równania, postać funkcji odpowiedzi na impulsy, która określa reakcję wszystkich zmiennych w okresie $t + 1$ na impuls zaburzający składnik losowy zmiennej w określonym momencie. Funkcja odpowiedzi na impulsy w poniższej postaci została zastosowana do dalszych analiz:

$$FRI = A_i \delta e_j \quad (11)$$

²³⁰ R.T. Baillie, G. Kapetanios, *Estimation and inference for impulse response functions from univariate strongly persistent processes*, *Econometrics Journal*, 16(3), 2013, s. 376–377.

²³¹ E. Buszkowska, *Dynamika przepływów inwestycji pomiędzy giełdami*, *Acta Universitatis Nicolai Copernici. Oeconomia*, XLV, Nr 2, 2014, s. 278–279.

²³² M. Salamaga, *Badanie dynamicznych zależności pomiędzy napływem bezpośrednich inwestycji zagranicznych a wzorcem przewag komparatywnych w polskiej gospodarce*, *Przegląd Statystyczny*, Vol. 61(4), 2014, s. 376.

²³³ E. Kusideł, *op.cit.*, s. 35.

²³⁴ M. Miczka, W. Szulc, *Analiza reakcji na bodźce pomiędzy wybranymi rynkami z wykorzystaniem modelu VAR dla szeregów czasowych cen wyrobów stalowych w latach 1998–2011*, *Prace IMŻ*, 2011, s. 54.

gdzie:

A_i – macierz parametrów przy opóźnionych zmiennych wektora x_t (nie zawiera zero-wych elementów),

t – czas,

e_j – n -wymiarowy wektor,

j – zmienna,

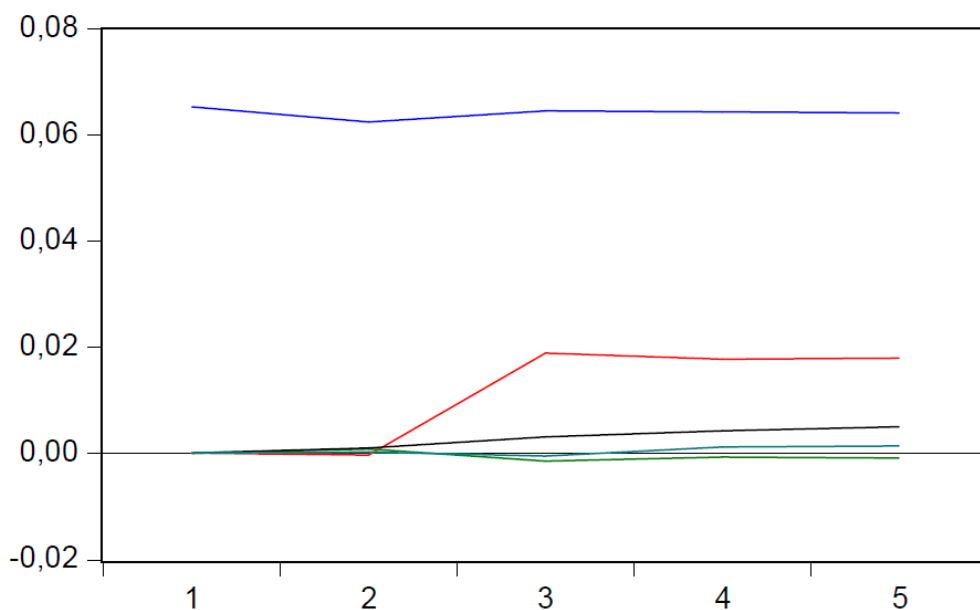
δ – rozmiar rozważanego impulsu.

W ramach analizy wzajemnego wpływu poszczególnych zmiennych, interesujące wnioski można wskazać na podstawie zbadania przebiegu funkcji odpowiedzi na impuls – IRF. Przy budowie IRF należy pamiętać o znaczeniu układu równań, ponieważ różny porządek równań może wpływać na wartości IRF. Kolejność zmiennych została uszeregowana od rynku największego tj. od Warszawskiego Rolno-Spożywczego Rynku Hurtowego S.A w Broniszach do rynku hurtowego w Sandomierzu.

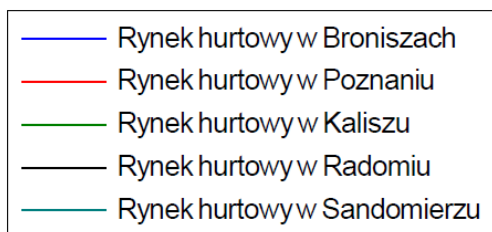
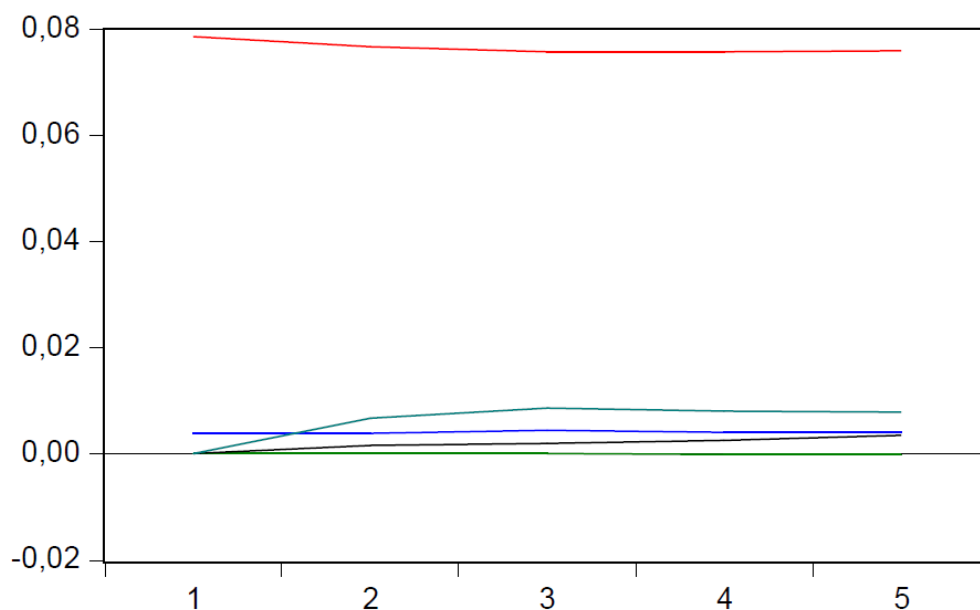
Oddziaływanie pomiędzy cenami na badanych rynkach hurtowych – gatunki całoroczne

W celu szczegółowego opisu przebiegu zależności pomiędzy cenami na badanych rynkach hurtowych, posłużono się funkcją odpowiedzi na impuls (IRF). Rysunki 20–22 prezentują przebieg funkcji reakcji na impulsy dla cen kapusty białej, pomiędzy badanymi rynkami w latach 2011–2018. Na osi rzędnych odłożona została wielkość zmiany ceny wyrażona w złotych, zaś na osi odciętych czas w dniach, jaki upływa od chwili wystąpienia impulsu cenowego. Przebieg funkcji IRF dla kapusty białej wykazał na istotną reakcję zmiany cen tego gatunku na rynku hurtowym w Broniszach, wywołaną impulsem cenowym pochodzącym z rynku hurtowego w Poznaniu oraz Sandomierza. Rynek ten reagował również zmianą poziomu cen na sygnały płynące, między innymi z Kalisza oraz Radomia, aczkolwiek w tych przypadkach odpowiedź impulsowa była słabsza. Wśród rynków w przypadku, których przebieg funkcji IRF wskazuje na występowanie reakcji na zmianę ceny, można wskazać Kalisz i Radom, przy czym należy zauważyć, że odpowiedź rynku hurtowego w Kaliszu była większa niżeli reakcja Radomia na zmianę cen w Kaliszu.

Odpowiedź rynku hurtowego w Broniszach

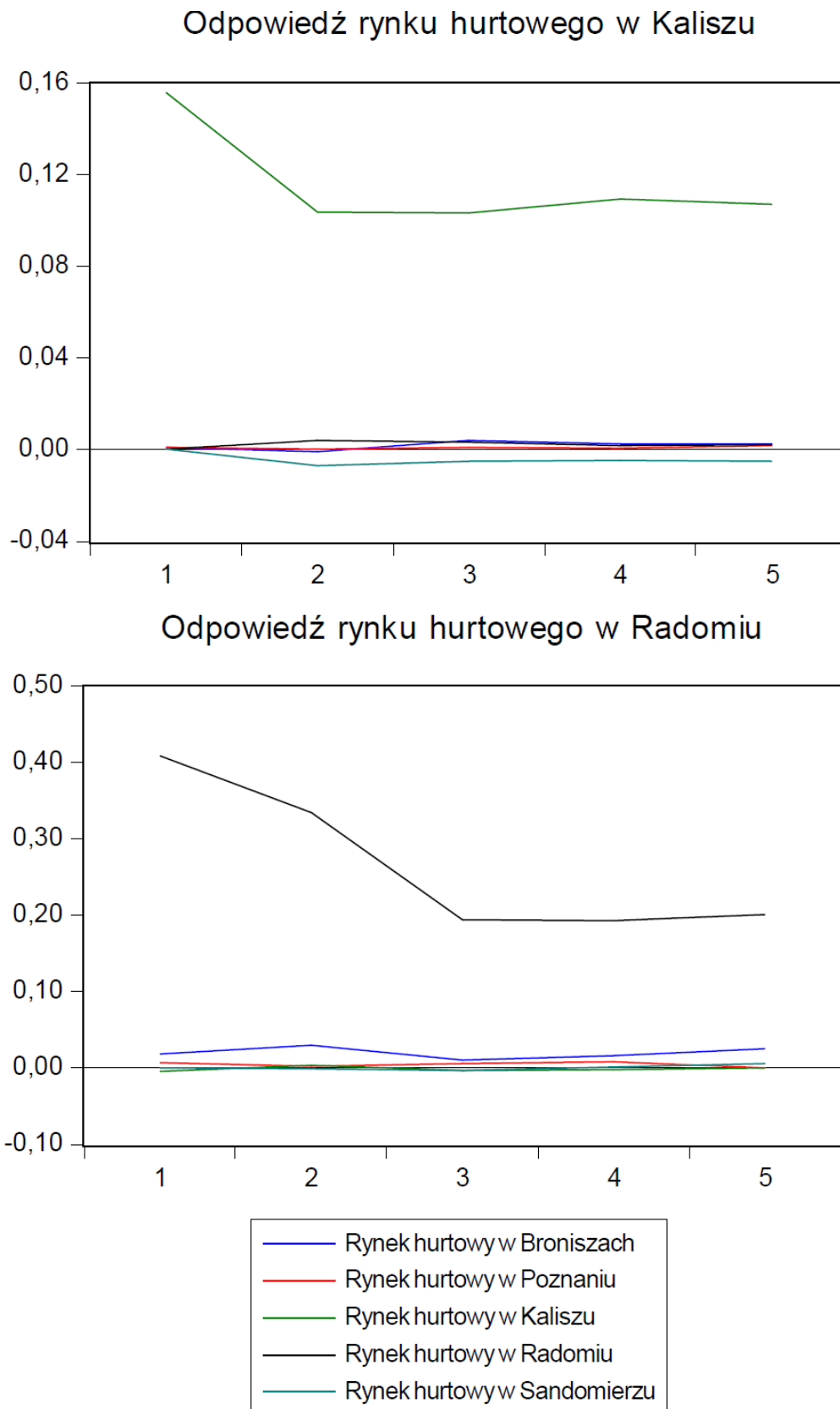


Odpowiedź rynku hurtowego w Poznaniu



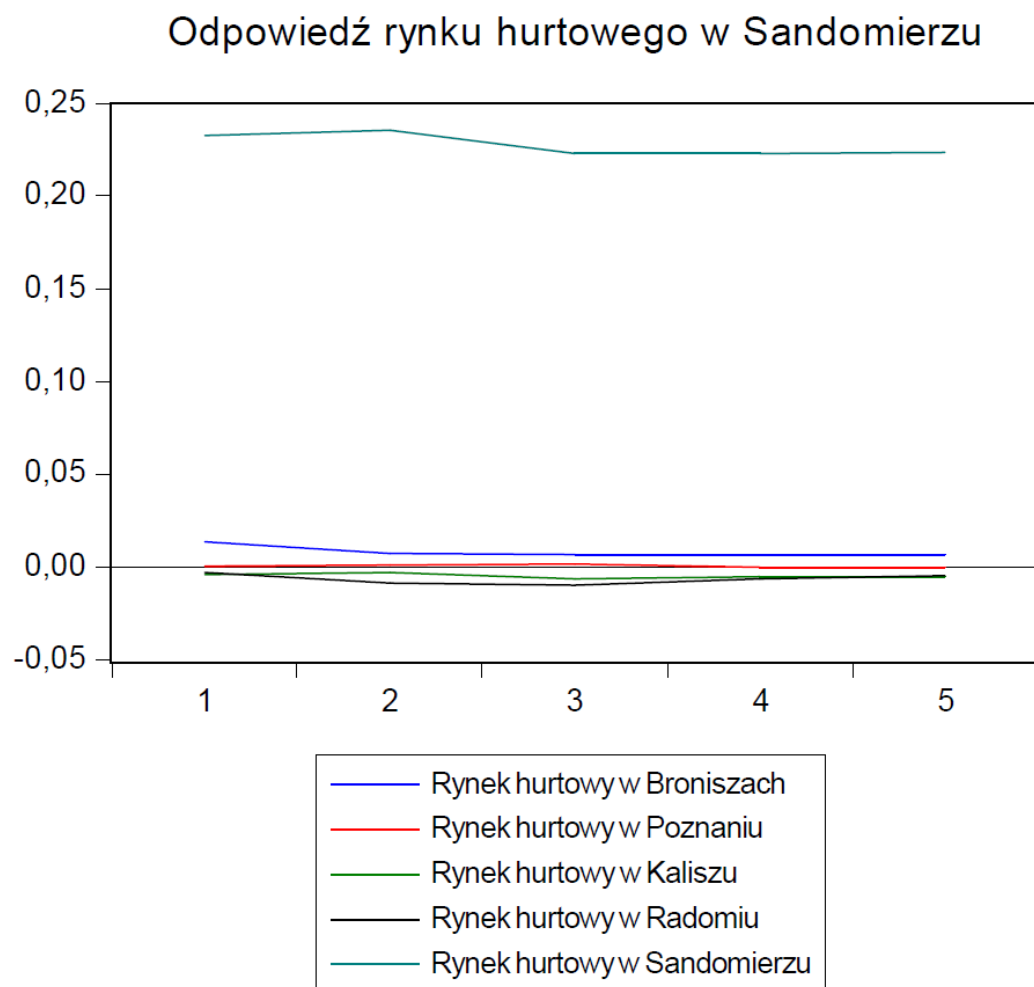
RYSUNEK 20. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny kapusty białej (rynek hurtowy w Broniszach i w Poznaniu)

Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews oraz CorelDRAW na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.



RYSUNEK 21. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny kapusty białej (rynek hurtowy w Kaliszu oraz w Radomiu)

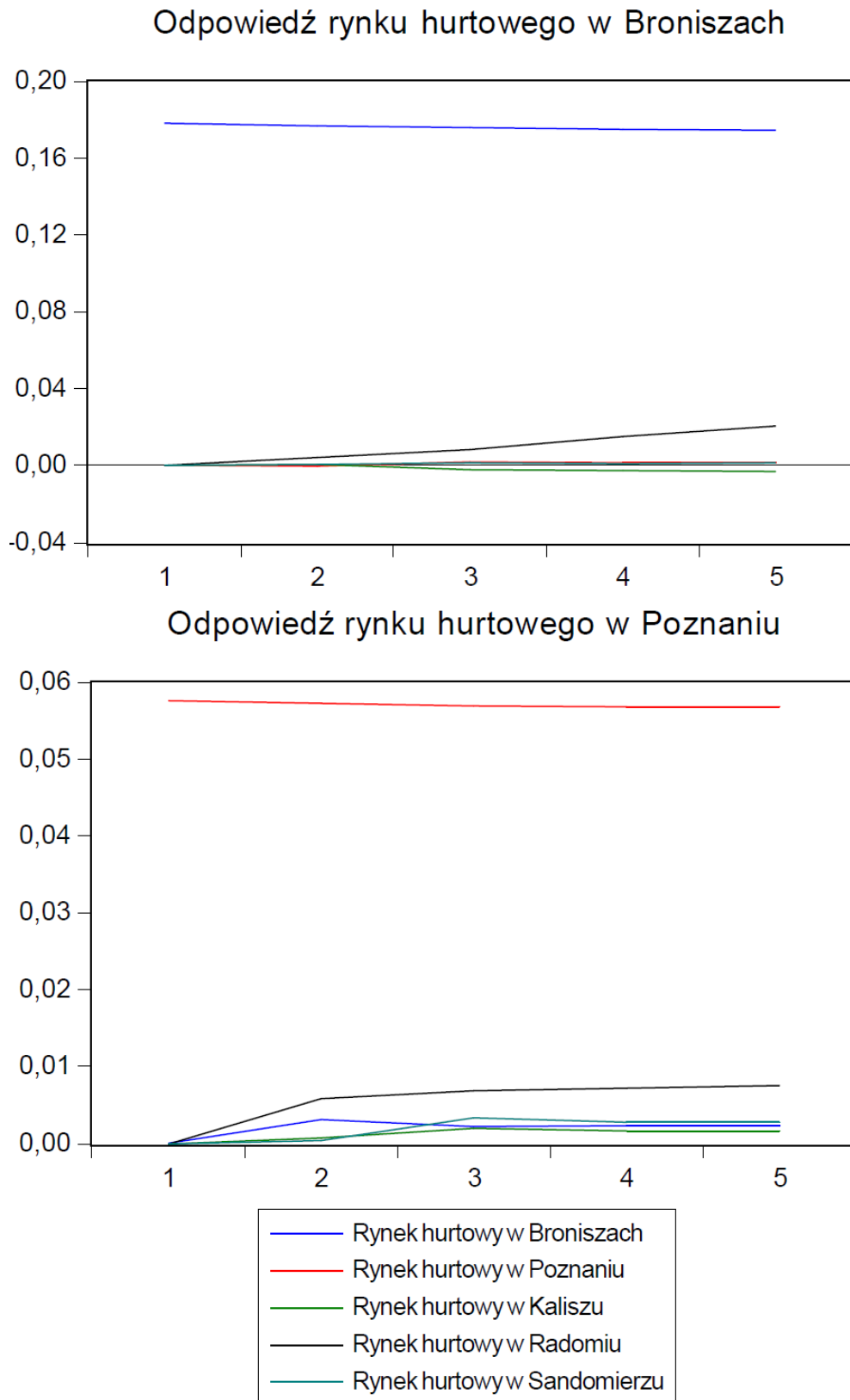
Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews oraz CorelDRAW na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.



RYSUNEK 22. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny kapusty białej (rynek hurtowy w Sandomierzu)

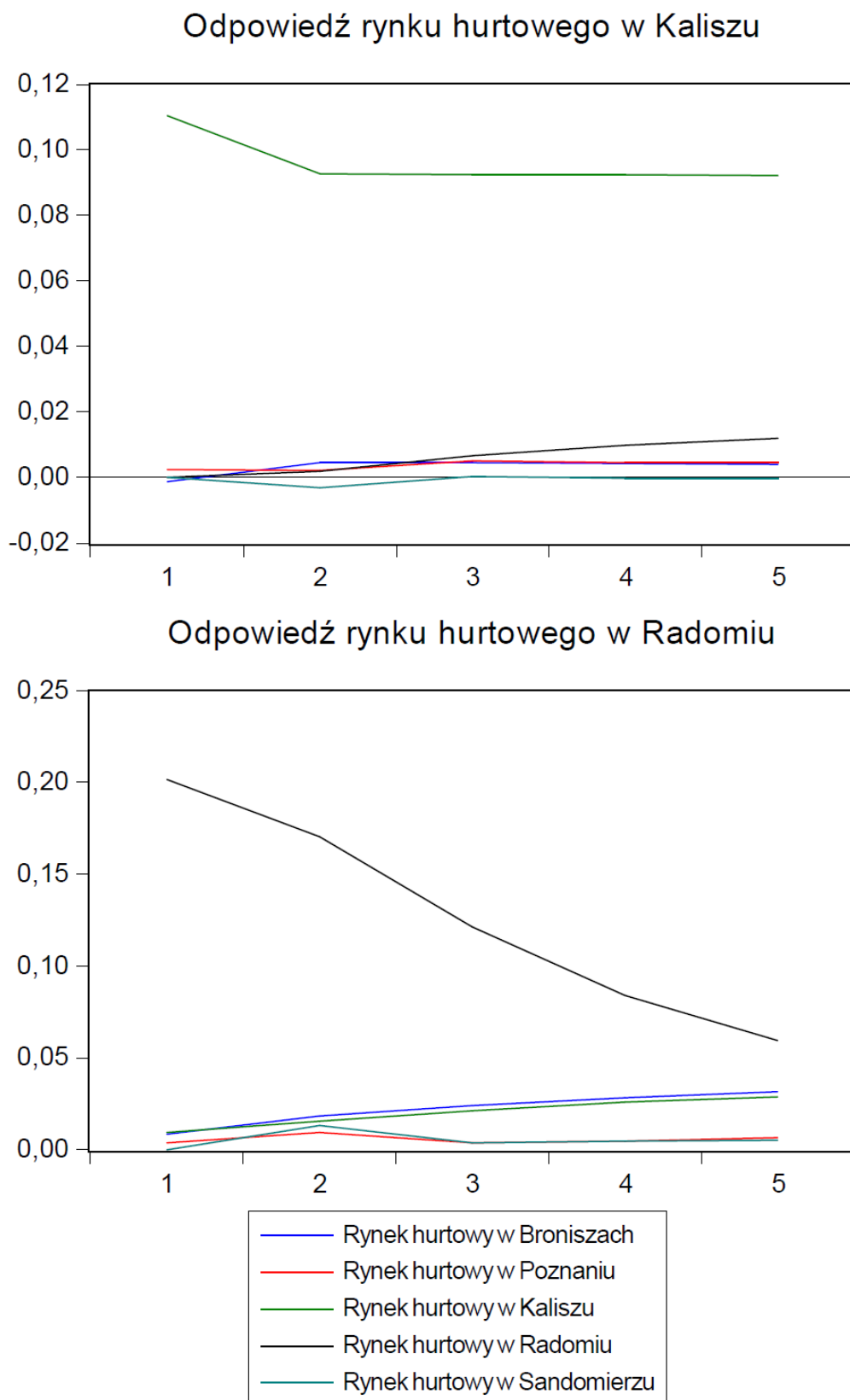
Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews oraz CorelDRAW na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.

Również w przypadku kolejnego omawianego gatunku, czyli cen jabłek pomiędzy badanymi rynkami w latach 2011–2018, zaprezentowane na rysunkach 23–25 IRF, wskazały na występowanie reakcji na zmiany cen pomiędzy wszystkimi badanymi rynkami hurtowymi. Przy czym można wnioskować, że reakcja ta była widoczna do 2 dni od wystąpienia impulsu. Można zauważyć, jednocześnie, że reakcja ta była słaba i wygasła już po ok. 4 dniach.



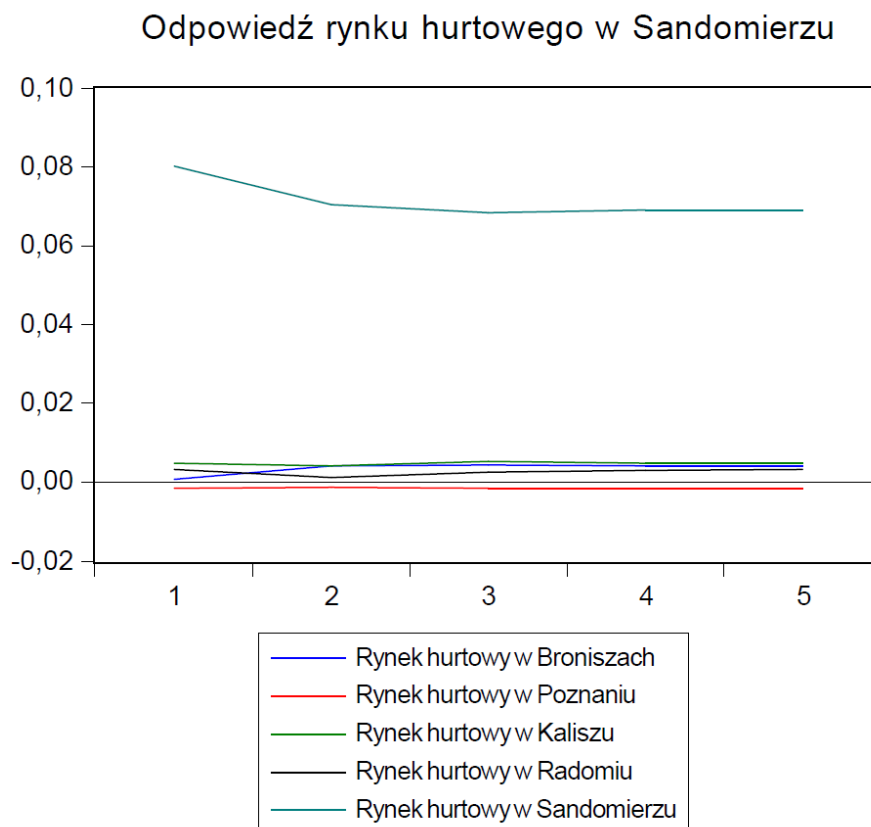
RYSUNEK 23 Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny jabłek (rynek hurtowy w Broniszach oraz w Poznaniu)

Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews oraz CorelDRAW na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.



RYSUNEK 24. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny jabłek (rynek hurtowy w Kaliszu oraz w Radomiu)

Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews oraz CorelDRAW na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.



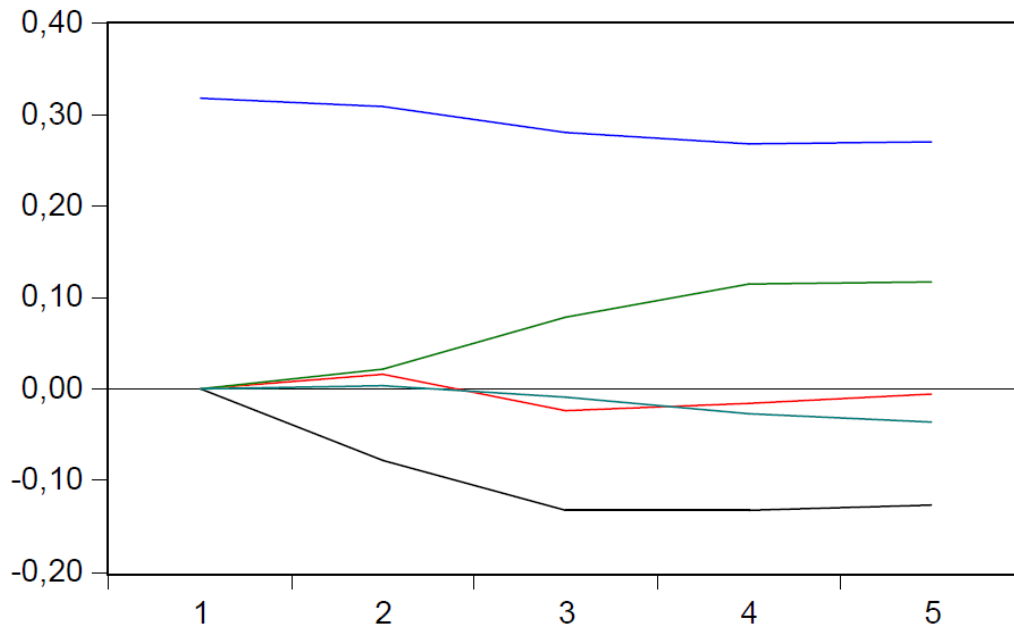
RYСУNEK 25. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny jabłek (rynek hurtowy w Sandomierzu)

Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews oraz CorelDRAW na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.

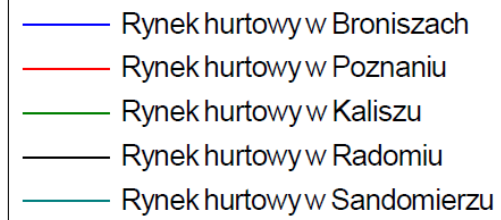
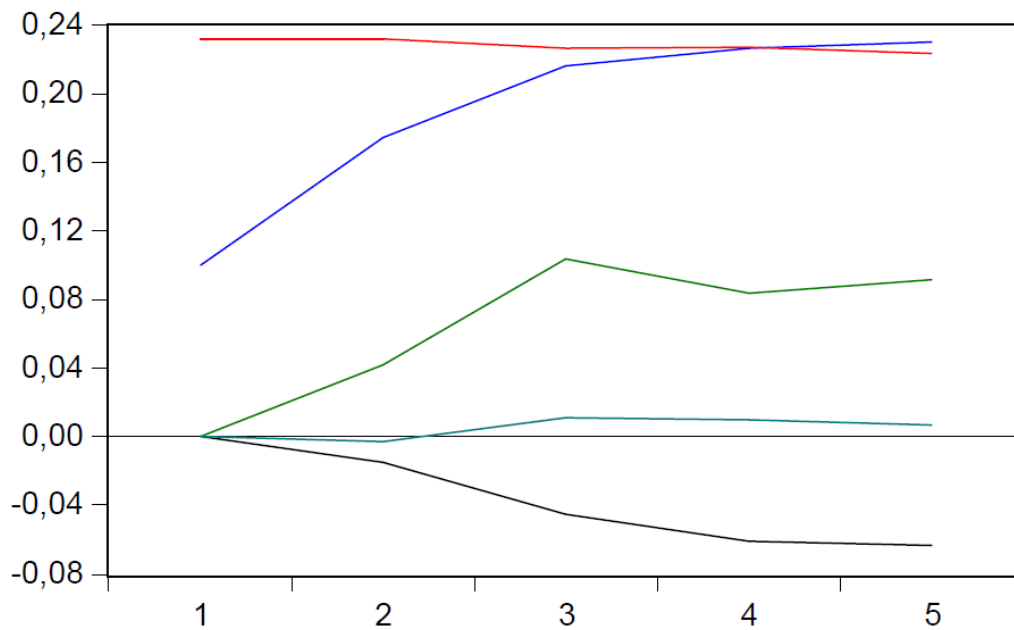
Oddziaływanie pomiędzy cenami na badanych rynkach hurtowych – gatunki sezonowe

Analogicznie jak w przypadku gatunków warzyw i owoców dostępnych cały rok, również w dla gatunków sezonowych, w celu uzyskania większej liczby informacji o zróżnicowaniu reakcji badanych cen, posłużono się funkcją odpowiedzi na impuls (IRF). Przebiegi funkcji reakcji na impulsy cen ogórków gruntowych pomiędzy badanymi rynkami w latach 2011–2018, zaprezentowane na rysunkach 26–28, wskazały, że wszystkie badane rynki reagowały wzrostem cen na zmianę poziomu cen na rynku hurtowym w Broniszach, Kaliszu oraz Sandomierzu. Przy czym, w przypadku tego ostatniego, siła impulsu była znacznie mniejsza aniżeli w pierwszych dwóch przypadkach. Odpowiedź tych rynków następowała do czterech dni od zmiany ceny na wskazanych rynkach hurtowych. Odmienna sytuacja miała miejsce w przypadku odpowiedzi rynków hurtowych na zmiany cen ogórków gruntowych na radomskim rynku hurtowym, które reagowały na impulsy płynące z rynków hurtowych obniżeniem poziomu cen. Podobna sytuacja miała miejsce w przypadku reakcji rynku hurtowego w Broniszach na zmianę cen na rynku hurtowym w Poznaniu.

Odpowiedź rynku hurtowego w Broniszach



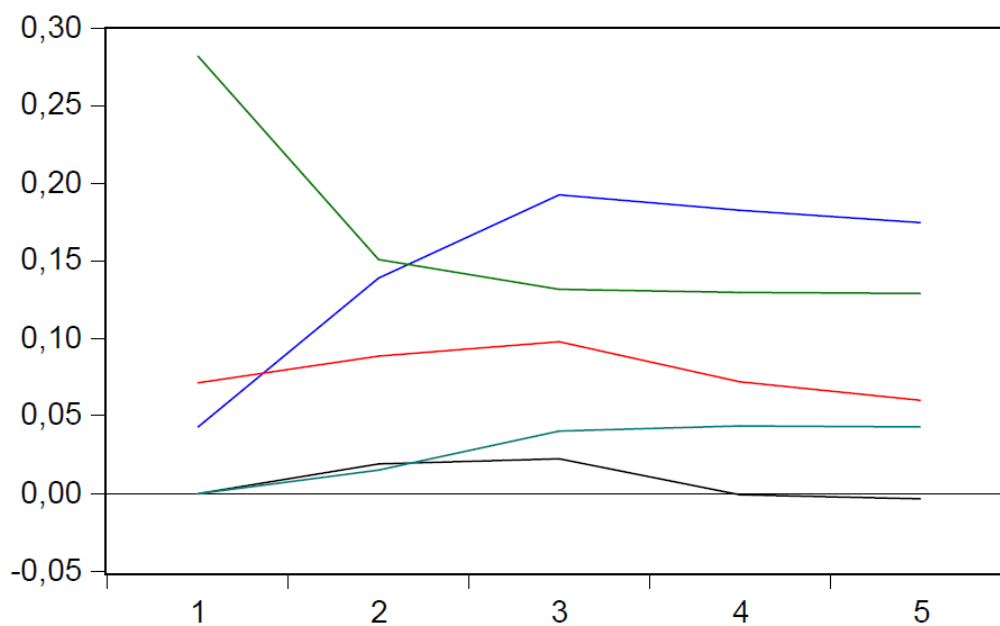
Odpowiedź rynku hurtowego w Poznaniu



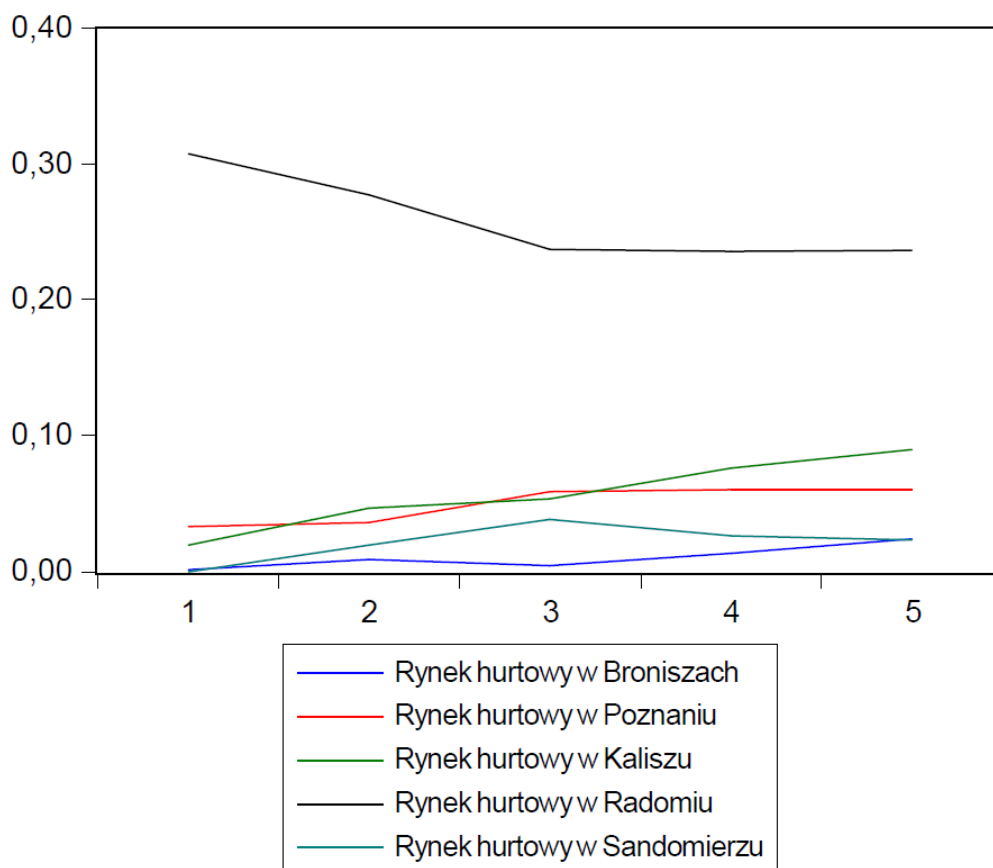
RYСУNEK 26. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny ogórków gruntowych (rynek hurtowy w Broniszach oraz w Poznaniu)

Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews oraz CorelDRAW na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.

Odpowiedź rynku hurtowego w Kaliszu

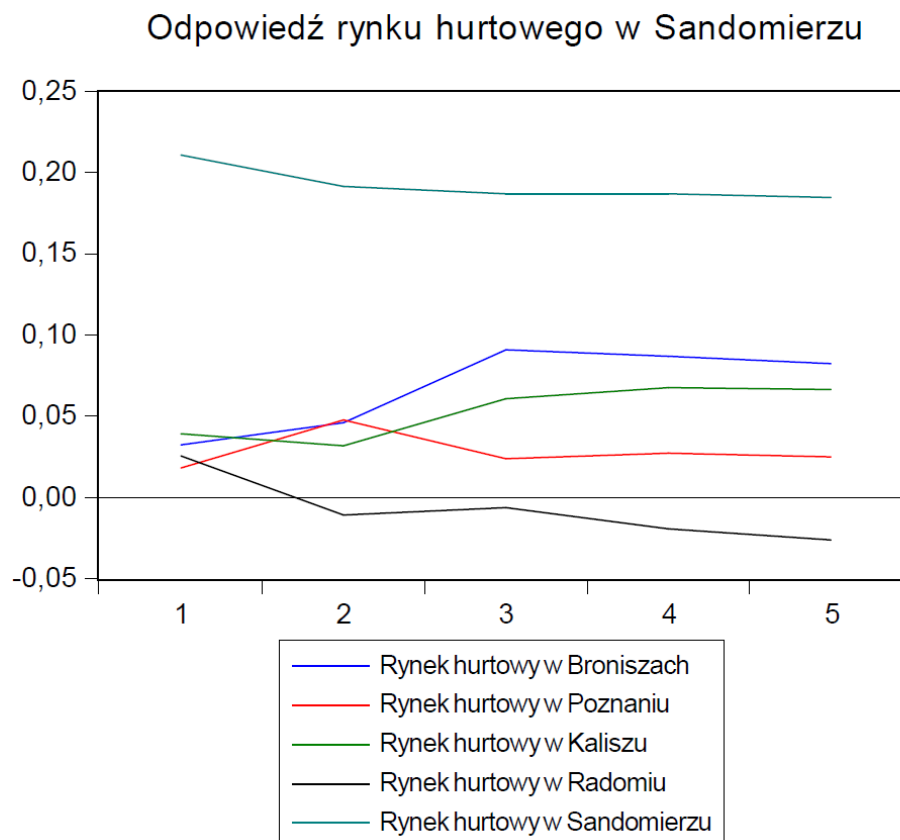


Odpowiedź rynku hurtowego w Radomiu



RYSUNEK 27. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny ogórków gruntowych (rynek hurtowy w Kaliszu oraz w Radomiu)

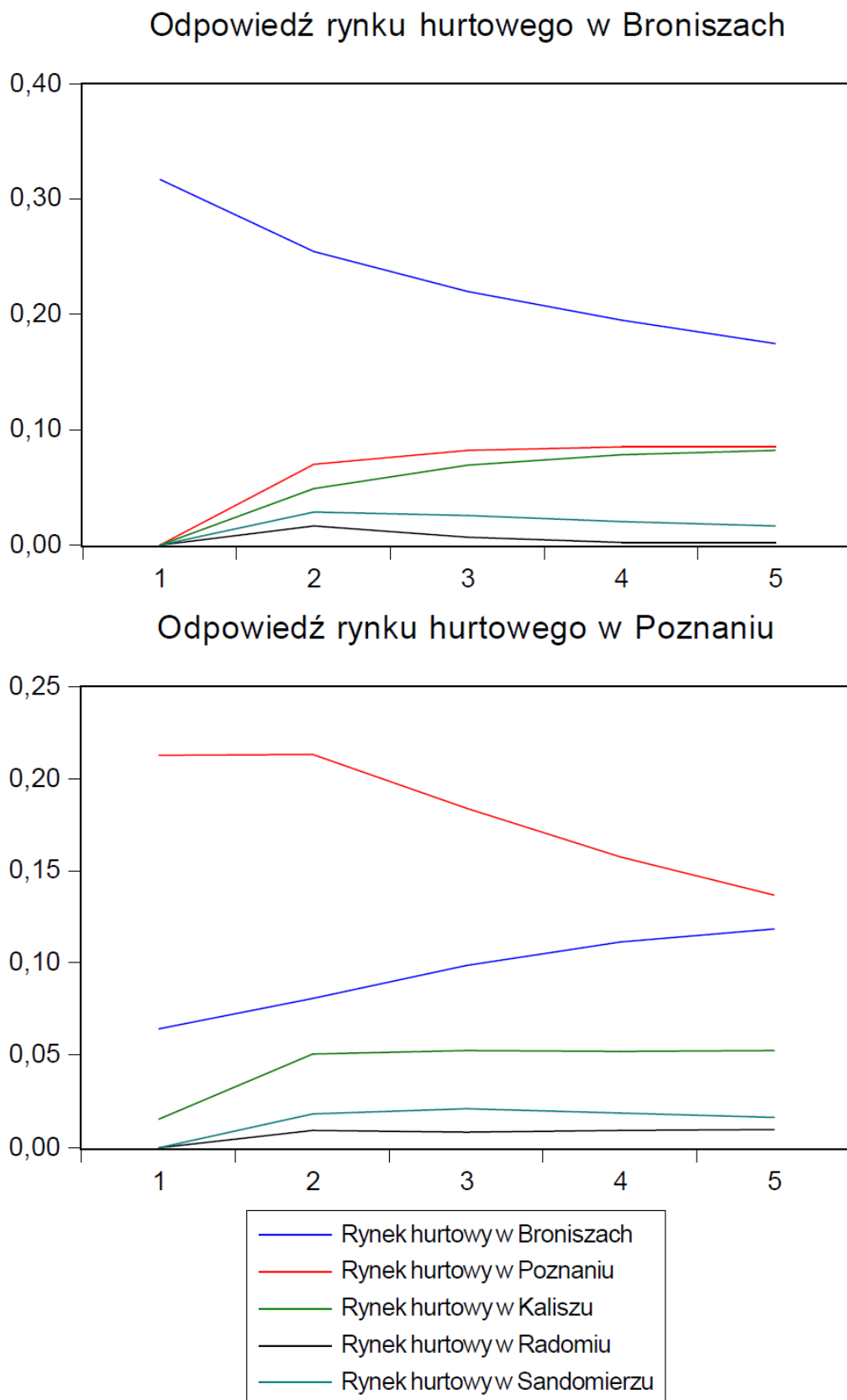
Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews oraz CorelDRAW na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.



RYSUNEK 28. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny ogórków gruntowych (rynek hurtowy w Sandomierzu)

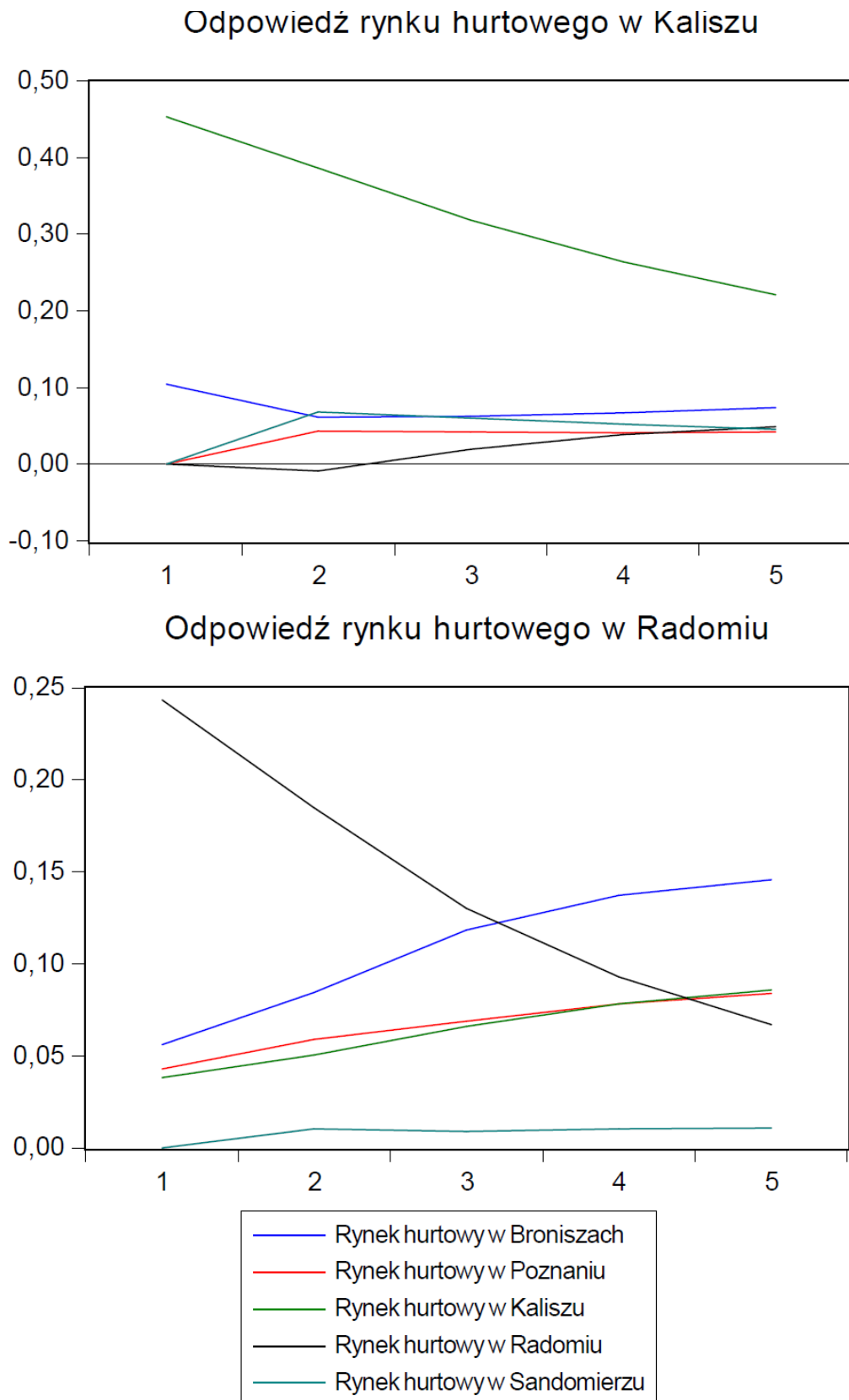
Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews oraz CorelDRAW na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.

W przypadku ogórków szklarniowych przebieg funkcji (IRF) dla lat 2011–2018 wykazał, że za wyjątkiem rynku hurtowego w Radomiu, wszystkie rynki hurtowe reagowały wzrostem cen tego gatunku, spowodowanym impulsem cenowym płynącym z pozostałych rynków hurtowych (rysunki 29–31). Przy czym siła oddziaływania oraz czas reakcji były różne dla poszczególnych kombinacji badanych rynków, co można zaobserwować na ww. rysunkach. Przebieg funkcji IRF sugeruje również, że najsilniejszy był impuls pochodzący z rynku hurtowego w Broniszach. Odmienna sytuacja miała miejsce w przypadku rynku hurtowego w Radomiu oraz Sandomierzu, których impulsy cenowe w, większości przypadków, w niewielkim stopniu wywoływały reakcję cenową na pozostałych rynkach. Za wyjątek można wskazać rynek hurtowy w Poznaniu, który reagował na impulsy płynące z rynku hurtowego w Radomiu.



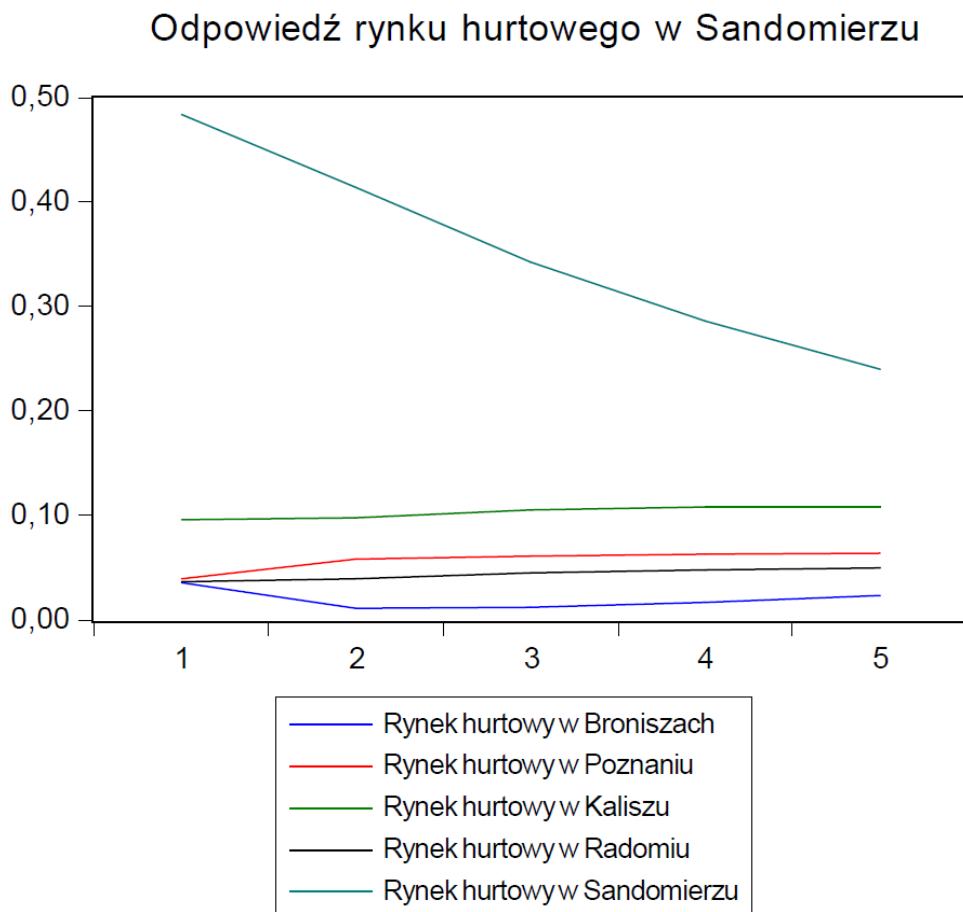
RYSUNEK 29. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny ogórków szklarniowych (rynek hurtowy w Broniszach oraz w Poznaniu)

Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews oraz CorelDRAW na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.



RYSUNEK 30. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny ogórków szklarniowych (rynek hurtowy w Kaliszu oraz w Radomiu)

Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews oraz CorelDRAW na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.

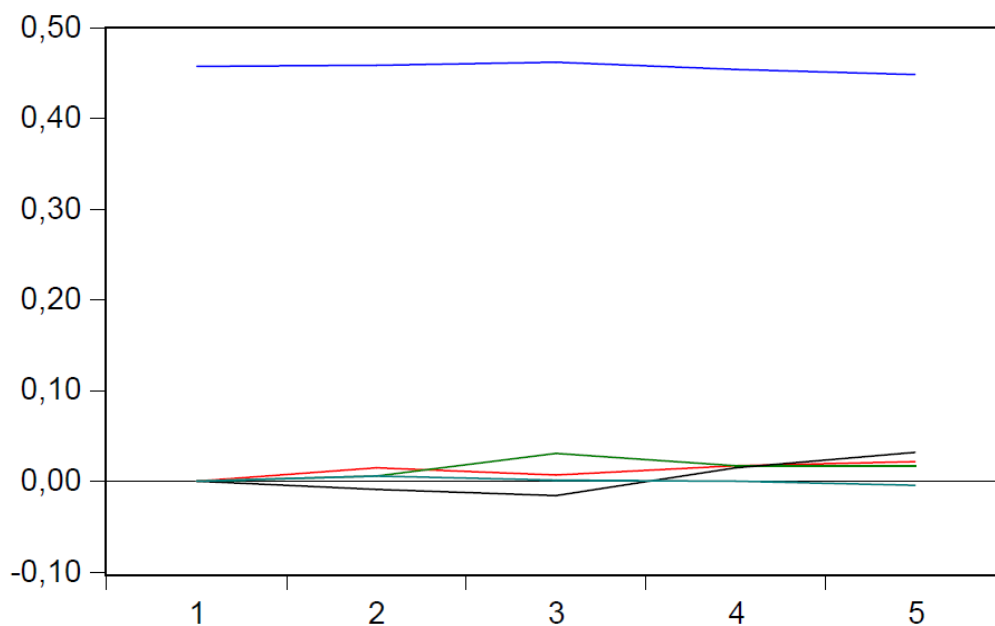


RYСУNEK 31. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny ogórków szklarniowych (rynek hurtowy w Sandomierzu)

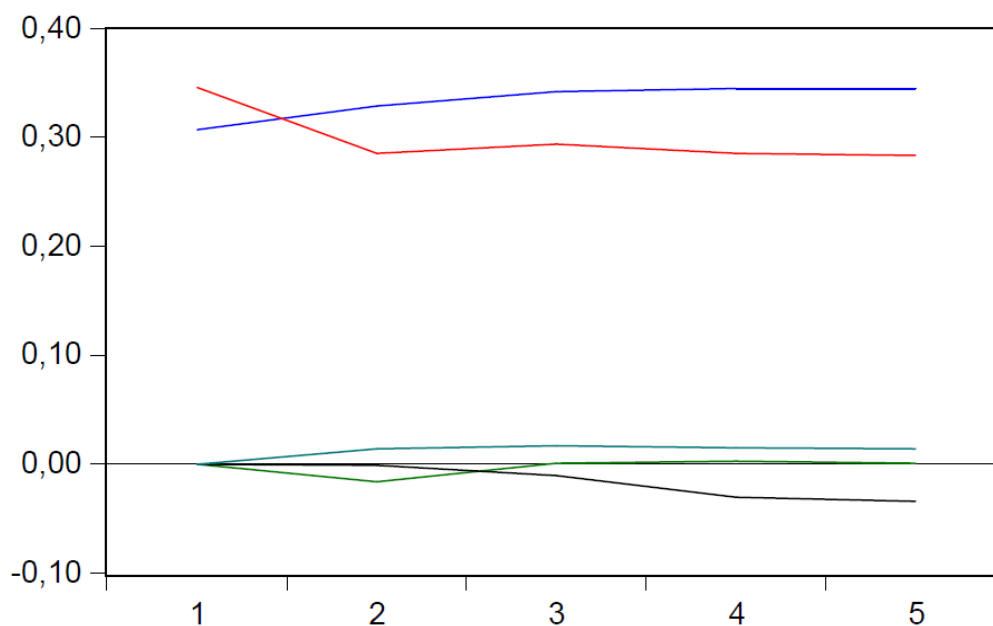
Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews oraz CorelDRAW na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.

Przebiegi funkcji reakcji na impulsy w przypadku zmian cen pomidorów szklarniowych, pomiędzy badanymi rynkami w latach 2011–2018, zaprezentowane na rysunkach 32–34, wskazały, że wszystkie badane rynki reagowały na impuls cenowy pochodzący z rynku hurtowego w Broniszach. Największą siłę impulsy te miały w pierwszych pięciu dniach po wystąpieniu. Uzyskane wyniki mogą sugerować, że w przypadku pomidorów szklarniowych, najbardziej podatnymi na pojawiające się impulsy cenowe spośród wszystkich badanych rynków były rynki hurtowe w Radomiu oraz w Sandomierzu, które reagowały na impulsy płynące ze wszystkich pozostałych rynków hurtowych.

Odpowiedź rynku hurtowego w Broniszach

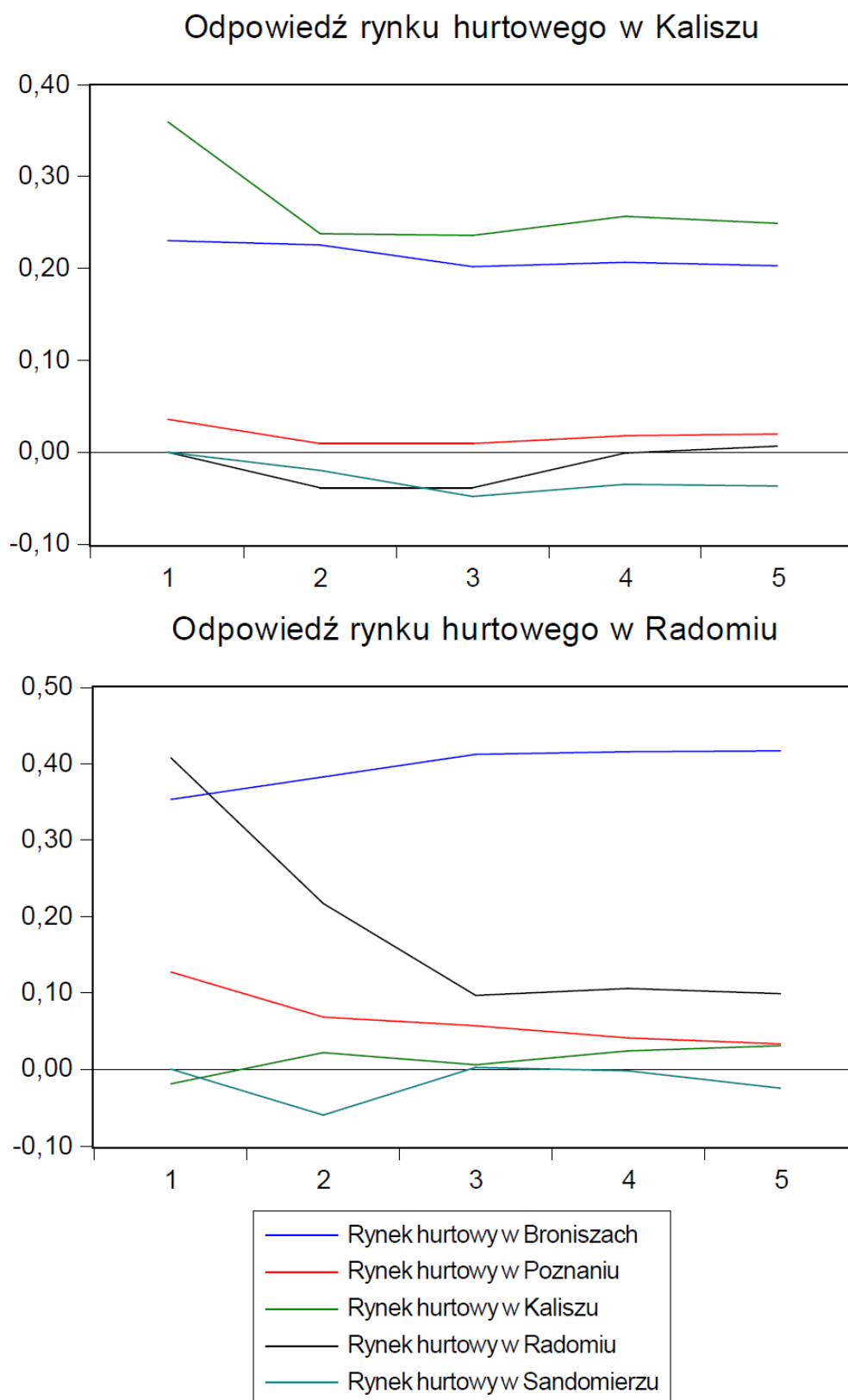


Odpowiedź rynku hurtowego w Poznaniu



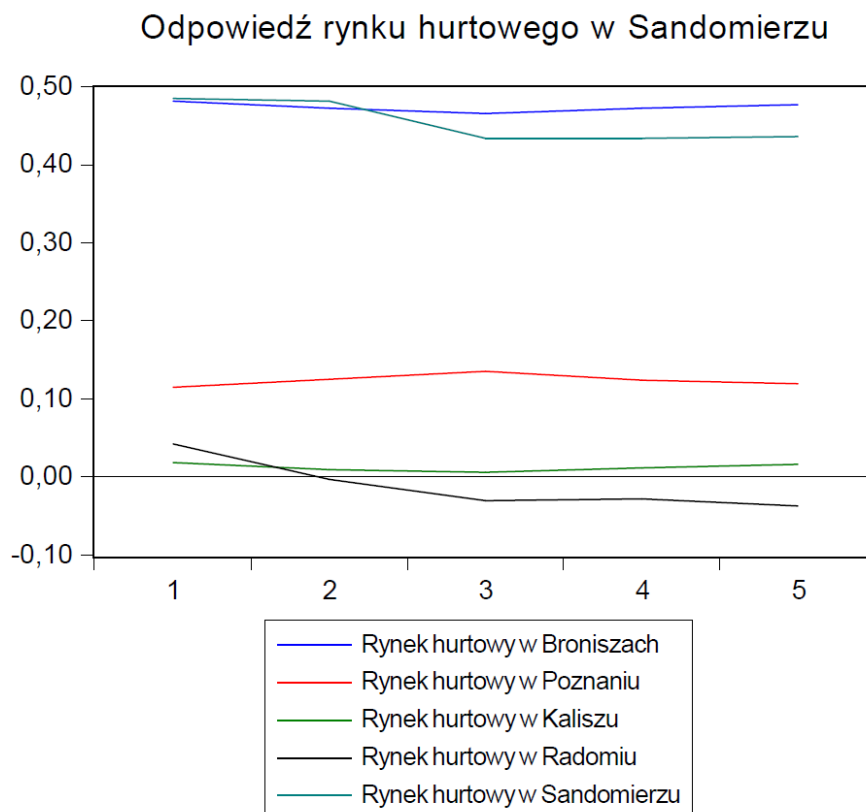
RYСУNEK 32. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny pomidorów szklarniowych (rynek hurtowy w Broniszach oraz w Poznaniu)

Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews oraz CorelDRAW na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.



RYSUNEK 33. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny pomidorów szklarniowych (rynek hurtowy w Kaliszu oraz w Radomiu)

Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews oraz CorelDRAW na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.



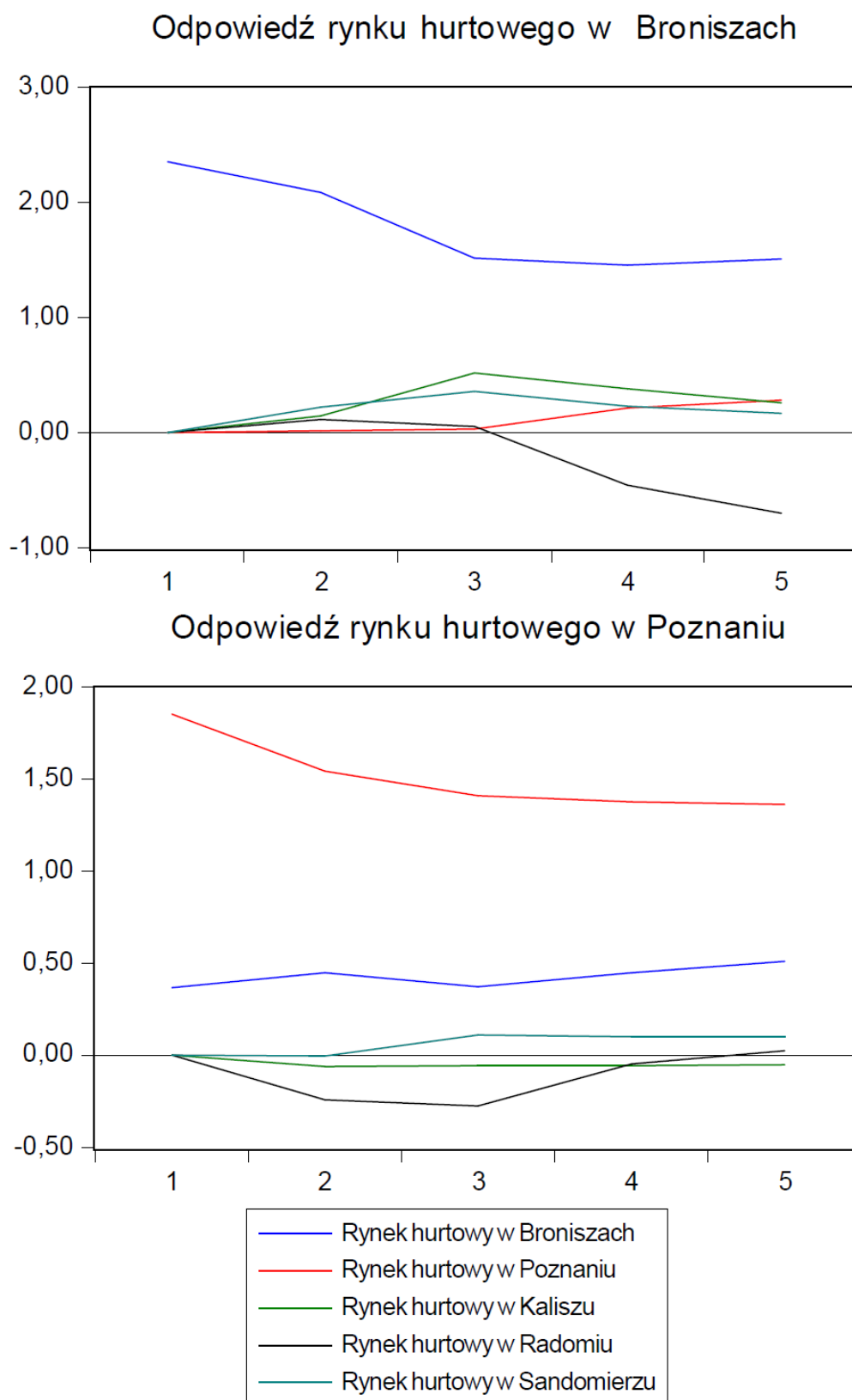
RYSUNEK 34. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny pomidorów szklarniowych (rynek hurtowy w Sandomierzu)

Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews oraz CorelDRAW na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.

W przypadku malin przebieg funkcji (IRF) dla lat 2011–2018 wskazał na silną reakcję warszawskiego rynku hurtowego na impulsy pochodzące z pozostałych rynków hurtowych (rysunki 35–37). Jednocześnie można wnioskować, że rynek ten był również najbardziej wrażliwy na sygnały pochodzące z pozostałych rynków hurtowych. Wśród pozostałych par rynków w przypadku, których wyznaczona funkcja IRF wskazuje na występowanie istotnych reakcji na pojawiający się impuls cenowy należy wskazać:

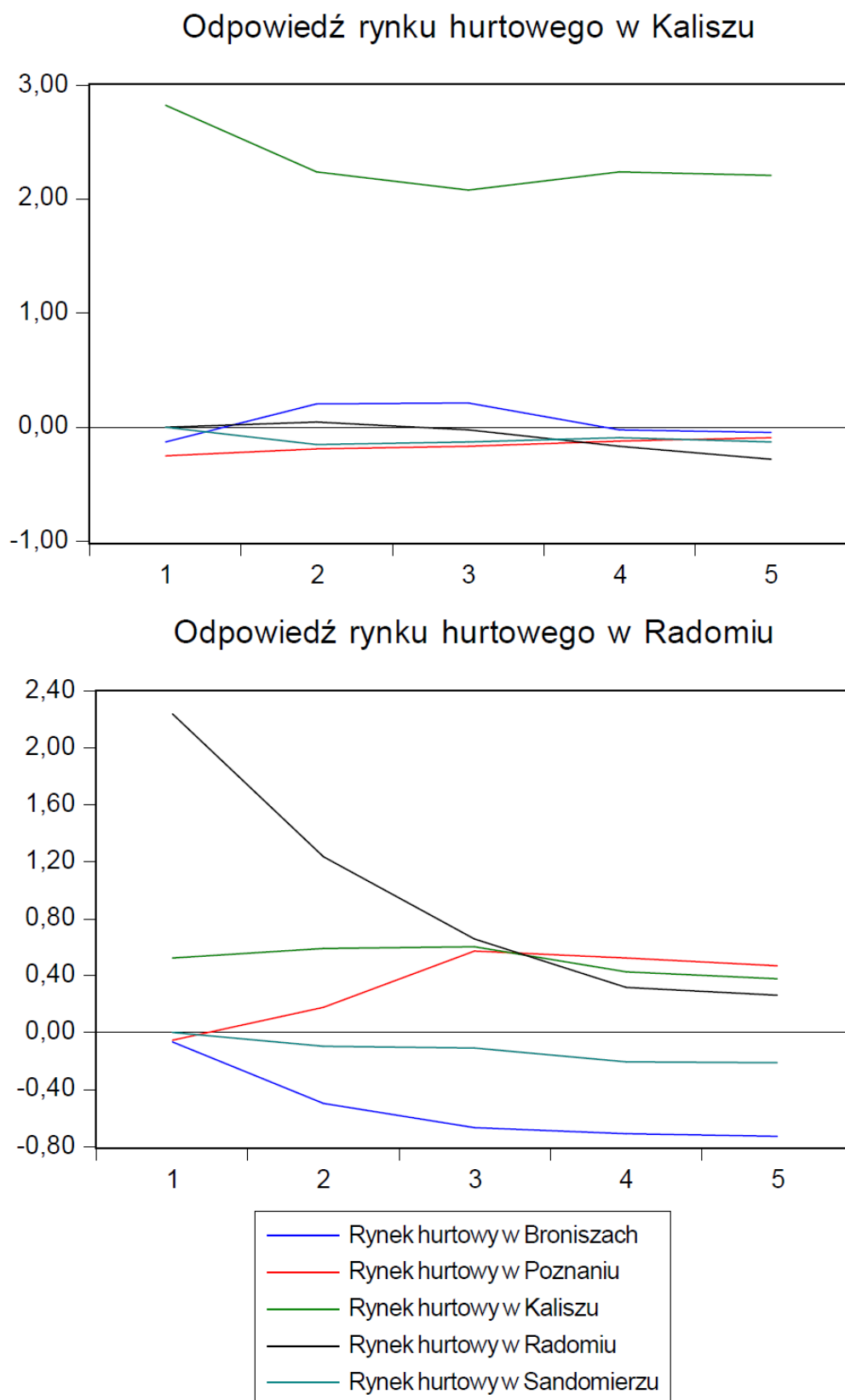
- rynek hurtowy w Poznaniu – rynek hurtowy w Radomiu,
- rynek hurtowy w Radomiu – rynek hurtowy w Poznaniu,
- rynek hurtowy w Radomiu – rynek hurtowy w Kaliszu,
- rynek hurtowy w Sandomierzu – rynek hurtowy w Kaliszu.

Przy czym siła tych impulsów była słabsza aniżeli w przypadku relacji Bronisz z pozostałymi rynkami hurtowymi. Uzyskane wyniki mogą sugerować również, że rynki hurtowe w Sandomierzu oraz Kaliszu były najmniej wrażliwe na sygnały cenowe pochodzące z pozostałych rynków, co sugeruje niski poziom zmian cen, wynikający z odpowiedzi tych rynków na sygnały dochodzące z pozostałych badanych podmiotów.



RYSUNEK 35. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny malin (rynek hurtowy w Broniszach oraz w Poznaniu)

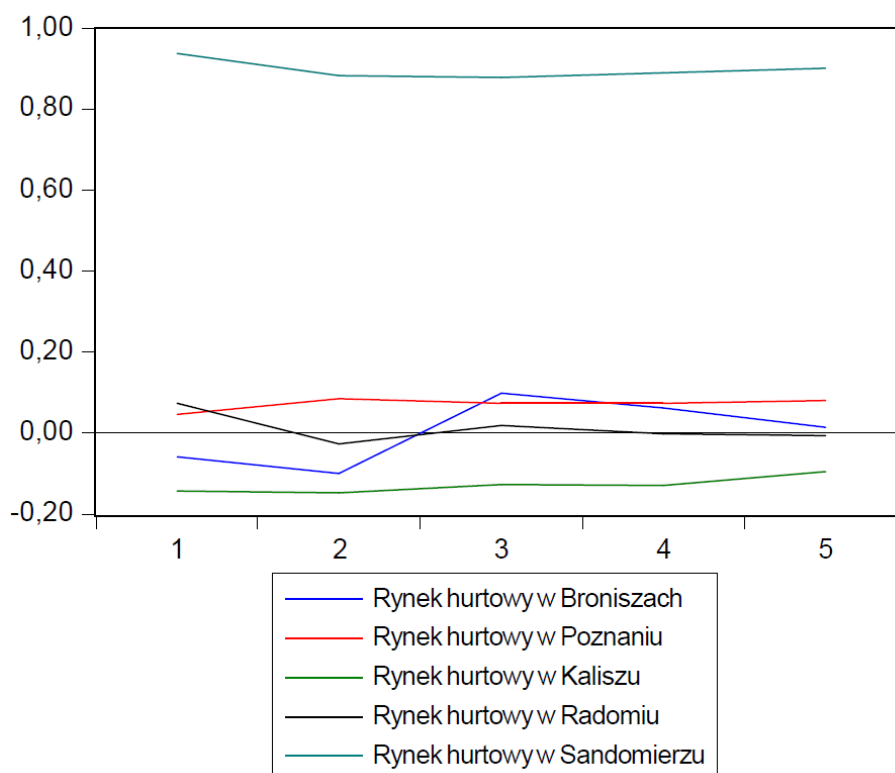
Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews oraz CorelDRAW na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.



RYСУNEK 36. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny malin (rynek hurtowy w Kaliszu oraz w Radomiu)

Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews oraz CorelDRAW na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.

Odpowiedź rynku hurtowego w Sandomierzu

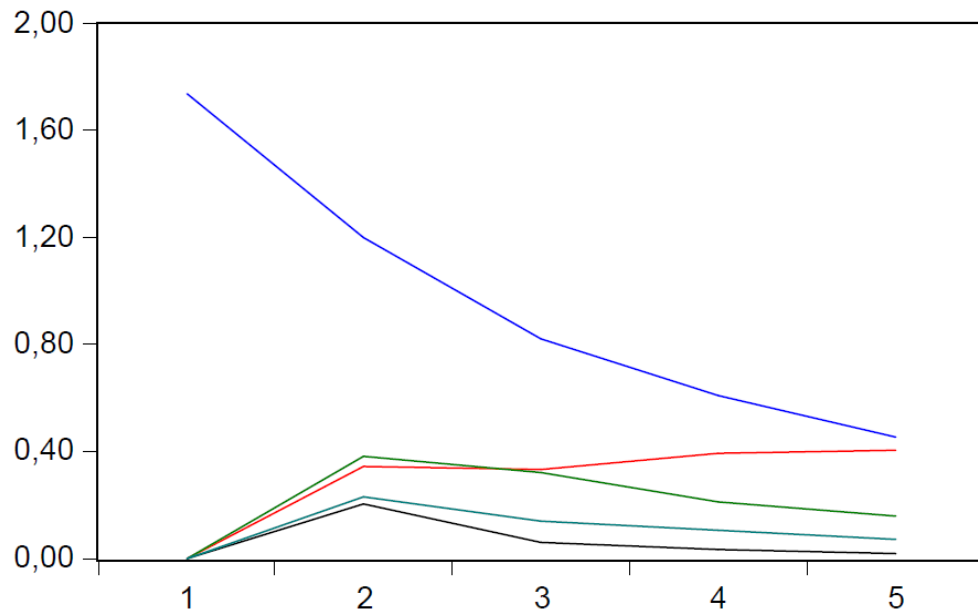


RYСУNEK 37. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny malin (rynek hurtowy w Sandomierzu)

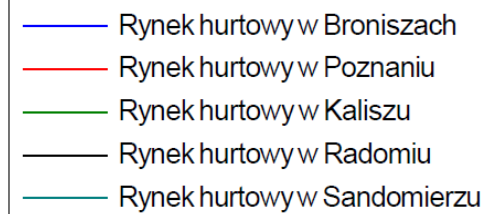
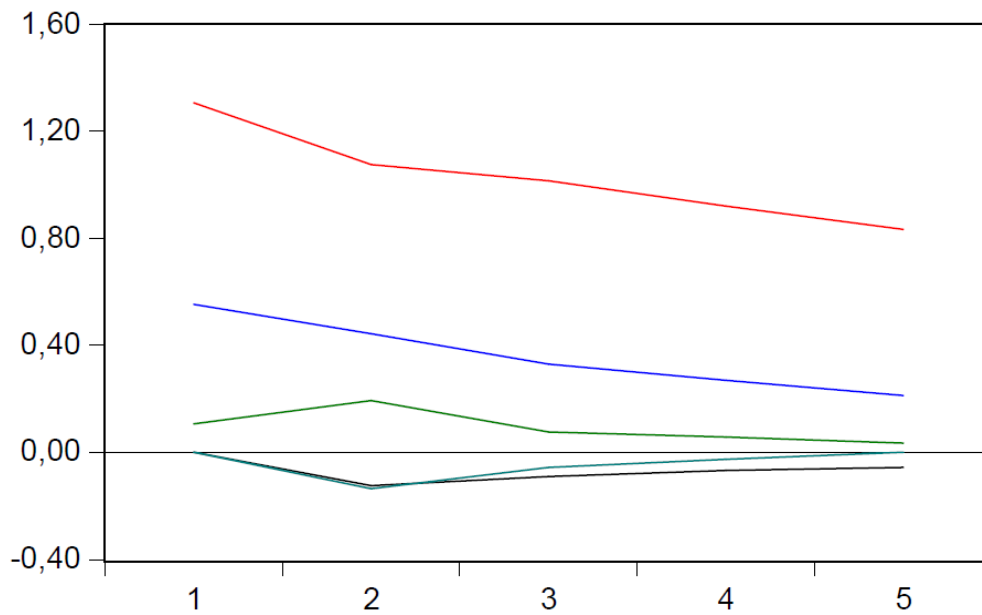
Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews oraz CorelDRAW na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.

W przypadku kolejnego gatunku owoców sezonowych, tj. truskawek, wyznaczona funkcja IRF sugeruje występowanie silnej reakcji rynków hurtowych w Kaliszu oraz w Radomiu, na impulsy pochodzące z warszawskiego rynku hurtowego (rysunekach 38-40). O sile tego impulsu może świadczyć istotna zmiana cen truskawek w Kaliszu, ponad 1 zł, w wyniku reakcji na impuls pochodzący z Bronisz. W przypadku większości analizowanych kombinacji powiązań rynków hurtowych, odpowiedź na impulsy cenowe następowała w następnym dniu od jego wystąpienia. Na podstawie funkcji IRF można wnioskować, że istotne znaczenie miały również impulsy pochodzące z rynku hurtowego w Sandomierzu. W wyniku odpowiedzi na ten impuls ceny truskawek na pozostałych rynkach hurtowych wzrastały średnio o 0,50 zł

Odpowiedź rynku hurtowego w Broniszach

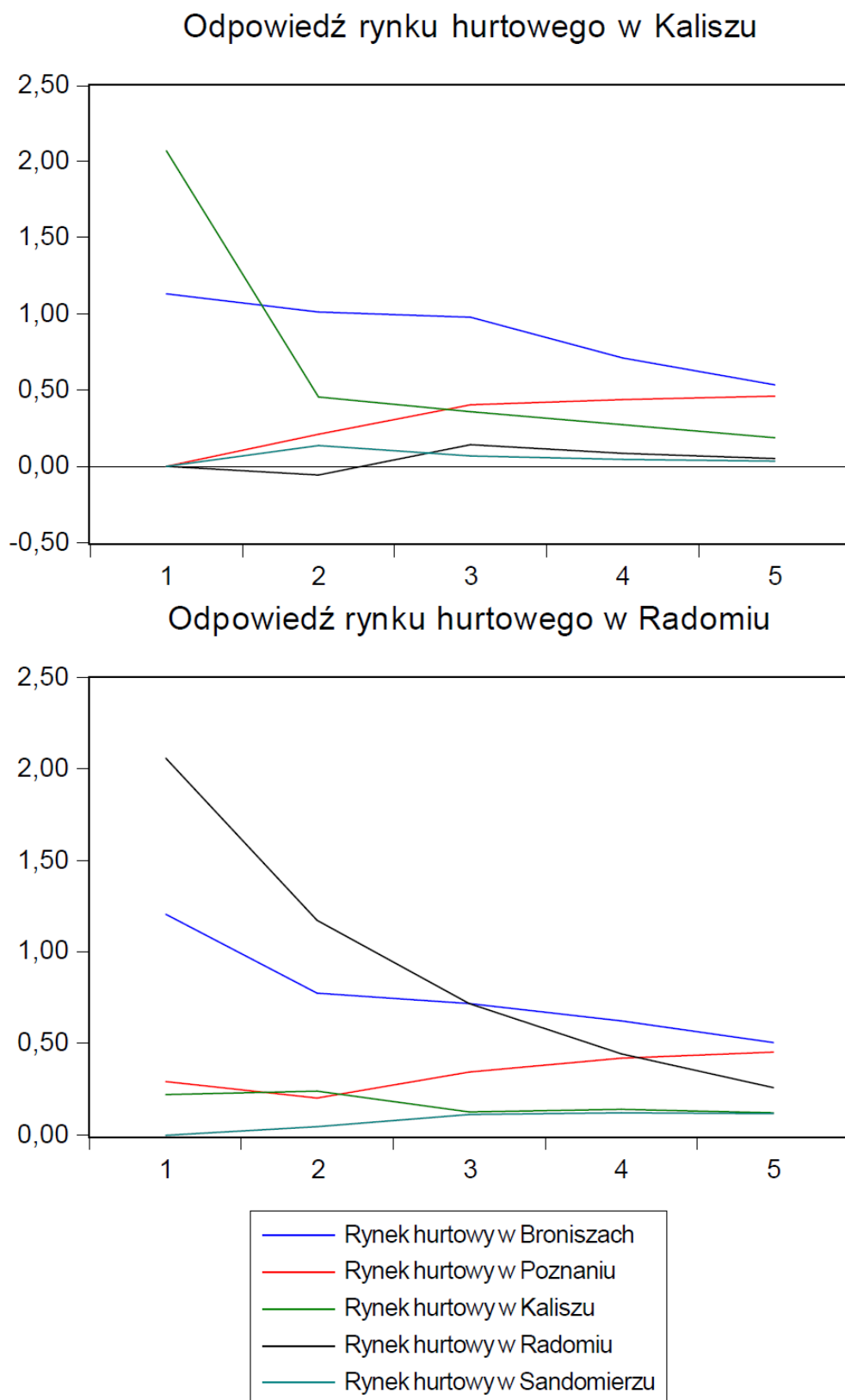


Odpowiedź rynku hurtowego w Poznaniu



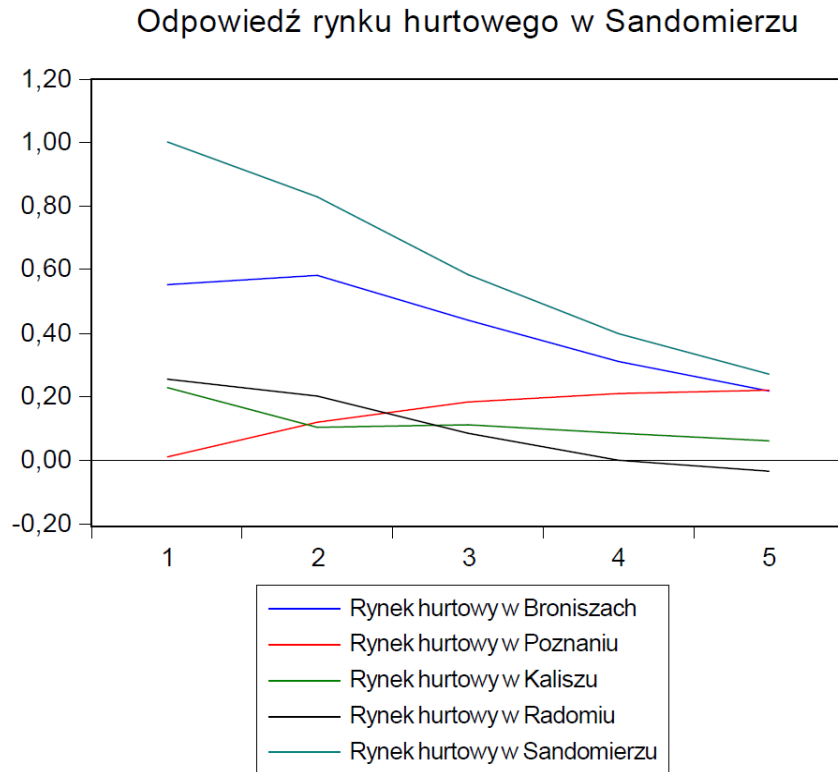
RYSUNEK 38. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny truskawek (rynek hurtowy w Broniszach oraz w Poznaniu)

Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews oraz CorelDRAW na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.



RYSUNEK 39. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny truskawek (rynek hurtowy w Kaliszu i w Radomiu)

Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews oraz CorelDRAW na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.



RYSUNEK 40. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny truskawek (rynek hurtowy w Sandomierzu)

Źródło: Badania własne przy wykorzystaniu programu EViews oraz CorelDRAW na podstawie notowań cen na rynkach hurtowych.

Uzyskane wyniki wyznaczonych funkcji odpowiedzi na impulsy (IRF), potwierdziły istotne oddziaływań cen pomiędzy poszczególnymi rynkami hurtowymi. Przy czym siła i kierunek wzajemnych relacji cen była zróżnicowana w przypadku poszczególnych gatunków. Wynika to między innymi ze specyficznych cen poszczególnych gatunków. Istotne znaczenie w tym przypadku odgrywa odporność na transport lub przechowywanie analizowanych owoców i warzyw. Przeprowadzone analizy sugerują, że Warszawski Rolno-Spożywczy Rynek Hurtowy S.A. w Broniszach, w przypadku większości badanych gatunków owoców i warzyw, wpływał na kształtowanie cen na pozostałych rynkach hurtowych.

PODSUMOWANIE I WNIOSKI

Produkcja ogrodnicza charakteryzuje się wysokim poziomem sezonowości, dużym rozdrobnieniem produkcji oraz szerokim asortymentem produktów, które są bardzo zróżnicowane pod względem jakości, trwałości oraz tolerancji na transport, co z kolei wpływa na brak stabilności tego rynku, oraz na konieczność zastosowania odpowiedniej formy dystrybucji. Dlatego też istotnym elementem systemu dystrybucji owoców i warzyw jest rynek hurtowy, który odgrywa istotną rolę w dystrybucji produktów ogrodniczych dla niezintegrowanych producentów rolnych i drobnych detalistów

W procesie gromadzenia danych stwierdzono brak informacji dotyczących zjawisk, zdarzeń oraz uczestników tych zdarzeń na rynkach hurtowych. Większość rynków hurtowych w Polsce posiada tygodniowe notowania cen, które w przypadku owoców i warzyw nie oddają specyfiki rynku i zachowań cen w czasie. Różnice metodyczne w prowadzeniu notowań cen na rynkach hurtowych owoców i warzyw, lub ich całkowity brak, uniemożliwiają dokonanie oceny integracji przestrzennej w odniesieniu do wszystkich polskich rynków hurtowych. Dodatkowo, brak danych w zakresie oceny wielkości podaży i popytu na rynkach hurtowych ogranicza w znaczący sposób możliwość określenia czynników mających wpływ na poziom integracji rynków hurtowych w Polsce. Ponadto nie wszystkie rynki hurtowe przekazują do publicznej wiadomości informacje dotyczące cen owoców i warzyw. W większości przypadków na stronach internetowych rynków hurtowych publikowane są wyłącznie bieżące ceny wybranych gatunków, co uniemożliwia porównanie cen bieżących z archiwalnymi.

Pomimo że ceny owoców i warzyw na poszczególnych rynkach hurtowych były zróżnicowane, to uzyskane wyniki, po zastosowaniu metod ekonometrii dynamicznej, wskazały na istnienie długookresowego związku pomiędzy cenami na badanych rynkach hurtowych w Polsce, w wybranych przypadkach (zróżnicowanie ze względu na gatunki). Niezależnie od zachodzących licznych fluktuacji w poziomie cen, na poszczególnych rynkach następowało zjawisko dochodzenia do stanu równowagi długookresowej pomiędzy zmiennymi poprzez krótkookresowy, w większości przypadków jedno- lub dwudniowy, proces dostosowań. Wskazuje to na występowanie transmisji cen pomiędzy analizowanymi rynkami, sugerując tym samym, że badane rynki hurtowe owoców i warzyw są zintegrowane przestrzennie.

Uzyskane wyniki testu przyczynowości Grangera oraz wyznaczonych funkcji odpowiedzi na impulsy (IRF), potwierdziły istotne oddziaływań cen pomiędzy poszczególnymi rynkami hurtowymi. Przy czym siła i kierunek wzajemnych relacji cen była zróżnicowana w przypadku poszczególnych gatunków. Wynika to między innymi ze specyficznych cen poszczególnych gatunków. Istotne znaczenie w tym przypadku odgrywa odporność na transport lub przechowywanie analizowanych owoców i warzyw.

Przeprowadzone analizy sugerują, że Warszawski Rolno-Spożywczy Rynek Hurtowy S.A. w Broniszach, w przypadku większości badanych gatunków owoców i warzyw, wpływał na kształtowanie cen na pozostałych rynkach hurtowych, co potwierdza hipotezę H_I . Jednocześnie stwierdzono, że Sandomierski Ogrodniczy Rynek Hurtowy S.A. charakteryzował się najmniejszym stopniem zintegrowania z pozostałymi badanymi rynkami hurtowymi. W przypadku pozostałych rynków, tj. Wielkopolskiej Gildii Rolno-Ogrodniczej S.A. w Poznaniu, Rolno-Spożywczego Rynku Hurtowego Giełda Kaliska Sp. z o.o. oraz Rolno-Spożywczego Rynku Hurtowego S.A. w Radomiu również zaobserwowano występowanie transmisji cen pomiędzy tymi rynkami, co wskazuje na pozytywne potwierdzenie hipotezy H_{II} . Należy przy tym zauważyć, że kierunek przepływu impulsów cenowych pomiędzy analizowanymi rynkami był różny w przypadku poszczególnych gatunków owoców i warzyw. Zaobserwowano, iż ceny owoców miękkich, których termin spożycia jest krótki, ustalane są na danych rynkach bez efektów wpływu cen z innych rynków, co wskazuje, iż hipoteza H_{III} również została zweryfikowana pozytywnie.

W trakcie procesu gromadzenia danych stwierdzono również, że w odniesieniu do cen notowanych na rynkach hurtowych niewłaściwym jest używanie pojęcia „cena producenta”. Wynika to z faktu, że sprzedaż owoców i warzyw na rynkach hurtowych prowadzą zarówno producenci, jak i pośrednicy. Notowania cen na rynkach hurtowych owoców i warzyw nie powinny być również utożsamiane jako „cena hurtowa”, ponieważ sprzedaż prowadzona jest zarówno w ilościach hurtowych jak i detalicznych. W związku z powyższym właściwym wydaje się określenie „cena na rynku hurtowym”.

Ze względu na niewielkie zainteresowanie w Polsce zagadnieniem znaczenia rynków hurtowych w dystrybucji owoców i warzyw oraz transmisji cen, badania empiryczne mogą posłużyć za bazę do dalszych studiów nad wskazanym zjawiskiem. Ponadto zidentyfikowany brak informacji dotyczących zdarzeń i uczestników rynków hurtowych w Polsce może stać się wskazówką dla tych pomiotów, sugerującą potrzebę stworzenia aktualnego i kompleksowego systemu informacyjnego.

BIBLIOGRAFIA

- Abdulai A., *Spatial price transmission and asymmetry in the Ghanaian maize market*, Journal of Development Economics, No. 63(2): 327, 2000, s. 227–242.
- Alexander C., Wyeth J., *Cointegration and Market Integration: An Application to the Indonesian Rice Market*, The Journal of Development Studies, 30(2), 1994, s. 303–334.
- Amha W., *Maize market in Ethiopia: Liberalization and price integration issues*, Ethiopian Journal of Development Research, Vol. 21(1), 1999, s. 79–120. Amsterdam 2002.
- Apergis N., Rezitis A., *Agricultural rice volatility spillover: the case of Greece*, European Review of Agricultural Economics, No. 30(3), 2003, s. 389–406.
- Badiane O., Ulimwengu J.M., Wouterse F., *Spatial Price Transmission and Market Integration in Senegal's Groundnut Market*, International Food Policy Research Institute Series, No. 1014, 2010, s. 1–22.
- Baffes J., *Some Further Evidence on the Law of One Price: The law of one price still holds*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 73, 1991, s. 1264–1273.
- Baillie R.T., Kapetanios G., *Estimation and inference for impulse response functions from univariate strongly persistent processes*, Econometrics Journal, 16(3), 2013, s. 373–399.
- Balcombe K., Bailey A., Brooks J., *Threshold Effects in Price Transmission: The Case of Brazilian Wheat, Maize, and Soya Prices*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 89(2), 2007, s. 308–323.
- Balke N.S., Fomby T.B., *Threshold cointegration*, International Economic Review, Vol. 38(3), 1997, s. 627–645.
- Barrett C.B., Li J., *Distinguishing between equilibrium and integration in spatial price analysis*, American Journal of Agricultural, Vol. 84(2), 2002, s. 292–307.
- Barrett C.B., Li J.R., Bailey D., *Factor and Product Market Tradability and Equilibrium In Pacific Rim Pork Industries*, Journal of Agricultural and Resource Economics, No. 25, 2000, s. 68–87.
- Barrett C.B., *Markets analysis methods: Are our enriched tool kits well suited to enlivened markets?*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 78, 1996, s. 825–829.
- Baulch B., *Testing for market integration*, Journal of Development Studies, No. 33, 1997, s. 512–534.
- Baulch B., *Transfer costs, spatial arbitrage, and testing for food market integration*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 79, 1997, s. 477–487.
- Begg D., Vernasca G., Fischer S., Dornbusch R., *Mikroekonomia*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2014.
- Bekkerman A., Goodwin B.K., Piggott N.E., *A variable threshold band approach to measuring market linkages*, Applied Economics, 45(19), 2013, s. 2705–2714.
- Blaug M., *Economic theory in retrospect*, Cambridge University Press, Cambridge 1996.
- Borkowski B., Krawiec M., *Ryzyko cenowe na rynku surowców rolnych*, [w:] Zarządzanie ryzykiem cenowym a możliwości stabilizowania dochodów producentów rolnych - aspekty poznawcze i aplikacyjne, Raport Programu Wieloletniego, Nr 148, 2009, s. 47–82.
- Buszkowska E., *Dynamika przepływów inwestycji pomiędzy giełdami*, Acta Universitatis Nicolai Copernici. Ekonomia, XLV, Nr 2, 2014, s. 278–288.
- Charemza W.W., Deadam D.F., *Nowa ekonometria*, Wydawnictwo PWN, Warszawa 1997.
- Chauhan B.S., Jabran K., Mahajan G., *Rice Production Worldwide*, Springer International Publishing, 2017.
- Chavas J.P., Metha A., *Price dynamics in a vertical sector: the case of butter*, American Journal of Agricultural Economics, Nr 86, 2014, s. 1078–1093.

- Chen B., Saghaian S., *Market Integration and Price Transmission in the World Rice Export Markets*, Journal of Agricultural and Resource Economics, Vol. 41(3), 2016, s. 444–457.
- Chirwa E.W., *Food Pricing Reforms and Price Transmission in Malawi: Implications for Food Policy and Food Security*, Working Papers No. WC/04/01, 2001, s. 5–7.
- Ciechomski W., *Realizacja programu usprawnienia i modernizacji dystrybucji drogą do stabilizacji rynku ogrodniczego, System stabilizowania rynku ogrodniczego. Doświadczenia zagraniczne i propozycje dla Polski – materiały konferencyjne*, Centralny Ośrodek Badawczo-Rozwojowy Ogrodnictwa, Teresin 1995.
- Conforti P., *Price transmission in selected agricultural markets*, FAO Commodity and Trade Policy Research, Working Paper No. 7, 2004.
- Daniłowska A., *Asymetria informacyjna i jej przewyższanie na rynku kredytów rolniczych*, Roczniki Nauk Rolniczych Seria G, Tom 95, 2008, s. 38–46.
- Dercon S., *On Market Integration and Liberalization: Method and Application to Ethiopia*, Journal of Development Studies, No. 32, 1995, s. 112–143.
- Dzik-Walczak A., *Formy integracji rynku a konwergencja cenowa w krajach Unii Europejskiej*, Praca doktorska, Uniwersytet Warszawski, 2013.
- Ejrnaes M., Persson K.G., *Market integration and transport cost in France 1825-1903: a threshold error correction approach to the law of one price*, Exploration in Economic History, 37(2), 2000, s. 149–173.
- Ekelund R.B., Hebert R.F., *A history of economic theory & method*, Waveland Press, 2014.
- Fackler P.L., Goodwin B.K., *Spatial price analysis*, [w:] Gardner B.L., Rausser G.C. (red.), *Handbook of Agricultural Economics*, Vol. 1b, North-Holland, 2001.
- Faminow M.D., Benson L.B., *Integration of Spatial Markets*, American Journal of Agriculture Economics, Vol. 72(1), 1990, s. 49–62.
- FAO, *Fruit and vegetable post-harvest system development*, Report Prepared for the government of the Republic of Poland, Rome 1995, s. 49.
- Federico G., *Market integration and market efficiency: The case of 19th century Italy*, Explorations in Economic History, No. 44, 2007, s. 293–316.
- Figiel S., *Efektywność rynków rolnych*, [w:] Rembisz W., Idzik M. (red.), *Rynek Rolny w ujęciu funkcjonalnym*, Wyd. Wyższa Szkoła Finansów i Zarządzania w Warszawie, Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – PIB, Warszawa 2007.
- Figiel S., Hamulczuk M., Klimkowski C., *Metodyczne aspekty analizy zmienności cen oraz pomiaru ryzyka cenowego na towarowych rynkach rolnych*, Komunikaty, raporty, ekspertyzy, IEiGŻ-PIB, Nr 559, 2012.
- Filipiak T., Maciejczak M., *Uwarunkowania rozwoju sektora owoców i warzyw w Polsce w latach 2004–2007*, Roczniki Nauk Rolniczych Seria G, Tom 95, 2008, s. 97–109.
- Filipiak T., *Zmiany na rynku warzyw i w gospodarstwach warzywniczych w Polsce po integracji z Unią Europejską*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2014.
- Garbacik E., *Ekonomika obrotu towarowego i usług*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa – Łódź 1978.
- Gędek S., *Analiza powiązań pomiędzy cenami wieprzowiny na rynku polskim i wybranych rynkach krajów Unii Europejskiej*, Roczniki Naukowe SERiA, Nr XI, Z. 3, 2009, s. 92–96.
- Gędek S., *Analiza wpływu cen ropy naftowej na kurs korony norweskiej*, Modern Management Review. Vol. 18, Nr 4, 2013, s. 67–84.
- Gędek S., *Analiza współzależności cen produktów rolnych*, Roczniki Nauk Rolniczych, Seria G, Ekonomia Rolnictwa, T. 97, z. 3, 2010, s. 88–98.
- Gędek S., *Analiza współzależności pomiędzy poziomem stóp procentowych a poziomem inflacji i kursami walutowymi złotego*, Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych, SGGW, 16 (XVI), Nr 3, 2015, s. 60–69.
- Ghafoor A., Mustafa K., Mushtaq K., Abedulla A., *Cointegration and Causality: An Application to Major Mango Markets in Pakistan*, Lahore Journal Economics, Vol. 14(1), 2009, s. 85–113.

- Ghos M., *Cointegration tests and spatial integration of rice markets in India*, Indian Journal of Agricultural Economics, Vol. 55(4), 2000.
- Główny Urząd Statystyczny, *Bank Danych Lokalnych*.
- Główny Urząd Statystyczny, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2000 r.*, Informacje i opracowania statystyczne, Warszawa 2001.
- Główny Urząd Statystyczny, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2001 r.*, Informacje i opracowania statystyczne, Warszawa 2002.
- Główny Urząd Statystyczny, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2002 r.*, Informacje i opracowania statystyczne, Warszawa 2003.
- Główny Urząd Statystyczny, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2003 r.*, Informacje i opracowania statystyczne, Warszawa 2004.
- Główny Urząd Statystyczny, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2004 r.*, Informacje i opracowania statystyczne, Warszawa 2005.
- Główny Urząd Statystyczny, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2005 r.*, Informacje i opracowania statystyczne, Warszawa 2006.
- Główny Urząd Statystyczny, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2006 r.*, Informacje i opracowania statystyczne, Warszawa 2007.
- Główny Urząd Statystyczny, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2007 r.*, Informacje i opracowania statystyczne, Warszawa 2008.
- Główny Urząd Statystyczny, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2008 r.*, Informacje i opracowania statystyczne, Warszawa 2009.
- Główny Urząd Statystyczny, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2009 r.*, Informacje i opracowania statystyczne, Warszawa 2010.
- Główny Urząd Statystyczny, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2010 r.*, Informacje i opracowania statystyczne, Warszawa 2011.
- Główny Urząd Statystyczny, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2011 r.*, Informacje i opracowania statystyczne, Warszawa 2012.
- Główny Urząd Statystyczny, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2012 r.*, Informacje i opracowania statystyczne, Warszawa 2013.
- Główny Urząd Statystyczny, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2013 r.*, Informacje i opracowania statystyczne, Warszawa 2014.
- Główny Urząd Statystyczny, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2014 r.*, Informacje i opracowania statystyczne, Warszawa 2015.
- Główny Urząd Statystyczny, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2015 r.*, Informacje i opracowania statystyczne, Warszawa 2016.
- Główny Urząd Statystyczny, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2016 r.*, Informacje i opracowania statystyczne, Warszawa 2017.
- Główny Urząd Statystyczny, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2017 r.*, Informacje i opracowania statystyczne, Warszawa 2018.
- Główny Urząd Statystyczny, *Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2018 r.*, Informacje i opracowania statystyczne, Warszawa 2019.
- Gluzicka A., *Analiza zależności zachodzących między wielkością obrotów a indeksami Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie*, [w:] Trzaskalik T. (red.), *Modelowanie preferencji a ryzyko '13*, Studia Ekonomiczne 163/13, Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach, 2013, s. 13–28.
- Goldbergy P.K., Knetter M.M., *Goods Prices and Exchange Rates: What have We Learned?*, Journal of Economic Literature, Vol. 35, Issue 3, 1996, s. 1245–1270.
- Gołębiewski J., *Efektywność systemów marketingowych w gospodarce żywnościowej*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2010.
- Gołębiewski J., Sobczak W., *Rynki hurtowe owoców i warzyw*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa, 2017.
- Goletti F., Ahmed R., Farid N., *Structural determinant of market integration: The case study of rice in Bangladesh*, The Development Economics, Vol. XXXII – 2, 1995, s. 196–198.

- Goodwin B., Piggott N., *Spatial market integration in the presence of threshold effects*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 83(2), 2001, s. 302–317.
- Goodwin B.K., Schroeder T.C., *Cointegration tests and spatial price linkages in regional cattle markets*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 73(2), 1991, s. 452–464.
- Granger C.W.J., *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods*, Econometrica, Vol. 37, No. 3, 1969, s. 424–438.
- Groenewegen P., Says law, [hasło w:] Durlauf S.N., Blume L.E. (red.), *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Vol. 7, Palgrave Macmillan, New York 2008.
- Hamulczuk M., *Asymetria w transmisji cen pszenicy paszowej między rynkiem polskim i niemieckim*, Journal of Agribusiness and Rural Development, Vol. 1(35), 2015, s. 57–65.
- Hamulczuk M., *Asymetria w transmisji cen w łańcuchu żywnościowym. Przykład cen drobiu w Polsce*, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Nr 307, 2013, s. 212–223.
- Hamulczuk M., Gędek S., Klimkowski C., Stańko S., *Prognozowanie cen surowców rolnych na podstawie zależności przyczynowych*, Monografia IERiGŻ-PIB, Warszawa 2012.
- Hansen B.E., Seo B., *Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models*, Journal of Econometrics, 110(2), 2000, s. 293–318.
- Harris B., *There is method in my madness: or is it vice versa? Measuring agricultural market performance*, Food Research Institute Studies, Vol. 17, No. 2, 1979, s. 197–218.
- Hernandez M., Rashid S., Lemma S., Kuma T., *Institutions and market integration: The case of coffee in the Ethiopian Commodity Exchange*, IFPRI Discussion Paper Series No. 01464, International Food Policy Research Institute, 2015, s. 1–40.
- Hernandez-Villafuerte K., *Relationship between Spatial Price Transmission and Geographical Distance in Brazil*, paper presented at the EAAE 2011 Congress Change and Uncertainty, Zurich 2011.
- Hussain B., *Testing the law of one price in gram markets of Pakistan*, MPRA Paper No. 30708, 2011.
- Instytut Ekonomiki, Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, *Rynek owoców i warzyw*, Warszawa 2016.
- Instytut Ekonomiki, Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, *Rynek owoców i warzyw*, Warszawa 2017.
- Instytut Ekonomiki, Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, *Rynek owoców i warzyw*, Warszawa 2018.
- Instytut Ekonomiki, Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, *Rynek owoców i warzyw*, Warszawa 2019.
- Jabłońska L., Olewnicki D., *Zmiany w powierzchni upraw ogrodnich pod osłonami w Polsce w pierwszej dekadzie XXI w.*, Zeszyty Naukowe Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie. Problemy Rolnictwa Światowego, Tom XXVI, Z. 4, 2011, s. 89–97.
- Jasdanwalla Z.Y., *Marketing Efficiency in Indian Agriculture*, Allied Publishers House, Bombay 1966.
- Jayasuriya S., Kim J.H., Kumar P., *International and Internal Market Integration in Indian agriculture: A study of the Indian Rice Market*, Paper/poster prepared for presentation at the 106th seminar of the EAAE- Pro-poor Development in Low Income Countries, Food, Agriculture, Trade, and Environment, 25-27 October – Montpellier, France 2007, s. 1–18.
- Jerzak M.A., *Towarowe instrumenty pochodne w zarządzaniu ryzykiem cenowym w rolnictwie*, Roczniki Naukowe Ekonomii Rolnictwa i Rozwoju Obszarów Wiejskich, T. 101, Z. 4, 2014 s. 78–79.
- John A., *Price relations between export and domestic rice markets in Thailand*, Food Policy, 42(C), 2013, s. 48–57.
- Jones W., *The structure of staple food marketing in Nigeria as revealed by rice analysis*, Food Research Institute Studies, No. 8(2), 1968, s. 95–124.
- Jordan K.H., VanSickle J.J., *Integration and Behavior in the U.S. Winter Market for Fresh Tomatoes*, Journal of Agricultural and Applied Economics, No. 27, 1995, s. 127–137.

- Katengeza S.P., Mangisoni J.H., Okello J.J., *The role of ICT-based market information services in spatial food market integration: The case of Malawi agricultural commodity exchange*, Paper presented at the Joint 3rd African Association of Agricultural Economists (AAAE) and the 48th Agricultural Economists Association of South Africa (AEASA) Conference, Cape Town, South Africa, 19–23 September 2010.
- Kłodzińska A., *Zależności pomiędzy średniookresowymi i długookresowymi stopami procentowymi w Polsce*, *The Journal of Management and Finance*, Nr 4, Część 8, 2011, s.239–246.
- Koontz S.R., Garcia P., Hudson M.A., *Dominant – satellite relationships between live cattle cash and futures markets*, *Journal of Future Markets*, Vol. 10, 1990, s. 123–136.
- Korir M.K., Odhiambo M.O., Kimani P.M., Makishi P., Iruria D.M., *Spatial price Integration: A Co-integration Approach to Regional Bean Markets in Kenya and Tanzania*, *African Crop Science Conference proceedings*, Vol. 6, 2003, s. 609–612.
- Kosicka-Gębska M., Tul-Krzyszczuk A., Gębski J., *Handel detaliczny żywnością w Polsce*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2011.
- Kotler P., Keller K.L., *Marketing*, Wyd. Dom Wydawniczy REBIS Sp. z o.o., Poznań 2012.
- Kowalska-Napora E., *Anatomia rynku*, Wydawnictwo Marek Derewiecki, Kęty 2016.
- Kowalski A., *Istota i funkcjonowanie rynku żywnościowego i rolnego*, [w:] Rembisz W., Idzik M. (red.), *Rynek Rolny w ujęciu funkcjonalnym*, Wydawnictwo Wyższa Szkoła Finansów i Zarządzania w Warszawie, Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – PIB, Warszawa 2007, s. 2–28.
- Kulikowski R., *Ogrodnictwo w Polsce. Rozmieszczenie, struktura upraw i rola produkcji rolniczej*, *Przegląd Geograficzny*, Polska Akademia Nauk, T. 79, Z. 1, 2007, s. 79–98.
- Kułyk P., *Przepływ impulsów cenowych między krajowymi rynkami rolnymi na przykładzie rynku pszenicy*, *Roczniki Ekonomiczne Kujawsko-Pomorskiej Szkoły Wyższej w Bydgoszczy*, Nr 4, 2011, s. 253–264.
- Kusideł E., *Modele wektorowo-autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowanie*, [w:] Suchecki B. (red.), *Dane panelowe i modelowanie wielowymiarowe w badaniach ekonomicznych*. Tom 3, Wyd. Absolwent, Łódź 2000.
- Łęczycki K., *Poziom, kierunki zmian i stabilność cen roślin przemysłowych w Polsce w latach 1995-2010*, *Roczniki Naukowe SERiA*, T. XV, Z. 1, 2014, s. 127–134.
- Lele U., *Market integration: a study of sorghum prices in Western India*, *Journal of Farm Economics*, No. 49(1), 1967, s. 149–159.
- Lohano H.D., Mari F.M., Memon R.A., *Testing Onion Market Integration in Pakistan*, *The Pakistan Development Review*, No. 44(4), 2005, s. 717–728.
- Loy J.P., Wehrheim P., *Spatial Food Market Integration in Russia*, Conference papers. California from International Association of Agricultural Economists Contact information at EDIRC. August 10-16, 1997, Sacramento, s. 421–431.
- Machlup F., *A history of thought on economic integration*, Columbia University Press, New York 1997.
- Maddala G.S., *Ekonometria*, Wydawnictwo PWN, Warszawa 2008.
- Mahendru I.D., *Some Factors Affecting the Price of Wheat in the Punjab*, Publication No. 49, 1937.
- Majsterek M., *Zastosowanie procedury Johansena do analizy sprzężenia inflacyjnego w gospodarce polskiej*, *Przegląd Statystyczny*, Nr 45, 1998, s. 113–130.
- Marak J., *Ekonomika handlu*, Wyższa Szkoła Handlowa we Wrocławiu. Wydawnictwo Continuo, Wrocław 2000.
- Marona B., Bieniek A., *Wykorzystanie modelu VECM do analizy wpływu bezpośrednich inwestycji zagranicznych na gospodarkę Polski w latach 1996–2010*, *Acta Universitatis Nicolai Copernici. Oeconomia*, XLIV nr 2, 2013, s. 333–350.
- Marshall A., *Principles of Economics*, 8th edn., Macmillan Company, New York, 1890.
- McLaughlin E.W., *The dynamics of fresh and vegetable pricing in the supermarket channel*, *Preventive Medicine*, Vol. 39, 2004, s. 81–87.

- McNew K., *Spatial market integration: definition, theory and evidence*, Agricultural and Resource Economics Review, Vol. 25, No. 1, 1996, s. 1–11.
- Meredyk K., *Teoria ekonomii, t. I, Mikroekonomia*, Wydawnictwo Uniwersytetu w Białymstoku, Białystok 2000.
- Michalski E., *Marketing, Podręcznik akademicki*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2012.
- Miczka M., Szulc W., *Analiza reakcji na bodźce pomiędzy wybranymi rynkami z wykorzystaniem modelu VAR dla szeregów czasowych cen wyrobów stalowych w latach 1998–2011*, Prace IMŻ, 2011, s. 52–62.
- Milewski R., Kwiatkowski E., *Podstawy Ekonomii*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2014.
- Miljkovic D., *U.S. and Canadian livestock prices: Market integration and trade dependence*, Applied Economics No. 41 (2), 2009, s. 183–193.
- Monke E., Petzel T., *Market integration: an application to internal trade of cotton*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 66, 1984, s. 481–487.
- Mtumbuka W.S., Mapemba L., Maonga B., Mwabumba M., *Spatial price integration among selected bean markets in Malawi. A threshold autoregressive model approach*, International Food Policy Research Institute, Working paper No. 07, 2014.
- Mundlack Y., Larson D.F., *On the transmission of world agricultural prices*, The World Bank Economic review, No. 6, 1992, s. 399–422.
- Munir A.S., Sureshwaran S., Selassie H., Nyankori J.C., *Market Integration in Developing Countries: A Case Study of Selected Vegetables in Indonesian Markets*, Journal of International Food and Agribusiness Marketing, Vol. 9(1): 39, 1997 s. 39–52.
- Mushtaq K., Gafoor A., Dad M., *Apple Market Integration: Implications for Sustainable Agricultural Development*, The Lahore Journal of Economics, Vol. 13(1), 2008, s. 129–138.
- Mynarski S., *Analiza rynku. Makromechanizmy*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków 2000.
- Mynarski S., *Mechanizm równowagi doskonałej*, [w:] Mynarski S. (red.), *Analiza Rynku. Systemy i mechanizmy*, Wydawnictwo Pracowania Poligraficzna Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków 1993.
- Mynarski S., *Rynki formalne, rynki geograficzne*, [w:] Mynarski S. (red.), *Analiza Rynku. Systemy i mechanizmy*, Wydawnictwo Pracowania Poligraficzna Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków 1993.
- Nasiłowski M., *System rynkowy. Podstawy mikro- i makroekonomii*, Wyd. Key Text, Warszawa 2013.
- Negassa A., Meyers R., Gabre-Maldhin E., *Analyzing the grain market efficiency in developing countries: Review of existing methods and extensions to the parity bound model*, Market trade and institutions division, Discussion paper no. 66, International Food Policy Research Institute, Washington DC 2004.
- Nessim H., Dodge M.R., *Kształtowanie cen. Strategie i procedury*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 1997.
- Nosecka B., Bugała A., Paszko D., Zaremba Ł., *Sytuacja na światowym rynku wybranych produktów ogrodnich i jej wpływ na polski rynek ogrodniczy*, Instytut Ekonomiki Rolnej i Gospodarki Żywnościowej - PIB, Program Wieloletni, Nr 39, Warszawa 2012.
- Padilla-Bernal L., Thilmany D. D., Loureir M. L., *An Empirical Analysis of Market Integration and Efficiency for U.S. Fresh Tomato Markets*, Journal of Agricultural and Resource Economics 28(3), 2003. s. 435–450.
- Palaskas T.B., Harriss-White B., *Testing Market Integration: New Approaches with Case Material from the West Bengal Food Economy*, Journal of Development Studies, No. 30(1), 1993, s. 1–57.
- Papież M., Śmiech S., *Wykorzystanie modelu SVECM do badania zależności pomiędzy cenami surowców a cenami stali na rynku europejskim w latach 2003–2011*, Przegląd Statystyczny, 59(4), 2012, s. 504–524.
- Pashigian B.T., *Price theory and applications*, McGraw-Hill, New York 1995.

- Patera R., *Dynamiczne zależności na polskim rynku pracy w metodologii SVECM*, Barometr Regionalny, Nr 1(19), 2010, s. 11–26.
- Paul R.K., Sinha P., *Spatial market integration among major coffee markets in India*, Journal of the Indian Society of Agricultural Statistics, 69(3), 2015, s. 281–287.
- Pippenger J., Phillips L., *Some pitfalls in testing the law of one price in commodity markets*, Journal of International Money and Finance, No. 27, 2008, s. 915–925.
- Pizło W., *Rynek owoców w Polsce i wybranych krajach Unii Europejskiej – ujęcie teoretyczne i empiryczne*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2001.
- Ravallion M., *Testing market integration*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 68, 1986, s. 102–109.
- Rembeza J., Chotkowski J., *Powiązanie cen produktów rolnych pomiędzy rynkiem polskim a rynkami UE*, Problemy Rolnictwa Światowego, Tom XIV, 2006, s. 198–204.
- Rembeza J., Giłka-Zaporska J., *Analiza powiązań między cenami produktów rolnych i spożywczych*, Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomica, No. 271, 2012, s. 49–56.
- Rembeza J., *Powiązania pomiędzy cenami rzepaku w Polsce i na rynku międzynarodowym*, Rośliny oleiste, T. XXXIII, 2012, s. 19–25.
- Rembeza J., Seremak-Bulge J., *Asymetria w transmisji cen na rynku mleka i jego przetworów*, Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, Nr 3, 2006, s. 110–123.
- Rembeza J., *Transmisja cen w gospodarce polskiej*, Wydawnictwo Uczelniane Politechniki Koszalińskiej, Koszalin 2010.
- Reziti I., Panagopoulos Y., *Asymmetric Price Transmission in the Greek Agri-Food Sector: Some Tests*, Agribusiness, Vol. 24(1), s. 16–30.
- Richardson D., *Some empirical evidence on commodity arbitrage and the Law of One Price*, Journal of International Economics, No. 8, 1978, s. 341–351.
- Roche M.J., McQuinn K., *Grain price volatility in a small open economy*, European Review of Agricultural Economics, Vol. 30(1), 2003, s. 77–98.
- Runowski H., *Kierunki i skala zmian dochodów rolniczych w krajach Unii Europejskiej w latach 2005-2014*, Roczniki Naukowe SERiA Nr XVII, Z. 6, 2015, s. 233–239.
- Sagan A., *Rynek integralny*, [w:] Mynarski S. (red.), *Analiza Rynku. Systemy i mechanizmy*, Wydawnictwo Pracowania Poligraficzna Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków 1993.
- Salamaga M., *Badanie dynamicznych zależności pomiędzy napływem bezpośrednich inwestycji zagranicznych a wzorcem przewag komparatywnych w polskiej gospodarce*, Przegląd Statystyczny, Vol. 61(4), 2014, s. 373–388.
- Samuelson P.A., Nordhaus W.D., *Ekonomia*, Dom wydawniczy REBIS Sp. z o.o., Poznań 2014.
- Sanjuán A.I., Gil J.M., *Price transmission analysis: a flexible methodological approach applied to European pork and lamb markets*, Applied Economics No. 33, 2001, s. 123–131.
- Sanogo I., Amadou M.M., *Rice market integration and food security in Nepal: The role of cross-border trade with India*, Food Policy, 2010, 35(4), s. 312–322.
- Santeramo F.G., *Price Transmission in the European Tomatoes and Cauliflowers Sectors*, Agribusiness, Vol. 31 (3), 2015, s.399–413.
- Schiller B.R., *The Micro Economy Today*, McGraw-Hill, New York 1991.
- Schnepf R., *Price Determination in Agricultural Commodity Markets: A Primer*, [w:] Fisher M.N. (red.) *The Price of Food*, 2008, s. 1–47.
- Serebrennikov D., Götz L., Glaben T., *Spatial integration of Russian domestic wheat markets*, Paper prepared for presentation at the EAAE 2014 Congress 'Agri-Food and Rural Innovations for Healthier Societies, Slovenia, 2014.
- Serra T., Gil J.M., Goodwin B.K., *Local polynomial fitting and spatial price relationships: price transmission in EU pork markets*, European Review of Agricultural Economics, Vol. 33(3), 2006, s. 415–436.
- Sexton R.J., Kling C.L., Carman H.F., *Market Integration, Efficiency of Arbitrage and Imperfect Competition: Methodology and Application to US Celery*, The American Journal of Agricultural Economics, No. 73, 1991, s. 568–580.

- Sims C., *Macroeconomics and Reality*, Econometrica, Vol. 48, 1980.
- Sobczak W., Jabłońska L., Olewnicki D., *Stopień zorganizowania producentów owoców i warzyw w Polsce*, Zeszyty Naukowe Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie. Problemy Rolnictwa Światowego, T. 13, Z. 1, 2013, s. 119–128.
- Stachowiak B., *Wykorzystanie ekonomii przestrzennej w procesach rozwoju gospodarczego*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Przyrodniczo-Humanistycznego w Siedlcach, Nr 97, 2013, s. 209–217.
- Świetlik K., *Ceny żywności w procesie rynkowych przemian polskiej gospodarki (1994–2004)*, Studia i Monografie, IERiGŻ – PIB, Warszawa 2008.
- Tahir Z., Riaz K., *Integration of Agricultural Commodity Market in Punjab*, The Pakistan Development Review, No. 36 (3), 1997, s. 241–262.
- Takayama T., Judge G.G., *Equilibrium among spatially separated markets: A reformulation*, Econometrica, Vol. 32(4), 1964, s. 522–524.
- Timmer C.P., Falcon W.P., Pearson S.R., *Food Policy Analysis*, Johns Hopkins University Press, Baltimore 1983.
- Tione S.E., Katengeza S.P., Mangisoni J.H., *Analysis of Effectiveness of Modern Information and Communication Technologies on Maize Marketing Efficiency in Selected Markets of Malawi*, Paper submitted for presentation at the 4th African Association of Agricultural Economics, AAAE Conference, Hammamet, Tunisia, 22–25 September, 2013, s. 1–20.
- Tirole J., *The Theory of Industrial Organization*, The MIT Press, Cambridge – London 1994.
- Tomek W.G., Robinson K.L., *Agricultural product prices*, Ithaca, Cornell University Press, New York 1981, s. 150–158.
- Tomek W.G., Robinson K.L., *Kreowanie cen artykułów rolnych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2001.
- Tracy M., *Polityka rolno-żywnościowa w gospodarce rynkowej. Wprowadzenie do teorii i praktyki*, OLYMPUS Centrum Edukacji i Rozwoju Biznesu, Warszawa 1997.
- Trung L.D., Tam T.N.M., Baulch B., Hansen H., *Testing for food market integration: a study of the Vietnamese paddy market*, [w:] Hansen H., Thang N. (red.), *Market, policy and poverty reduction in Vietnam*, Vietnam Academy of Social Sciences, Hanoi 2007, s. 3–29.
- Tsiboe F., Dixon B.L., Wailes E.J., *Spatial dynamics and determinants of Liberian rice market integration*, African Journal of Agricultural and Resource Economics, Vol. 11(3), 2016, s. 183–196.
- Urban S., Olszańska A., *Ekonomika handlu żywnością i produktami rolnymi*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Wrocław 2015, s. 40–50.
- Urban S., Olszańska A., *Zorganizowane rynki towarowe. Giełdy towarowe, aukcje, centra handlu hurtowego, targi i wystawy*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wydanie 2, Wrocław 1999.
- Urban S., *Rynek i jego elementy oraz mechanizm rynkowy*, [w:] Urban S., Olszańska A. (red.), *Ekonomika handlu żywnością i produktami rolnymi*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Wrocław 2015.
- Urban S., Szlachta K., *Ekonomika i organizacja handlu żywnością*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wrocław 2000.
- Van Campenhout B., *Modelling trends in food market integration: Method and an application to Tanzanian maize markets*, Food Policy, Vol. 32(1), s. 112–127.
- Varela G., Aldaz-Carrol E., Iacovone L., *Determinants of Market Integration and Price Transmission in Indonesia*, Policy Research Working Paper, No. 6098, The World Bank, 2012.
- Waniowski P., *Strategie cenowe*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2003.
- Welfe A., *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*, Wyd. PWE, Warszawa 2009.
- Welfe A., *Gospodarka polska w okresie transformacji*, PWE, Warszawa 2000, s. 79–80.
- Williamson J., *Target zones and the management of the dollar*, Brookings Papers on Economic Activity, No. 17, 1986, s. 165–174.

- Witkowska D., Matuszewska-Janicka A., Kompa K., *Wprowadzenie do ekonometrii dynamicznej i finansowej*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2012.
- Wójcik, A., *Modele wektorowo-autoregresyjne jako odpowiedź na krytykę strukturalnych wielorównaniowych modeli ekonometrycznych*, *Studia Ekonomiczne*, 193, 2014, s.112–128.
- Woś A., *Agrobiznes. Makroekonomika*, Tom. 1, Wydawnictwo Key Text, Warszawa 1998.
- Wrzosek W., *Efektywność marketingu*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2005, s. 3.
- Wrzosek W., *Funkcjonowanie rynku*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2002.
- Wysokińska Z., Witkowska J., *Integracja Europejska*, Wydawnictwo PWN, Warszawa 2002.
- Zakari S., Ying L., Song B., *Market integration and Spatial Price Transmission in Niger Grain Markets*, *African Development Review*, Vol. 26, No, 2, 2014, s. 264–273.
- Zanias G.P., *Testing for Integration in European Community Agricultural Product Markets*, *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 44, 1993, s. 418–427.
- Zhou Z.Y., Wan G.H., Chen L.B., *Integration of rice market: the case of Southern China*, *Contemporary Economic Policy*, No. 18(1), 2000, s. 95–106.

SPIS TABEL

Tabela 1. Przegląd badań empirycznych dotyczących integracji rynku podstawowych produktów rolno-spożywczych	31
Tabela 2. Powierzchnia upraw owoców i warzyw w latach 2000–2018 (w tys. ha)	34
Tabela 3. Odległość pomiędzy poszczególnymi rynkami hurtowymi w Polsce (w km)	47
Tabela 4. Statystyki opisowe dziennych cen jabłek na rynkach hurtowych	52
Tabela 5. Statystyki opisowe cen malin na rynkach hurtowych	52
Tabela 6. Statystyki opisowe cen truskawek na rynkach hurtowych	53
Tabela 7. Statystyki opisowe cen kapusty białej na rynkach hurtowych	54
Tabela 8. Statystyki opisowe cen ogórków szklarniowych na rynkach hurtowych	54
Tabela 9. Statystyki opisowe cen pomidorów szklarniowych na rynkach hurtowych	55
Tabela 10. Statystyki opisowe cen ogórków gruntowych na rynkach	55
Tabela 11. Wyniki testów stacjonarności analizowanych szeregów czasowych	57
Tabela 12. Wyniki testów kointegracji Johansena dla rynków hurtowych – gatunki całoroczne	61
Tabela 13. Wyniki testu przyczynowości Grangera – kapusta biała	63
Tabela 14. Wyniki testu przyczynowości Grangera – jabłka	64
Tabela 15. Wyniki testu przyczynowości Grangera – ogórki gruntowe	65
Tabela 16. Wyniki testu przyczynowości Grangera – ogórki szklarniowe	65
Tabela 17. Wyniki testu przyczynowości Grangera – pomidory szklarniowe	66
Tabela 18. Wyniki testu przyczynowości Grangera – truskawki	66
Tabela 19. Wyniki testu przyczynowości Grangera – maliny	67
Tabela 20. Wyniki estymacji modelu VECM – ceny kapusty białej	71
Tabela 21. Wyniki estymacji modelu VECM – ceny jabłek	72
Tabela 22. Wyniki estymacji parametrów modelu VECM – ceny ogórków gruntowych	73
Tabela 23. Wyniki estymacji parametrów modelu VECM – ceny pomidorów szklarniowych	74
Tabela 24. Wyniki estymacji parametrów modelu VECM – ceny malin	75
Tabela 25. Wyniki estymacji parametrów modelu VAR – ceny ogórków szklarniowych	76
Tabela 26. Wyniki estymacji parametrów modelu VAR – ceny truskawek	77

SPIS RYSUNKÓW

Rysunek 1. Klasyfikacja rynku według wybranych podstawowych kryteriów	11
Rysunek 2. Relacje pomiędzy ceną a wielkością podaży i popytu	14
Rysunek 3. Stan równowagi rynkowej	15
Rysunek 4. Stan równowagi rynkowej w bardzo krótkim okresie	16
Rysunek 5. Stan równowagi rynkowej w perspektywie krótkookresowej	16
Rysunek 6. Stan równowagi rynkowej w długim okresie	17
Rysunek 7. Przesunięcie krzywej podaży w przypadku popytu elastycznego	17
Rysunek 8. Przesunięcie krzywej podaży w przypadku popytu względnie nieelastycznego	18
Rysunek 9. Powierzchni upraw drzew owocowych w latach 2000–2018 (w tys. ha)	35
Rysunek 10. Wielkość zbiorów owoców z drzew w latach 2000–2018 (w tys. ton)	36
Rysunek 11. Powierzchnia plantacji krzewów jagodowych w latach 2000–2018 (w tys. ha)	37
Rysunek 12. Zbiory owoców jagodowych w latach 2000–2018 (w tys. ton)	38
Rysunek 13. Powierzchnia upraw warzyw gruntowych w latach 2000–2018 (w tys. ha)	39
Rysunek 14. Powierzchnia upraw warzyw pod osłonami w latach 2000–2018 (w ha)	40
Rysunek 15. Zbiory warzyw w latach 2000–2018 (w tys. ton)	41
Rysunek 16. Zbiory warzyw spod osłon w latach 2000–2018 (w tys. ton)	42
Rysunek 17. Lokalizacja rynków hurtowych owoców i warzyw w Polsce	44
Rysunek 18. Kanały marketingowe pomiędzy badanymi rynkami hurtowymi	48
Rysunek 19. System analizy danych w celu potwierdzenia hipotez badawczych	51
Rysunek 20. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny kapusty białej (rynek hurtowy w Broniszach i w Poznaniu)	81
Rysunek 21. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny kapusty białej (rynek hurtowy w Kaliszu oraz w Radomiu)	82
Rysunek 22. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny kapusty białej (rynek hurtowy w Sandomierzu)	83
Rysunek 23. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny jabłek (rynek hurtowy w Broniszach oraz w Poznaniu)	84
Rysunek 24. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny jabłek (rynek hurtowy w Kaliszu oraz w Radomiu)	85
Rysunek 25. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny jabłek (rynek hurtowy w Sandomierzu)	86
Rysunek 26. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny ogórków gruntowych (rynek hurtowy w Broniszach oraz w Poznaniu)	87
Rysunek 27. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny ogórków gruntowych (rynek hurtowy w Kaliszu oraz w Radomiu)	88
Rysunek 28. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny ogórków gruntowych (rynek hurtowy w Sandomierzu)	89
Rysunek 29. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny ogórków szklarniowych (rynek hurtowy w Broniszach oraz w Poznaniu)	90
Rysunek 30. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny ogórków szklarniowych (rynek hurtowy w Kaliszu oraz w Radomiu)	91
Rysunek 31. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny ogórków szklarniowych (rynek hurtowy w Sandomierzu)	92

Rysunek 32. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny pomidorów szklarniowych (rynek hurtowy w Broniszach oraz w Poznaniu)	93
Rysunek 33. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny pomidorów szklarniowych (rynek hurtowy w Kaliszu oraz w Radomiu)	94
Rysunek 34. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny pomidoryów szklarniowych (rynek hurtowy w Sandomierzu)	95
Rysunek 35. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny malin (rynek hurtowy w Broniszach oraz w Poznaniu)	96
Rysunek 36. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny malin (rynek hurtowy w Kaliszu oraz w Radomiu)	97
Rysunek 37. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny malin (rynek hurtowy w Sandomierzu)	98
Rysunek 38. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny truskawek (rynek hurtowy w Broniszach oraz w Poznaniu)	99
Rysunek 39. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny truskawek (rynek hurtowy w Kaliszu i w Radomiu)	100
Rysunek 40. Postać funkcji odpowiedzi na impuls zmiany ceny pomiędzy poszczególnymi rynkami – ceny truskawek (rynek hurtowy w Sandomierzu)	101