

**Marta Skrzypczyk<sup>1</sup>**

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

## **Transmisja cen w łańcuchu marketingowym pieczywa i jej wybrane determinanty w krajach Unii Europejskiej**

### **Price Transmission along the Bread Supply Chain and its Selected Determinants in the European Union Countries**

**Synopsis.** Sektor zbożowy należy do jednych z ważniejszych w gospodarce żywnościowej krajów Unii Europejskiej (UE). Ceny ziarna oraz produktów jego przetwórstwa, ich zmiany w czasie i wzajemne powiązania, przekładają się bezpośrednio na sytuację dochodową producentów rolnych oraz konsumentów, stąd często stawały się przedmiotem analiz. W niniejszym opracowaniu skoncentrowano się na procesie pionowej transmisji cen, tj. przepływie impulsów od cen surowców rolnych do cen detalicznych w krajach UE oraz wpływie wybranych czynników rynkowych na ten proces. Badania empiryczne przeprowadzono na podstawie miesięcznych cen skupu pszenicy konsumpcyjnej oraz miesięcznych indeksów cen detalicznych pieczywa w krajach UE w latach 2015-2021, wykorzystując modele ARDL. Analiza wykazała, że szybkość i skala reakcji cen pieczywa na szok spowodowany zmianą cen pszenicy była zróżnicowana w poszczególnych krajach. Badania przyczyn odmiennego zachowania cen, bazujące na podejściu ilościowym i jakościowym, wskazały na występowanie i) negatywnej zależności między udziałem piekarni przemysłowych w produkcji pieczywa ogółem a natychmiastową reakcją cen konsumenta na zmiany cen pszenicy oraz ii) negatywnej zależności między stopniem koncentracji handlu detalicznego oraz PKB per capita a długookresowym przełożeniem cen skupu na ceny pieczywa.

**Słowa kluczowe:** pionowa transmisja cen, zboża, Unia Europejska

**Abstract.** The cereal sector is one of the most important in the food economy of the European Union (EU) countries. Prices of grain and grain processing products, their changes in time and mutual interrelations influence directly the income situation of agricultural producers and consumers, hence they have often become the subject of analysis. This paper focuses on the process of vertical price transmission, i.e. the flow of impulses from the prices of agricultural raw materials to the retail prices in the EU countries and the impact of selected market factors on this process. The empirical research was carried out on the basis of monthly procurement prices of milling wheat and monthly indices of retail prices of bread in the EU countries in 2015 - 2021, using ARDL models. The analysis showed that the speed and magnitude of the response of bread prices to a shock caused by a change in wheat prices varied across countries. Research into the reasons for the different price behavior, based on quantitative and qualitative approaches, indicated the existence of i) a negative relationship between the share of industrial bakeries in total bread production and the immediate response of consumer prices to changes in wheat prices, and ii) a negative relationship between the degree of retail concentration and GDP per capita and the long-term transmission of wheat prices to bread prices.

**Key words:** vertical price transmission, cereals, European Union

**JEL Classification:** Q02, Q11, Q13

<sup>1</sup> mgr, Katedra Ekonomii Międzynarodowej i Agrobiznesu, Instytut Ekonomii i Finansów SGGW w Warszawie, e-mail: marta\_skrzypczyk@sggw.edu.pl; <https://orcid.org/0000-0002-1967-6081>



## **Wstęp**

Mechanizm powiązania cen i ich transmisji w układzie wertykalnym, tj. przepływie impulsów cenowych między poszczególnymi ogniwami łańcucha marketingowego, od lat stanowią przedmiot prac teoretycznych i empirycznych (Lloyd, 2017). Ze względu na znaczenie sektora rolno-spożywczego w zaspokajaniu podstawowych potrzeb człowieka, wiele analiz z tego zakresu odnosi się do łańcucha żywnościowego i dotyczy m.in. kierunków przepływu impulsów cenowych oraz szybkości i siły reakcji cen na jednym rynku na zmiany cen na innym rynku (Gardner, 1975, Rembeza 2010). Siła reakcji wskazuje na to, w jakim stopniu zmiana ceny w jednym z ogniw łańcucha jest odzwierciedlona w innym ogniwie. Szybkość z kolei oznacza opóźnienie, z jakim ceny podążają za cenami w pozostałych ogniwach łańcucha.

Badania transmisji odwołują się do modeli równowagi i prawa jednej ceny (LOP – law of one price) zgodnie z którym ceny doskonale substytucyjnych produktów na dwóch rynkach różnią się co najwyżej o koszty transportu. Wprawdzie w przypadku transmisji cen w układzie wertykalnym jej mechanizm nie wynika z klasycznego arbitrażu, niemniej podlega analogicznej metodzie analizy (Rembeza, 2010). Na gruncie modeli teoretycznych zaburzania w transmisji (niepełna, opóźniona bądź asymetryczna reakcja cen), tłumaczyć można niedoskonałą konkurencją i wykorzystywaniem przez uczestników rynku dominującej pozycji, co potwierdziły badania empiryczne (Meyer i Cramon-Taubadel, 2004, Bakucs i in., 2013, Kufel-Gajda i in., 2017, Acosta i in., 2019). Wśród innych czynników wymieniane są koszty menu, stopień zróżnicowania produktów oraz ich różna specyfika (Conforti, 2004, Santeramo i in., 2016, Szajner, 2017), a także interwencyjne działania państwa nakierowane na wsparcie producentów rolnych, czy też koszty poszukiwania informacji przez konsumentów. Wnioski płynące z badań bywają jednak sprzeczne i budzą kontrowersje (Rembeza, 2010). Niejednokrotnie różnią się w zależności od rozpatrywanego sektora, podejścia metodycznego czy częstotliwości wykorzystanych danych. Biorąc pod uwagę zmiany zachodzące w łańcuchu żywnościowym, jego znaczenie dla gospodarki jako całości oraz funkcjonowania poszczególnych uczestników, wydaje się, że w dalszym ciągu wiele zagadnień z zakresu transmisji cen, w tym przede wszystkim przyczyn różnicy w reakcji cen, wymaga pogłębionych analiz.

W tym kontekście celem niniejszego badania była ocena procesu transmisji cen w łańcuchu marketingowym produktów zbożowych w wybranych krajach UE, tj. zidentyfikowanie za pomocą metod ekonometrycznych potencjalnych różnic dotyczących skali i szybkości przełożenia cen pszenicy na ceny pieczywa oraz próba wyjaśnienia tych różnic. Przy czym, biorąc pod uwagę teorię oraz przegląd literatury, starano się ocenić wpływ koncentracji na różnych poziomach łańcucha marketingowego (przetwórstwo i handel detaliczny) oraz, rzadziej badane, zróżnicowanie rozwoju gospodarczego i preferencji konsumentów w poszczególnych krajach na mechanizm przenoszenia cen w łańcuchu marketingowym.

Badanie przeprowadzono na przykładzie jednego z segmentów rynku zbóż – rynku pieczywa i ziarna przeznaczonego do jego produkcji. Było to podyktowane jego znaczeniem w kształtowaniu sytuacji dochodowej producentów rolnych i konsumentów, jak i dużą zmiennością, jaką charakteryzują się ceny ziarna i produktów jego przetwórstwa. Dla przykładu w Polsce w latach 1996-2011 poziom zmienności cen pszenicy wynosił od 3,9% w 1999 r. do 27,3% w 2008 r., zaś w przypadku cen pieczywa sięgnął 9,1% w 2000 r. (Jerzak i Florek, 2013).

Dotychczasowe badania odnoszące się do transmisji cen w łańcuchu marketingowym produktów zbożowych wskazywały m.in. na relatywnie słabe (choć istotne statystycznie) przełożenie zmian cen skupu zbóż na zmiany cen detalicznych produktów zbożowych. Rembeza (2006) oszacował, że w latach 1996-2005 wzrost cen skupu pszenicy o 1% prowadził do wzrostu detalicznych cen mąki o około 0,11%, a chleba o około 0,08%. Podobne wnioski płyną z badania przeprowadzonego przez London Economics (2004) dla wybranych krajów UE, choć w tym przypadku widoczne są różnice między poszczególnymi krajami oraz między produktami (oddzielnie analizowano mąkę i pieczywo). Jednocześnie obie analizy wskazują na symetryczny, w większości przypadków, charakter reakcji cen detalicznych pieczywa na zmiany cen surowca. Stąd też w niniejszym opracowaniu skupiono się na analizie skali i szybkości transmisji cen w łańcuchu marketingowym, pominięto natomiast kwestie dotyczące asymetrii.

Realizacji wcześniej wskazanego celu podporządkowano strukturę artykułu. W pierwszej części opracowania zaprezentowano wykorzystane dane oraz metody badawcze, następnie przedstawiono wyniki analizy transmisji cen, krótką charakterystykę łańcucha produktów zbożowych oraz ocenę zależności między charakterystykami transmisji a wybranymi czynnikami rynkowymi opisującymi łańcuch zbożowy.

## Dane i metody badawcze

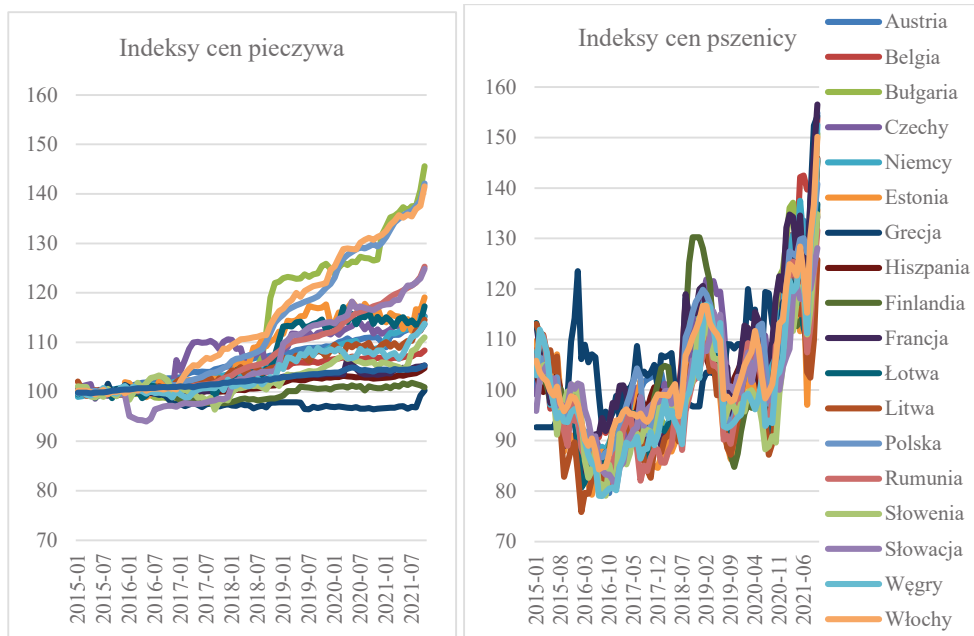
Niniejsze badanie składało się z dwóch etapów. W pierwszym, z wykorzystaniem metod ekonometrycznych, oszacowana została skala i siła reakcji cen detalicznych pieczywa na zmiany cen skupu pszenicy konsumpcyjnej. Analiza została przeprowadzona na podstawie miesięcznych cen skupu pszenicy konsumpcyjnej wyrażonych w EUR/t (publikowanych przez Komisję Europejską (KE, Monthly Market Prices, 2021) oraz miesięcznych wskaźników cen detalicznych pieczywa – harmonised index of consumer prices, HICP, bread (2015=100, baza Eurostat, Food Price Monitoring Tool, 2021) w 18 spośród 27 krajów UE. Ceny pszenicy w przypadku krajów nie należących do strefy euro przeliczono na waluty krajowe (według kursu EBC) a następnie, we wszystkich przypadkach, przeliczono na indeksy, gdzie podstawę stanowił 2015 rok (2015 rok = 100). Ze względu na niedostępność danych, w analizie nie uwzględniono następujących krajów: Dania, Cypr, Luksemburg, Malta, Portugalia, Szwecja (brak cen skupu pszenicy) oraz Holandia i Chorwacja (brak indeksów cen konsumpcyjnych pieczywa). Zakres czasowy wykorzystanych obserwacji obejmował okres od stycznia 2015 roku do sierpnia 2021 roku (w przypadku części krajów wykorzystano dłuższe szeregi czasowe – więcej tabela 1). Indeksy cen konsumenta oraz cen skupu przedstawiono na rysunku 1.

Tabela 1. Zakres czasowy wykorzystanych w badaniu obserwacji

Table 1. The time range of the observations used in the study

Zakres czasowy	Kraje
styczeń 2015 – sierpień 2021	Belgia, Czechy, Niemcy, Estonia, Grecja, Hiszpania, Finlandia, Łotwa, Litwa, Polska, Rumunia, Słowacja, Węgry
styczeń 2013 – sierpień 2021	Austria, Bułgaria, Słowenia
styczeń 2010 – sierpień 2021	Francja, Włochy

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat i KE (2021).



Rys. 1. Szeregi czasowe indeksów cen pieczywa (lewy) oraz cen skupu pszenicy (prawy) wykorzystane w badaniach (2015=100)

Fig. 1. Time series of consumer price indices (left) and farmgate prices (right) used in the study (2015=100)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat i KE (2021).

Można zauważyć, że w badanym okresie ceny pszenicy wahały się bardziej niż ceny pieczywa. Ponadto wyraźnie zaznaczają się różnice w dynamice cen detalicznych pieczywa między krajami. W części z nich, szczególnie tych, które weszły do UE po 2004 roku, zaobserwować można silny trend wzrostowy – np. w Polsce i na Węgrzech ceny pieczywa w trzech pierwszych kwartałach 2021 roku były o około 35% wyższe niż w analogicznym okresie 2015 roku. W innych z kolei ceny były relatywnie stabilne – np. w Hiszpanii średnia wartość indeksu cen detalicznych pieczywa w latach 2015-2021 wyniosła 101,5, przy odchyleniu standardowym wynoszącym 1,5. Należy nadmienić, że w odniesieniu do niektórych krajów szeregi czasowe cen konsumenta mogą budzić wątpliwości – np. w przypadku Czech trudno wyjaśnić nagły wzrost cen odnotowany na przełomie 2016 i 2017 roku. Dostępna w języku angielskim literatura nie daje odpowiedzi w tym zakresie – mógł on być wynikiem zmiany metodologii badania cen, innego doboru próby badawczej, czy też wystąpienia zdarzeń nietypowych.

Bazując na powyższych danych, dla każdego z 18 wskazanych wcześniej krajów UE zbudowano model transmisji cen, z cen surowców na ceny detaliczne, estymowany klasyczną metodą najmniejszych kwadratów KMNK. Przy czym wszystkie indeksy cenowe zostały wyrażone w logarytmach naturalnych, zatem całe dalsze modelowanie i analizy prowadzone były na logarytmach a oszacowane parametry mogły być interpretowane jako wskaźniki elastyczności transmisji cen. Wykorzystano model autoregresyjny z rozkładem opóźnień

(ARDL), w którym zmienna objaśniana zależy od zmiennych objaśniających i ich opóźnień oraz od własnych opóźnionych wartości.

Ogólną postać modelu ARDL (ze stałą oraz trendem kwadratowym) przedstawia wzór:

$$P_{Dt} = \mu_0 + \mu_1 t + \mu_2 t^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_i P_{Dt-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j P_{Rt-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

gdzie:  $P_{Rt}$  to indeks cen skupu pszenicy konsumpcyjnej w okresie  $t$ ,  $P_{Dt}$  to indeks cen detalicznych pieczywa w okresie  $t$ ,  $t$  – zmienna czasowa,  $\alpha$ ,  $\beta$  – parametry modelu związane odpowiednio z opóźnieniami zmiennej  $P_D$  oraz zmienną  $P_R$  i jej opóźnieniami. Parametr  $\mu_0$  oznacza wyraz wolny,  $\mu_1$  oraz  $\mu_2$  to parametry związane z trendem liniowym i kwadratowym,  $\varepsilon_t$  – składnik losowy, zaś  $p$  i  $q$  – maksymalny rząd opóźnień. W niniejszym przypadku, ze względu na brak danych, które obrazowałyby wpływ innych czynników na ceny detaliczne pieczywa, wyraz wolny może stanowić przybliżenie stałego w czasie poziomu kosztów marketingowych w zakładach produkcji pieczywa (obejmujących min. koszty energii, wynagrodzeń itp.), zaś zmienne czasowe odpowiadają za zmiany w czasie tych kosztów. Przyjęcie trendu liniowego lub kwadratowego było uzależnione od jego istotności oraz porównania modeli z trendem liniowym/kwadratowym/bez trendu za pomocą skorygowanego współczynnika determinacji  $R^2$  oraz kryterium informacyjnego Akaike'a (AIC).

Powyższy model został przekształcony do modelu ARDL-ECM (Hamulczuk, 2018):

$$\Delta P_{Dt} = \mu_0 + \mu_1 t + \mu_2 t^2 + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta P_{Dt-i} + \sum_{j=0}^{q-1} \beta_j \Delta P_{Rt-j} + \pi_1 P_{Dt-1} + \pi_2 P_{Rt-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

gdzie  $\pi_1$  i  $\pi_2$  to parametry wyznaczające zależność długookresową (tzw. kointegrującą), pozostałe oznaczenia jak w równaniu 1.

Zaletą modelu ARDL-ECM jest możliwość zastosowania bez względu na to, czy zmienne są zintegrowane w stopniu zerowym, pierwszym, czy też częściowo zintegrowane (Kufel-Gajda i in., 2017). Nie mogą one być jedynie zintegrowane w stopniu drugim  $I(2)$ , co zostało zweryfikowane we wstępnym etapie badania, za pomocą rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (ADF). Wskazał on, że zmienne są na ogół zintegrowane w stopniu pierwszym  $I(1)$ .

Optymalną liczbę opóźnień wybrano przy pomocy kryterium informacyjnego Akaike'a (AIC). Ostatecznie w poszczególnych modelach znalazły się zmienne istotne statystycznie (dla  $p = 0,1$ ), z wyjątkiem przypadków, w których jedynie jedna ze zmiennych opóźnionych była istotna statystycznie. W takich sytuacjach zmienne o mniejszym opóźnieniu pozostawiono w modelu. Ponadto, niezależnie od istotności statystycznej, pozostawiono zmienne  $P_{Dt-1}$  oraz  $P_{Rt-1}$ .

Oszacowanie parametrów dla powyższego modelu pozwoliło na wyznaczenie mnożnika krótkookresowego oraz długookresowego. Mnożnik krótkookresowy, oznaczający natychmiastową reakcję cen detalicznych pieczywa na zmianę ceny skupu pszenicy konsumpcyjnej, równy jest współczynnikowi przy zerowym opóźnieniu (Kufel-Gajda i in., 2017), tj.:

$$\beta^{SR} = \beta_0 \quad (3)$$

Z kolei mnożnik kointegrujący (długookresowy), określający skumulowaną reakcję cen detalicznych na krótkotrwały szok związany ze zmianą cen skupu, został wyznaczony wzorem:

$$\beta^{\infty} = -\frac{\pi_2}{\pi_1} \quad (4)$$

W drugim etapie badania oceniono zależności między charakterystykami transmisji cen (mnożnikami) a wybranymi zmiennymi opisującymi łańcuch pieczywa. Biorąc pod uwagę wymienione we wstępie badania wskazujące na wpływ struktur rynkowych na mechanizm transmisji cen, skupiono się przede wszystkim na dostępnych danych dotyczących poziomu koncentracji w handlu i przetwórstwie w krajach UE. Zestawiono informacje dotyczące i) udziału pięciu największych przedsiębiorstw w handlu detalicznym (wskaźnik CR5; na podstawie Euromonitor 2013) oraz ii) udziału piekarni przemysłowych (tj. podmiotów działających na dużą skalę, sprzedających swoje produkty (mrożone bądź świeże) m.in. sieciom handlowym) w produkcji pieczywa ogółem (Gira, 2019). Ponadto, zgodnie z wynikami analizy Hassouneh i in. (2015) pokazującymi, że rosnąca specjalizacja eksportowa przekłada się na szybsze dostosowanie cen detalicznych do szoków rynkowych, pod uwagę wzięto dane dotyczące międzynarodowej wymiany handlowej pszenicą, tj. eksportu i importu w poszczególnych krajach UE (według klasyfikacji SITC w latach 2018-2020, wyrażone w wolumenie). Pozwoliły one na oszacowanie pozycji eksportowej krajów (lub inaczej wskaźnika samowystarczalności).

$$NEX_i = \frac{X_i}{M_i} \quad (5)$$

gdzie: X – eksport, I – import, i – analizowany kraj.

Gianluigi i in., (2010) wskazują ponadto na zróżnicowanie preferencji konsumentów jako czynnika determinującego proces transmisji cen, stąd w niniejszej analizie uwzględniono także dane dotyczące i) konsumpcji pieczywa (Gira, 2013) oraz ii) PKB per capita, który obrazuje poziom rozwoju społeczno-gospodarczego kraju, co ma bezpośredni wpływ na zachowania konsumentów.

W celu skwantyfikowania determinantów transmisji cen, obliczono wartości współczynników korelacji Pearsona między charakterystykami transmisji (mnożnikami) a zmiennymi opisującymi łańcuch zbożowy, wyrażonymi w logarytmach naturalnych.

Podstawowym ograniczeniem w przeprowadzeniu drugiej części badania był brak aktualnych informacji dotyczących koncentracji na poziomie handlu detalicznego oraz przetwórstwa zbóż w poszczególnych krajach UE. Niemniej, zmiany w tym zakresie mają charakter ewolucyjny, stąd wykorzystanie danych sprzed kilku lat nie wydaje się być obciążone dużym błędem. Inną problematyczną kwestią były istotne różnice w danych, w zależności od ich źródła (dotyczyło to wskaźników koncentracji i danych o poziomie konsumpcji pieczywa).

## Wyniki badań

Podsumowanie wyników badania zaprezentowano w trzech częściach – wyniki analizy transmisji cen, krótka charakterystyka łańcucha marketingowego pieczywa oraz ocena zależności między charakterystykami transmisji a wybranymi czynnikami rynkowymi opisującymi łańcuch zbożowy.

## Tendencje w produkcji i konsumpcji mięsa drobiowego

Biorąc pod uwagę teorię oraz wyniki dotychczasowych badań (Rembeza, 2006, London Economics, 2004) wskazujące, że impulsy cenowe przebiegają w górę kanału

marketingowego, w pierwszym etapie niniejszej analizy zbudowano 18 modeli (tj. po jednym dla każdego kraju) transmisji cen od producenta rolnego (w tym przypadku producenta pszenicy) do ogniwa sprzedaży detalicznej pieczywa. Wszystkie modele zawierały stałą (która była istotna) oraz zmienne czasowe – trend liniowy lub kwadratowy (w zależności od istotności). W przypadku części modeli pierwsze różnice (oraz ich opóźnienia) zmiennych cenowych  $P_R$  i  $P_D$  były nieistotne, w związku z czym ostatecznie oszacowany model przyjmował uproszczoną postać (np. Hiszpania, Litwa). Oszacowania modeli przedstawiono w tabeli 2.

Tabela 2. Transmisja cen między ceną pszenicy a ceną detaliczną pieczywa – oszacowania modeli

Table 2. Price transmission between wheat price and bread retail price - estimations of the models

Kraj	d $P_R$	d $P_R$ (-1)	d $P_R$ (-2)	d $P_R$ (-3)	d $P_D$ (-1)	$P_{R,-1}$	$P_{D,-1}$	$R^2$
Austria	-	-	-	-	-	0,008*	-0,385***	0,21
Belgia	-	-	-	-	-0,337***	0,004	-0,139*	0,21
Bułgaria	-	-	-	-	0,516***	0,025**	-0,087***	0,45
Czechy	-	-	-	-	-	0,004	-0,227***	0,13
Niemcy	-	-	-	-	-	0,009*	-0,131**	0,16
Estonia	0,085**	-	-	-	-0,215*	0,025*	-0,156**	0,30
Grecja	0,034**	-	-	-	-	0,041**	-0,296***	0,20
Hiszpania	-	-	-	-	-	0,015***	-0,046	0,29
Finlandia	-	-	-	-	-0,440***	0,008*	-0,083	0,32
Francja	0,013***	-0,001***	-	-	-	0,009***	-0,196***	0,19
Łotwa	-	-	-	-	-0,257**	0,039**	-0,130**	0,18
Litwa	-	-	-	-	-	0,012	-0,480***	0,22
Polska	0,024**	-	-	-	0,538***	0,011*	-0,073**	0,54
Rumunia	0,017***	-0,002	-0,005	-0,013*	0,719***	0,013*	-0,188**	0,62
Słowenia	-	-	-	-	-	0,021**	-0,114**	0,09
Słowacja	0,021	-0,032	-0,058**	-	0,197	0,034**	-0,178***	0,22
Węgry	0,017	0,021	0,031**	-	-	0,012*	-0,108***	0,30
Włochy	0,002	-0,002	0,003	-0,007**	-0,171**	0,005***	-0,095***	0,25

$P_R$  – logarytm naturalny ceny surowca;  $P_D$  – logarytm naturalny ceny konsumenta; d – pierwsze różnice.

Poziomy istotności: \* 0,1; \*\* 0,05; \*\*\* 0,01.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat, KE.

W tabeli 3 zaprezentowano natomiast mnożniki wyliczone na podstawie wyestymowanych wcześniej modeli. Obrazują one reakcje cen detalicznych pieczywa na zmiany cen pszenicy, w zależności od horyzontu czasowego. W przypadku Belgii, Czech oraz Litwy zmienna  $P_{R,-1}$  służąca wyliczeniu relacji długookresowej okazała się być nieistotna, co też przełożyło się na mnożniki długookresowe, które nie przekraczają 0,03 (co de facto oznacza brak wpływu zmiany cen pszenicy na ceny detaliczne pieczywa).

W przypadku Hiszpanii i Finlandii zmienna  $P_{D,-1}$  była istotna dopiero dla  $p = 0,2$ .



Tabela 3. Mnożniki krótko i długookresowe w łańcuchach produktów zbożowych

Table 3. Short- and long-run multipliers in cereal product supply chains

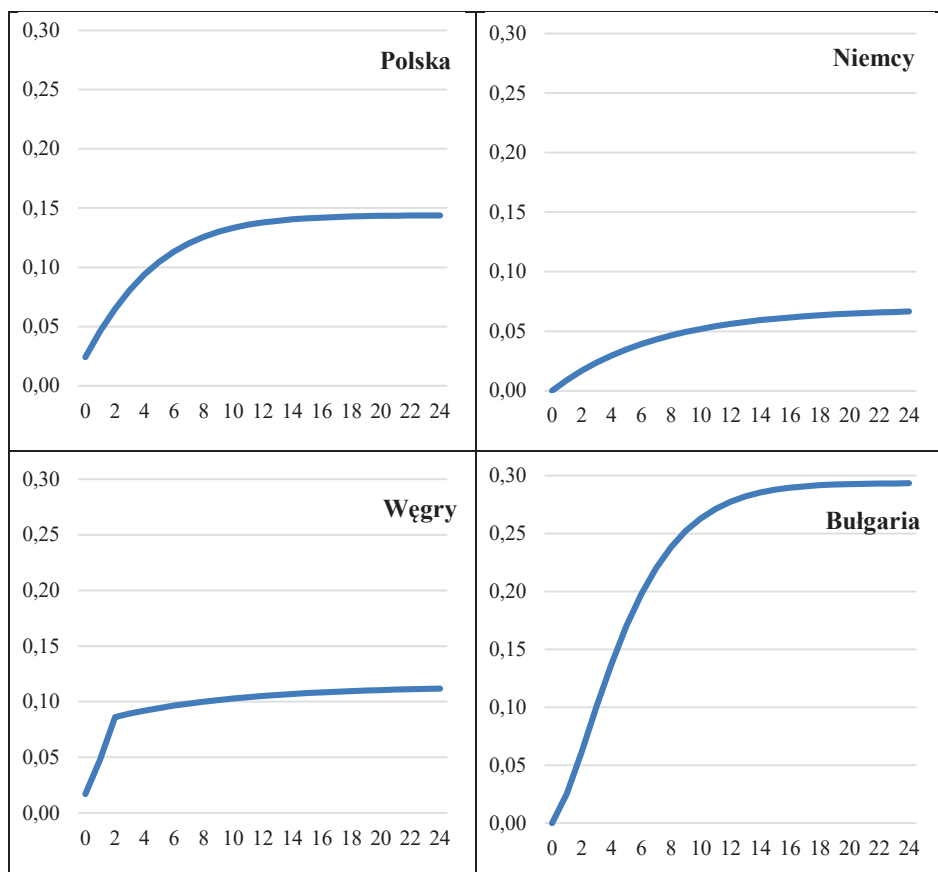
Kraj	$\beta^{SR}$	$\beta^3$	$\beta^6$	$\beta^{12}$	$\beta^\infty$
Austria	0,000	0,016	0,020	0,021	0,021
Belgia	0,000	0,009	0,014	0,022	0,029
Bułgaria	0,000	0,101	0,198	0,278	0,293
Czechy	0,000	0,009	0,013	0,015	0,016
Niemcy	0,000	0,024	0,039	0,056	0,069
Estonia	0,085	0,101	0,121	0,144	0,162
Grecja	0,034	0,101	0,125	0,133	0,138
Hiszpania	0,000	0,042	0,078	0,137	0,319
Finlandia	0,000	0,021	0,038	0,060	0,093
Francja	0,013	0,019	0,031	0,041	0,044
Łotwa	0,000	0,088	0,146	0,219	0,300
Litwa	0,000	0,022	0,025	0,025	0,025
Polska	0,024	0,081	0,113	0,138	0,144
Rumunia	0,017	0,056	0,070	0,073	0,071
Słowenia	0,000	0,056	0,095	0,141	0,184
Słowacja	0,021	0,024	0,113	0,175	0,189
Włochy	0,002	0,007	0,019	0,033	0,054
Węgry	0,017	0,089	0,096	0,105	0,114

Zaprezentowane mnożniki:  $\beta^{SR}$  – mnożnik krótkookresowy, oznaczający natychmiastową reakcję cen detalicznych pieczywa (w procentach) na zmianę ceny skupu pszenicy konsumpcyjnej o 1%;  $\beta^\infty$  – mnożnik długookresowy (kointegrujący), określający skumulowaną reakcję cen detalicznych na krótkotrwały szok związany ze zmianą cen pszenicy;  $\beta^3$ ;  $\beta^6$ ;  $\beta^{12}$  – procentowa zmiana cen detalicznych po odpowiednio 3, 6 i 12 miesiącach od zmiany cen pszenicy o 1%.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat i KE.

Graficzny obraz reakcji cen detalicznych na zmiany cen pszenicy dla wybranych krajów przedstawiono z kolei na rysunku 2.





\* Na osi X zaznaczono miesiące, a na Y – skumulowaną reakcję cen detalicznych na zmiany cen skupu (zmiana %).

Rys. 2. Skumulowana reakcja cen detalicznych na zmiany cen skupu pszenicy w ciągu 24 miesięcy na przykładzie wybranych krajów UE

Fig. 2. Cumulative response of retail prices to changes in wheat prices over 24 months for selected EU countries

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat i KE.

Przeprowadzona analiza wykazała, że w kształtowaniu cen pieczywa zdecydowanie największe znaczenie miały opóźnione o miesiąc reakcje na zmiany własnych cen. Reakcja na zmiany cen pszenicy była relatywnie słaba, często rozciągnięta w czasie i różniła się w zależności od kraju, co pokazuje tabela 3 oraz rysunek 2. Jedynie w przypadku pięciu krajów – Francji, Polski, Grecji, Estonii i Rumunii – szok spowodowany zmianą ceny pszenicy przełożył się na natychmiastową zmianę ceny pieczywa. Dla pozostałych krajów współczynnik  $\beta_0$  był nieistotny.

W długim okresie zmiany ceny skupu pszenicy o 100% przekładały się najczęściej na kilku- kilkunastoprocentową zmianę cen detalicznych (od 2% dla Austrii do 32% dla Hiszpanii), co obrazuje mnożnik długookresowy zaprezentowany w tabeli 3. Wyniki te zdają się odzwierciedlać szacowany na kilka-kilkanaście procent udział kosztów zbóż w cenie

pieczywa (np. w przypadku Polski Jerzak i Florek (2013) oszacowali udział cen skupu pszenicy w cenach detalicznych przetworów zbożowych na 12-22% w latach 2000-2011).

Porównując mnożnik  $\beta^{12}$  z mnożnikiem długookresowym (tabela 3) można zauważyć, że proces dostosowywania cen detalicznych do zmian cen skupu trwał, co do zasady, do 12 miesięcy. Później następowały jedynie niewielkie korekty.

W przypadku trzech krajów nie odnotowano transmisji cen między ogniwem producenta rolnego a ogniwem sprzedawcy detalicznej (Belgia, Litwa, Czechy), tj. współczynniki  $\beta$  (niezależnie od opóźnienia) oraz współczynnik  $\pi_2$  nie były istotne statystycznie przy poziomie istotności  $p = 0,1$ . Badania przeprowadzone przez London Economics (2004) również wskazywały na brak transmisji między cenami pszenicy a cenami produktów zbożowych w przypadku niektórych krajów (np. Wielkiej Brytanii).

## **Charakterystyka łańcucha marketingowego pieczywa**

Jak wykazano w pierwszym etapie badania, szok spowodowany zmianą ceny pszenicy konsumpcyjnej został zaabsorbowany w różny sposób w poszczególnych krajach UE. Zgodnie z przeglądem literatury, wysoki stopień rozbieżności można wyjaśnić zachowaniami podmiotów działających na poziomie przetwórstwa czy handlu detalicznego żywności czy też zróżnicowaniem preferencji konsumentów. Ze względu na fakt, że rynek zbóż w UE funkcjonuje w ramach wspólnej organizacji rynków rolnych, różnice w otoczeniu regulacyjnym wydają się mieć tu mniejsze znaczenie.

Wobec powyższego, w drugim etapie analizy zestawiono podstawowe informacje charakteryzujące rynek zbóż oraz pieczywa, w podziale na wskaźniki koncentracji handlu i przetwórstwa, dane związane z rynkiem surowca – pszenicy oraz konsumpcji pieczywa (tabela 4).

Jak widać w tabeli 4, unijny sektor handlu detalicznego żywnością charakteryzuje się wysokim stopniem koncentracji: w większości krajów pięć największych sieci detalicznych posiada ponad 50-proc. udział w rynku. Co do zasady, poziomy koncentracji są wyższe w państwach, które przystąpiły do UE przed 2004 roku, ale to w krajach Europy Środkowo-Wschodniej proces konsolidacji przebiega najszybciej (Bukeviciute i in., 2009). Warto w tym miejscu dodać, że sieci handlowe są najważniejszym kanałem dystrybucji pieczywa w UE, z około 35-proc. udziałem w rynku (dane za 2018 rok, GIRA, 2019). Drugim, wciąż istotnym kanałem dystrybucji są piekarnie rzemieślnicze, z około 28-proc. udziałem w rynku sprzedaży pieczywa.

Po stronie przetwórstwa rynek jest znacznie bardziej rozdrobniony – wciąż dominują małe piekarnie rzemieślnicze, mające około 37-proc. udział w rynku UE ogółem. W wielu krajach jednak, szczególnie Europy Północnej, szybko rozwijają się piekarnie przemysłowe, produkujące pieczywo mrożone (ich udział w wartości produkcji pieczywa zaprezentowano w tabeli 4).

Innym czynnikiem, mogącym mieć wpływ na powiązania między cenami skupu a cenami konsumenta, jest znaczenie importu jako źródła zaopatrzenia w surowiec do przetwórstwa. UE jako całość należy do eksporterów netto pszenicy, niemniej w przypadku części krajów notuje się trwały deficyt handlu tym zbożem (Hiszpania, Włochy, Belgia – więcej w tabeli 4).

Tabela 4. Wskaźniki obrazujące koncentrację, uwarunkowania popytowo-podażowe na rynku pszenicy, konsumpcję pieczywa oraz rozwój gospodarczy w analizowanych krajach UE

Table 4. Indicators reflecting the level of concentration, demand and supply conditions on the wheat market, bread consumption and economic development in the analysed EU countries

Kraj	Koncentracja		Handel eksport/import	Konsumpcja pieczywa	PKB per capita (EUR)
	CR5 detal	udział piekarni przemysł.			
Austria	80	bd	0,7	46	37 200
Belgia	bd	50	0,2	55	35 500
Bułgaria	38	87	91,6	95	16 400
Czechy	bd	11	38,2	bd	27 800
Niemcy	69	40	1,8	56	36 600
Estonia	76	bd	35	bd	25 200
Grecja	32	4,5	0,3	68	18 600
Hiszpania	42	34	0,1	37	25 200
Finlandia	bd	75	3,9	42	33 800
Francja	92	35	62,2	57	31 200
Łotwa	36	bd	3,6	bd	21 000
Litwa	60	bd	24,5	bd	26 000
Polska	39	13	4,0	70	22 600
Rumunia	39	bd	5,9	bd	21 400
Słowenia	41	55	0,7	42	26 500
Słowacja	80	bd	42,9	bd	20 900
Węgry	60	34	19,3	60	22 100
Włochy	60	15	0,0	52	28 000

Zastosowane zmienne: CR5 detal – wskaźnik koncentracji (concentration ratio), ukazuje udział N (w tym przypadku pięciu) największych przedsiębiorstw w łącznej wartości danej cechy w branży, (2012, %); udział piekarni przemysł. – udział piekarni przemysłowych w produkcji pieczywa (2018, %); eksport/import – stosunek eksportu do importu (średnia 2018-2020); konsumpcja pieczywa – w kg/osobę (2013); PKB per capita – według parytetu siły nabywczej (2020, EUR).

Źródło: handel – Eurostat, 2021, konsumpcja pieczywa – Gira, 2013; CR5 – Euromonitor, 2013, udział piekarni – AIBI, 2015; Gira, 2019; PKB per capita – Eurostat, 2021.

Kraje UE istotnie różnią się też pod względem wzorców konsumpcji wyrobów zbożowych. Przeciętne spożycie pieczywa waha się od 39 kg na osobę rocznie na Słowenii do 97 kg w Rumunii. Z kolei udział wydatków na pieczywo w wydatkach konsumpcyjnych ogółem wynosi od 1,7% (Finlandia) do 5,3% (Rumunia). Tym samym różna może być wrażliwość cenowa konsumentów, co jest związane z poziomem rozwoju społeczno-gospodarczego kraju, odzwierciedlonego poprzez PKB per capita (najwyższy w Finlandii, najniższy w Rumunii).

## Wpływ zmiennych charakteryzujących sektor zbożowy na proces transmisji cen

Pomimo wyżej opisanych różnic, proste obliczenia nie wskazują na istnienie dużych zależności między zmiennymi rynkowymi a miernikami transmisji cen, co pokazano w tabeli 5. Przedstawiono w niej wartości współczynników korelacji Pearsona między mnożnikiem krótkookresowym i długookresowym w transmisji cen a także skumulowaną reakcją cen pieczywa po 6 miesiącach od zmiany cen pszenicy a logarytmami zmiennych charakteryzujących łańcuch zbożowy.

Tabela 5. Wyniki analizy korelacyjnej między charakterystykami rynku a miernikami transmisji cen  
Table 5. Results of correlation analysis between market characteristics and price transmission measures

Zmienna	$\beta^{SR}$	$\beta^6$	$\beta^\infty$
CR5 detal	0,167 (0,552)	<b>-0,562</b> (0,029)	<b>-0,540</b> (0,037)
udział piekarni przemysłowych	<b>-0,678</b> (0,015)	0,066 (0,838)	0,261 (0,413)
eksport/import	0,267 (0,284)	0,308 (0,214)	0,027 (0,914)
konsumpcja pieczywa	0,420 (0,174)	<b>0,769</b> (0,003)	0,373 (0,233)
PKB per capita	-0,275 (0,269)	<b>-0,841</b> (0,000)	<b>-0,630</b> (0,005)

W nawiasie podano wartość p.

$\beta^6$  - reakcja cen detalicznych po 6 miesiącach od zmiany ceny skupu.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat, 2021, KE, 2021, Gira, 2019, Euromonitor, 2013.

Jak można zauważyć, najwyższe w wartościach absolutnych oraz w znacznej części istotne statystycznie (dla  $\alpha \leq 0,1$ ) współczynniki korelacji Pearsona uzyskano w przypadku zależności między charakterystykami rynku a skumulowaną reakcją cen detalicznych na zmiany cen rolnych notowaną po 6 miesiącach od tych zmian. Relatywnie silną, dodatnią zależność zaobserwowano w odniesieniu do wolumenu konsumpcji pieczywa. Jej istotność może wskazywać, że transmisja cen jest powiązana z poziomem rozwoju społeczno-gospodarczego danego kraju. I rzeczywiście, współczynnik korelacji obliczony dla PKB per capita jest istotny statystycznie oraz ujemny dla mierników długookresowych transmisji – im wyższy PKB per capita tym słabsze powiązania cen detalicznych z cenami surowców. Powyższe może być wynikiem relatywnie niewielkiego zróżnicowania cen pszenicy na poszczególnych rynkach i istotnych różnic w odniesieniu do pozostałych kosztów działalności podmiotów przetwórczych, tj. wynagrodzenia czy usług obcych. Tym samym udział cen pszenicy w cenach detalicznych pieczywa w krajach silniej rozwiniętych jest niższy niż w krajach słabiej rozwiniętych. Uzyskany wynik ten jest zgodny z dotychczasowymi badaniami. Dla przykładu IMF (2008) szacuje, że przeciętnie na rynkach wschodzących skala przeniesienia zmian cen surowców na ceny detaliczne jest około trzykrotnie wyższa niż w gospodarkach rozwiniętych.

Ujemne i istotne statystycznie współczynniki korelacji wystąpiły także w odniesieniu do zależności między charakterystykami transmisji (z wyjątkiem mnożnika krótkookresowego) a wskaźnikiem koncentracji CR5 w handlu. Oznacza to, że im bardziej

handel detaliczny jest skoncentrowany, tym mniejszy jest wpływ zmiany cen pszenicy na ceny pieczywa.

Z kolei w przypadku mnożnika krótkookresowego transmisji zaobserwowano ujemną zależność pomiędzy nim a udziałem piekarni przemysłowych w produkcji pieczywa. Wskazywać to może, że im wyższa koncentracja na poziomie przetwórstwa zbóż, tym słabsza transmisja natychmiastowa między cenami surowca a cenami detalicznymi, tzn. że szoki na poziomie cen rolnych mogą być absorbowane przez ogniwo przetwórstwa, dzięki np. skali działania przedsiębiorstw, możliwości gromadzenia zapasów itp. W dłuższym okresie ta zależność zanika. Niemniej, niewielka liczba obserwacji (brak danych dotyczących udziału piekarni dla części krajów) powoduje, że do powyższego wyniku należy podejść z ostrożnością.

W pozostałych przypadkach współczynniki korelacji były już niższe w wartościach bezwzględnych. Nie odnotowano istotnej statystycznie zależności między pozycją eksportową kraju (eksport/import) a transmisją cen.

Uzyskane wyniki są zbieżne z badaniami wskazującymi na wpływ struktur rynkowych na proces transmisji cen (Meyer i Cramon-Taubadel, 2004, Bakucs i in., 2013, Kufel-Gajda i in., 2017). Niemniej w przypadku niniejszej analizy nie odnoszono się bezpośrednio do siły rynkowej, a do poziomu koncentracji w handlu i przetwórstwie żywności.

## **Podsumowanie**

Porównanie procesu transmisji cen w łańcuchu żywności w różnych regionach czy na różnych rynkach pozwala odnieść się do dyskusji na temat uwarunkowań zachowania się cen. Wyniki niniejszych badań empirycznych wskazują na występowanie istotnych różnic pod względem skali i szybkości przełożenia cen pszenicy na ceny detaliczne pieczywa w krajach Unii Europejskiej. Wśród czynników mogących wyjaśniać ww. różnice, statystycznie istotny wydaje się poziom koncentracji w ogniwie przetwórstwa zbóż, mierzony udziałem piekarni przemysłowych w produkcji pieczywa ogółem oraz koncentracja na poziomie handlu detalicznego. Silne przełożenie na proces transmisji sygnałów cenowych od producenta rolnego do konsumenta ma też poziom rozwoju gospodarczego kraju i związany z tym udział wydatków na żywność w wydatkach konsumpcyjnych ogółem.

Podstawowym ograniczeniem niniejszej analizy była dostępność danych – krótkie szeregi czasowe dla cen surowca i cen detalicznych, brak w większości przypadków cen na poziomie producenta, a także rozbieżności w danych dotyczących poziomu koncentracji czy udziałów w rynku. Przeprowadzone badania można rozszerzyć w kilku kierunkach. Po pierwsze, można przeanalizować sytuację na innych rynkach. Po drugie, można spróbować zastosować inne instrumentarium, jak np. modele nieliniowe. Po trzecie, można podjąć próbę kwantyfikacji czynników mających potencjalnie wpływ na odmienne zachowanie się cen w łańcuchu żywności.

## Literatura

- AIBI Market Reports (2013). AIBI Bread Market Report 2013. Pobrano listopad 2021 z: [draft-AIBI-Bread-Market-report-2013.pdf](#).
- Acosta, A., Ihle, R., von Cramon-Taubadel, S. (2019). Combining market structure and econometric methods for price transmission analysis. *Food Security*, 11, 941–951, DOI: 10.1007/s12571-019-00951-w.
- Bakucs, Z., Falkowski, J., Fertó, I. (2013). Does Market Structure Influence Price Transmission in the Agro-food Sector? A Meta-analysis Perspective. *Journal of Agricultural Economics*, 65, 1-25, DOI: 10.1111/1477-9552.12042.
- Bukeviciute, L., Dierx, A., Ilzkovitz, F., Roty, G., (2009). Price transmission along the food supply chain in the European Union. Selected paper prepared for presentation at the 113th Seminar of the European Association of Agricultural Economists, Chania, Crete, 3-6 September 2009, 1-17, DOI: 10.22004/ag.econ.57987.
- Conforti, P. (2004). Price transmission in selected agricultural markets. Rome. FAO.
- McCorriston, S., Morgan, C., W. Rayner, A. J. (2001). Price transmission: the interaction between market power and returns to scale. *European Review of Agricultural Economics*, 28, 143-159.
- Euromonitor International. (2013).
- Eurostat (2021a). Eurostat database. Pobrano grudzień 2021 z: <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database/>.
- Eurostat (2021b). Eurostat database. Pobrano grudzień 2021 z: [https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/NAMA\\_10\\_PC\\_custom\\_2350988/default/table?lang=en](https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/NAMA_10_PC_custom_2350988/default/table?lang=en).
- Food price monitoring tool (2021). Eurostat. Pobrano grudzień 2021 z: [http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=prc\\_fsc\\_idx&lang=en](http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=prc_fsc_idx&lang=en).
- Frey, G., Manera, M. (2007). Econometric models of asymmetric price transmission. *Journal of Economic Surveys*, 21(2), 349-415, DOI: 10.1111/j.1467-6419.2007.00507.x.
- Gardner, B.L. (1975). The Farm-Retail Price Spread in a Competitive Food Industry. *American Journal of Agricultural Economics*, 57, 383-406.
- Gianluigi, F., Jiménez-Rodríguez R., Onorante, L. (2010). Food price pass-through in the euro area. The role of asymmetries and non-linearities. European Central Bank. Working Paper Series 1168.
- GIRA (2019). A European Bakery Markets Overview. Pobrano grudzień 2021 z: [https://www.nedverbak.nl/uploads/2020/02/3\\_Gira\\_Bake\\_Off\\_2018\\_Europe\\_NL.pdf](https://www.nedverbak.nl/uploads/2020/02/3_Gira_Bake_Off_2018_Europe_NL.pdf).
- Hamulecuk, M. (2018). Przestrzenna integracja towarowych rynków rolnych. Warszawa. Wydawnictwo SGGW.
- Hassouneh, L., Holst, C., Serra, T., von Cramon-Taubadel, S., Gil, J. M. (2015) Overview of price transmission and reasons for different adjustment patterns across EU member states. W: McCorriston, S. (red.) Food Price dynamics and Price Adjustment in the EU (ss. 51-64). Oxford: Oxford University Press, 2015, DOI:10.1093/acprof:oso/9780198732396.003.0003.
- International Monetary Fund. (2008). Is Inflation Back? Commodity Prices and Inflation. W: World Economic Outlook, October (ss. 93-128). Pobrano grudzień 2021 z: <https://www.elibrary.imf.org/view/books/081/09337-9781589067585-en/ch003.xml>.
- Investigation of the determinants of farm-retail price spreads. Final report to DEFRA. (2004). London Economics. Pobrano grudzień 2021 z: <https://londoneconomics.co.uk/wp-content/uploads/2011/09/92-Investigation-of-the-determinants-of-farm-retail-price-spreads.pdf>.
- Jerzak, M., Florek, J. (2013). Zmienność cenowa zbóż i jej wpływ na stabilność cen produktów w podmiotach sektora zbożowego w Polsce. *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej*, 336(3), 67-82.
- Komisja Europejska, DG AGRI - Monthly Market Prices. (2021). Pobrano grudzień 2021 z: <https://agridata.ec.europa.eu/extensions/DashboardPrice/DashboardMarketPrices.html>.
- Kufel-Gajda, J., Figiel, S., Krawczak M. (2017). Struktury rynkowe a transmisja cen w łańcuchach rolno-żywnościowych. Warszawa. IERiGŻ-PIB, Program Wieloletni 2015-2019, 141.
- Listorti, G., Esposti, R. (2012). Horizontal price transmission in agricultural markets: fundamental concepts and open empirical issues. *Bio-Based and Applied Economics*, 1(1), 81-108, DOI: 10.22004/ag.econ.125721.
- Lloyd, T.A. (2017). Forty years of price transmission research in the food industry: Insights, challenges and prospects. *Journal of Agricultural Economics*, 68, 3-21, DOI: 10.1111/1477-9552.12205.
- Meyer, J., von Cramon-Taubadel, S. (2004). Asymmetric price transmission: a survey. *Journal of Agricultural Economics*, 50, 581–611, DOI: 10.22004/ag.econ.24822.
- Rembeza, J. (2010). Transmisja cen w gospodarce polskiej. Koszalin. Politechnika Koszalińska.
- Rembeza, J. (2006). Transmisja cen na rynku zbóż w Polsce. W: Seremak-Bulge, J. (red.) Ewolucja rynku zbożowego i jej wpływ na proces transmisji cen (ss. 117-153). Warszawa. IERiGŻ-PIB, Program Wieloletni 2005-2009, 143.

- Santeramo, F. G., von Cramon-Taubadel, S. (2016). On perishability and Vertical Price Transmission: empirical evidences from Italy. *Bio-based and Applied Economics Journal*, 5(2), 199-214, DOI: 10.22004/ag.econ.276277.
- Szajner, P. (2017). Transmisja cen na rynku mleka w Polsce w latach 2004-2017. *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej*, 353(4), 3-23, DOI: 10.5604/01.3001.0010.6739.
- Vavra, P., Goodwin, B. (2005). Analysis of Price Transmission Along the Food Chain. OECD Food, Agriculture and Fisheries Papers, 3, OECD, DOI: 10.1787/752335872456.

Do cytowania / For citation:

Skrzypczyk M. (2022). Transmisja cen w łańcuchu marketingowym pieczywa i jej wybrane determinanty w krajach Unii Europejskiej. *Problemy Rolnictwa Światowego*, 22(1), 28-42; DOI: 10.22630/PRS.2022.22.1.3

Skrzypczyk M. (2022). Price Transmission along the Bread Supply Chain and its Selected Determinants in the European Union Countries (in Polish). *Problems of World Agriculture*, 22(1), 28-42; DOI: 10.22630/PRS.2022.22.1.3