



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Aneta Błażejowska  
Szkoła Główna Handlowa w Warszawie,
Polska

Uwarunkowania sektora rolno-spożywczego a ceny żywności i napojów bezalkoholowych w krajach Unii Europejskiej

Agri-Food Sector Structure and Food Prices
in European Union Countries

Streszczenie

Ceny żywności w krajach Unii Europejskiej cechują się znacznym zróżnicowaniem, przy czym skala tego zróżnicowania zmieniała się na przestrzeni ostatnich kilkunastu lat. W niniejszym artykule podjęto próbę identyfikacji czynników kształtujących różnice w poziomie cen żywności w poszczególnych krajach Unii. W odróżnieniu od dotychczasowej literatury skoncentrowano się na wszystkich elementach łańcucha żywności: producentach surowca rolnego, przetwórstwie, pośrednictwie oraz odbiorcach finalnych (konsumentach). Jako metodę badawczą zaproponowano dynamiczne modele panelowe. Uzyskane wyniki wskazują, że na różnice w poziomie cen żywności pomiędzy poszczególnymi krajami wpływa zróżnicowanie czynników kształtujących te ceny na każdym etapie produkcji i dystrybucji. W szczególności na etapie produkcji żywności relatywnemu wzrostowi cen w stosunku do innych krajów sprzyja zmniejszanie wielkości ekonomicznej gospodarstw rolnych i zwiększanie ich powierzchni oraz wzrost kosztów produkcji rolnej. Z kolei na wzrost cen żywności na etapie przetwórstwa i dystrybucji oddziałuje wzrost kosztów w przemyśle przetwórczym, spadek wielkości przeciętnego zakładu przemysłu spożywczego oraz wzrost koncentracji w handlu detalicznym, odzwierciedlające siłę przetargową przemysłu przetwórczego i sieci handlowych. Wreszcie na etapie konsumpcji żywności względne różnice w jej cenach są kształtowane głównie przez różnice w zamożności konsumentów.

Słowa kluczowe:

Unia Europejska, ceny żywności,
łańcuch żywności, wskaźnik
poziomu cen, SGMM

Kody klasyfikacji JEL:

C23, C51, E31

Historia artykułu:

nadesłany: 14 lipca 2024 r.

poprawiony: 24 listopada 2024 r.

zaakceptowany: 27 listopada 2024 r.

Keywords:

European Union, food prices, food
chain, price level index, SGMM

JEL classification codes:

C23, C51, E31

Article history:

submitted: July 14, 2024

revised: November 24, 2024

accepted: November 27, 2024

Abstract

Food prices vary significantly across European Union countries, and the extent of this variation has evolved in recent years. This article examines the underlying factors driving these differences. Unlike previous studies, it considers all stages of the food supply: agricultural production, processing, distribution, and consumption. Using dynamic panel models, the study identifies multiple determinants of food price disparities across countries. At the production phase, relative price increases are linked to a decline in economic farm size, an expansion in farm area, and rising agricultural production costs. At the processing and distribution stages, higher

prices are associated with increased processing costs, smaller average enterprise size, and greater retail concentration – reflecting the stronger bargaining power of processing and retail chains. Finally, at the stage of food consumption, relative differences in food prices are primarily shaped by divergence in consumer wealth.

Wprowadzenie

Celem artykułu jest zidentyfikowanie czynników determinujących relatywne ceny żywności i napojów bezalkoholowych w poszczególnych krajach Unii Europejskiej (UE). Podejmowany temat jest ważny przede wszystkim ze względu na istotną społeczno-ekonomiczną rolę wydatków gospodarstw domowych na produkty żywnościowe, które zarówno stanowią główny element kosztów utrzymania, jak i są postrzegane jako produkty pierwszej potrzeby. Ceny żywności mają ponadto znaczący wpływ na kształtowanie się inflacji CPI (ang. *consumer price index*), co wynika z dużego udziału produktów spożywczych w koszyku dóbr i usług konsumpcyjnych. W 2024 r. waga żywności i napojów bezalkoholowych w koszyku inflacyjnym gospodarstw domowych w Polsce wynosiła 27,6% [GUS, 2024]. Jednocześnie duża zmienność cen żywności oddziałuje również na inne komponenty inflacji, np. usługi gastronomiczne, co dodatkowo zwiększa ekonomiczną rolę tej kategorii wydatków.

Dlatego istotnym zagadnieniem staje się określenie czynników, które powodują zmiany relatywnych cen żywności w warunkach globalizacji i integracji europejskiej. W literaturze przedmiotu analizowany jest wpływ wielu różnorodnych determinant kształtowania się cen produktów spożywczych, przy czym zazwyczaj autorzy skupiają się na wybranych czynnikach cenotwórczych, nie biorąc pod uwagę wszystkich elementów łańcucha żywności. W niniejszym badaniu podjęto natomiast próbę identyfikacji czynników oddziałujących na ceny całego koszyka produktów żywnościowych na każdym głównym poziomie łańcucha żywności, tj. rolnictwie, przetwórstwie, dystrybucji i konsumpcji. Analizowano czynniki o charakterze zarówno ogólnogospodarczym, jak i sektorowym, tj. m.in. poziom zamożności, możliwości produkcyjne rolnictwa, koszty w gospodarstwach rolnych i przetwórstwie oraz koncentrację w rolnictwie, przemyśle spożywczym i handlu detalicznym.

Aby określić istotność tych czynników dla kształtowania się cen żywności, wykorzystano zbilansowane dane panelowe dotyczące 21 państw należących do tej samej strefy gospodarczej, jaką jest UE. Zakres czasowy analizy obejmuje szesnastoletni okres (2004–2019) i jest uwarunkowany dostępnością danych. W badaniu przeprowadzono analizę regresji panelowej, korzystając z estymatorów dynamicznych modeli panelowych.

Wyniki tego badania w odniesieniu do łańcucha żywności i jego pierwszego elementu, którym jest rolnictwo, wskazują, że wzrostowi cen surowców rolnych, a tym samym cen żywności, sprzyja zmniejszenie wielkości ekonomicznej gospodarstw rolnych i zwiększenie ich powierzchni oraz nasilenie presji kosztowej w sektorze rolnym. Pomiędzy gospodarstwami rolnymi a finalnym nabywcą produktów spożywczych znajdują się zakłady przetwórcze oraz jednostki handlu detalicznego. Żywność drożeje, gdy rosną koszty w przemyśle przetwórczym, spada wielkość przeciętnego zakładu przemysłu spożywczego oraz zwiększa się poziom koncentracji w handlu detalicznym, co odzwierciedla różnice w sile przetargowej przetwórców i sieci handlowych. Na końcu łańcucha żywności znajduje się konsument, a uzyskane wyniki wskazują, że jego rosnąca zamożność ma istotny wpływ na kształtowanie się cen produktów spożywczych. Wzrost PKB *per capita* przekłada się bowiem na wzrost cen żywności.

Artykuł rozpoczął wprowadzeniem. Następnie przedstawiono ogólną charakterystykę rynku rolno-żywnościowego oraz dokonano przeglądu literatury, w której poruszono kwestię źródeł zmian cen żywności. W kolejnej części omówiono dane wykorzystane w badaniu. Później opisano metody estymacji modeli stosowanych w badaniu. W dwóch kolejnych częściach zaprezentowano uzyskane wyniki z modelu bazowego i rozszerzonego, a część ostatnią poświęcono analizie wrażliwości uzyskanych wyników. W podsumowaniu sformułowano wnioski wynikające z przeprowadzonych ilościowych analiz determinant relatywnych cen żywności i napojów bezalkoholowych w UE.

Determinanty cen żywności w świetle dotychczasowych badań

Rynek rolny w szerokim ujęciu jest rozumiany jako wymiana towarów i usług, ruch pieniądza i zasobów pracy oraz gospodarowanie ziemią. Jego węższe ujęcie ogranicza się natomiast do rynku produktów rolnych, środków do produkcji oraz usług produkcyjnych dla rolnictwa [Kozłowska-Burdziak, Przygodzka, 2019]. Charakter rynku rolnego kształtują przede wszystkim warunki produkcyjne występujące w rolnictwie danego kraju. W wyniku znacznego uzależnienia produkcji rolnej od warunków agrometeorologicznych mogą występować silne wahania poziomu produkcji i tym samym podaży produktów rolnych. Na specyfikę rynku rolnego składa się przestrzenny charakter produkcji rolnej oraz niedostosowanie podaży i popytu (np. ze strony zakładów przetwórczych) pod względem ilości i jakości dóbr. O specyfice tego rynku decyduje również niska mobilność kapitału i siły roboczej w gospodarstwach, kapitałochłonny charakter postępu technicznego w rolnictwie, duże zróżnicowanie podmiotów oraz działania interwencyjne państwa.

Obszar rynku rolnego, na którym zachodzą stosunki ekonomiczne pomiędzy producentami a odbiorcami końcowymi produktów żywnościowych, określa się mianem rynku żywnościowego. Surowiec wytworzony przez gospodarstwa rolne trafia do przetwórców oraz pośredników, którzy są odpowiedzialni za dostarczenie konsumentowi produktów żywnościowych o odpowiedniej wartości dodanej [Hamuleczuk i in., 2016]. Zajmują się tym m.in. zakłady przemysłu spożywczego, hurtownie, jednostki handlu detalicznego oraz placówki gastronomiczne.

W literaturze przedmiotu istnieje wiele opracowań dotyczących czynników determinujących kształtowanie się cen żywności na poziomie krajowym, regionalnym czy też lokalnym. Zdecydowana większość z nich dotyczy gospodarek wschodzących i rozwijających się. Z jednej strony wynika to z dużego udziału rolnictwa w tworzeniu ich PKB oraz z wysokiego zatrudnienia w sektorze rolnym. Według danych Banku Światowego w 2022 r. w państwach o niskich dochodach rolnictwo, leśnictwo i rybołówstwo przekroczyło 20% PKB (w Etiopii nawet 37%), a zatrudnienie w rolnictwie w krajach Afryki Subsaharyjskiej było wyższe niż 50% wszystkich pracujących. Cechą wspólną gospodarek rozwiniętych jest natomiast niski udział rolnictwa w strukturze PKB (poniżej 1% w USA, Wielkiej Brytanii czy Niemczech) oraz niewielkie zatrudnienie w sektorze rolnym (w wyżej wspomnianych państwach wyniosło ono 1–2% w 2022 r.). Z drugiej strony udział żywności w koszyku dóbr i usług konsumpcyjnych w krajach wschodzących i rozwijających się kształtuje się na bardzo wysokim poziomie, co przy dużej zmienności cen żywności ma znaczny wpływ na kształtowanie się ogólnego wskaźnika cen w tych krajach. W 2022 r. wydatki na żywność w ubogich państwach Afryki i Azji Południowej (Etiopia, Pakistan) stanowiły 39–40% łącznych wydatków gospodarstw domowych [USDA ERS, 2023]. W Indiach i Indonezji oraz wybranych krajach Ameryki Środkowej udział ten przekroczył 30%. Dla porównania w gospodarstwach rozwiniętych był on wyraźnie niższy: w USA wyniósł niecałe 7%, w Niemczech był bliski 12%, we Francji kształtował się na poziomie ok. 14%. W Polsce zaś nieznacznie przekroczył 19% w 2022 r.

Na ceny żywności i napojów bezalkoholowych mają wpływ różnorodne czynniki, które wynikają ze zmian uwarunkowań podażowych i popytowych [Hamuleczuk i in., 2016]. Zależą one zarówno od cen czynników wykorzystywanych w procesie produkcji i dystrybucji żywności, jak i od popytu zgłaszanego przez konsumentów na żywność oraz jego cenowej elastyczności, najczęściej związanej z sytuacją dochodową [Hamuleczuk i in., 2014].

We wspomnianych nurtach badań na poziomie krajowym powstało kilka opracowań dotyczących czynników kształtujących ceny całego koszyka produktów żywnościowych w państwach europejskich. Davidson i in. [2011] analizowali determinanty cen żywności w Wielkiej Brytanii. Autorzy stwierdzili, że najistotniejszy wpływ mają globalne ceny surowców rolnych, na drugim miejscu znajduje się kurs walutowy, a następnie koszty produkcji i stopa bezrobocia. Irz i in. [2013] określili z kolei czynniki kształtujące ceny żywności w Finlandii. Wyniki uzyskane przez tych autorów wskazują, że wzrost cen produktów spożywczych w największym stopniu jest stymulowany przez wzrost cen surowców rolnych, a w mniejszym stopniu wynika ze wzrostu wynagrodzeń w handlu detalicznym artykułami spożywczymi oraz z rosnących cen surowców energetycznych. Sipiczki i Varga [2022] stwierdzili natomiast, że zmiany cen energii oraz kursu walutowego silnie

oddziałują na inflację cen żywności na Węgrzech w krótkim i średnim okresie, przyczyniając się do znacznych odchyśleń od równowagi długookresowej.

Błażejowska [2020], Romero i in. [2020] oraz Balogh i Sárvári [2024] wyznaczyli czynniki wpływające na ceny produktów spożywczych na poziomie regionalnym w UE. Błażejowska [2020] ustaliła, że wzrostowi cen żywności sprzyja poprawa sytuacji dochodowej ludności, deprecjacja waluty krajowej, spadek produkcji rolnej oraz wzrost cen paliw i kosztów pracy w przemyśle przetwórczym. W przeciwnym kierunku oddziałuje większa otwartość handlowa. Romero i in. [2020] doszli natomiast do wniosku, że za zróżnicowanie cen żywności pomiędzy krajami UE odpowiadają różnice w poziomie dochodu oraz strukturze rynku detalicznego. W szczególności spadek wydajności handlu detalicznego skutkuje wzrostem cen produktów żywnościowych [Igan, Suzuki, 2012]. Balogh i Sárvári [2024] twierdzą, że na wzrost cen żywności w UE wpływa wzrost cen ropy naftowej zarówno w krótkim, jak i w długim okresie oraz deprecjacja waluty krajowej, ale tylko w krótkim okresie.

W przywołanych opracowaniach wskazano wiele determinant cen żywności i napojów bezalkoholowych. Można je podzielić na dwie główne grupy. Grupę pierwszą stanowią czynniki podażowe i kosztowe, do których zalicza się przede wszystkim światowe ceny surowców kształtujące ceny surowców w kraju, możliwości produkcyjne krajowego rolnictwa, koszty produkcji, przetwórstwa i dystrybucji żywności oraz kurs walutowy. W drugiej grupie znajdują się natomiast determinanty popytowe – dochody ludności i wzrost gospodarczy.

W literaturze przedmiotu można także znaleźć prace, w których wskazano strukturalne determinanty cen żywności związane ze stopniem koncentracji produkcji rolnej i przemysłowej oraz rynku detalicznego. Jest ich jednak stosunkowo niewiele, a te istniejące pośrednio, poprzez zmiany produktywności, określają wpływ struktury rynku rolnego oraz sektora przetwórstwa na ceny żywności i napojów bezalkoholowych. Przykładem opracowań przygotowanych w tym nurcie badań są analizy Ladvenicovej i Miklovičovej [2015] oraz Aiello i Ricotty [2016]. W odniesieniu do struktury rynku detalicznego dostępne są natomiast badania Bukeviciute i in. [2009] oraz Romero i in. [2020], które bezpośrednio wyjaśniają wpływ koncentracji w handlu detalicznym na ceny żywności.

W literaturze poświęconej determinantom cen żywności brakuje natomiast opracowań, których autorzy braliby pod uwagę jednocześnie wszystkie wyżej zaprezentowane nurty badań. Według dostępnej wiedzy niniejsze badanie jest pierwszym, w którym analizowano czynniki zarówno ogólnogospodarcze, jak i sektorowe, w tym związane z koncentracją w rolnictwie, przetwórstwie i handlu, w celu wyjaśnienia zmian cen całego koszyka produktów spożywczych z uwzględnieniem każdego głównego elementu łańcucha żywności.

Dane i zmienne

W celu identyfikacji determinant kształtowania się cen żywności na każdym z głównych poziomów łańcucha żywności w badaniu zaproponowano jedenaście zmiennych objaśniających, a ich doboru dokonano na podstawie przeglądu literatury, kontekstu badawczego i dostępności danych statystycznych. Są to: średnia powierzchnia gospodarstwa rolnego, wielkość ekonomiczna gospodarstwa rolnego, jednostkowe koszty pracy w rolnictwie, średnia wielkość firmy w przetwórstwie żywności, ceny producenta w przemyśle przetwórczym, liczba firm w handlu detalicznym, średnia wielkość firmy w handlu detalicznym, kurs wymiany euro w stosunku do walut lokalnych, inflacja cen energii, poziom PKB *per capita* oraz odsetek ludności miejskiej (tabela 1). Szeregi czasowe dla tych zmiennych pochodzą z Eurostatu, Banku Światowego oraz systemu FADN (ang. *Farm Accountancy Data Network*), w ramach którego zbierane są dane rachunkowe z ponad 81 tys. gospodarstw rolnych w 27 krajach UE. Następnie zmienne objaśniające poddano modyfikacji, w wyniku czego otrzymano wskaźniki wyrażone w stosunku do średniej unijnej, w ujęciu logarytmicznym lub w punktach procentowych.

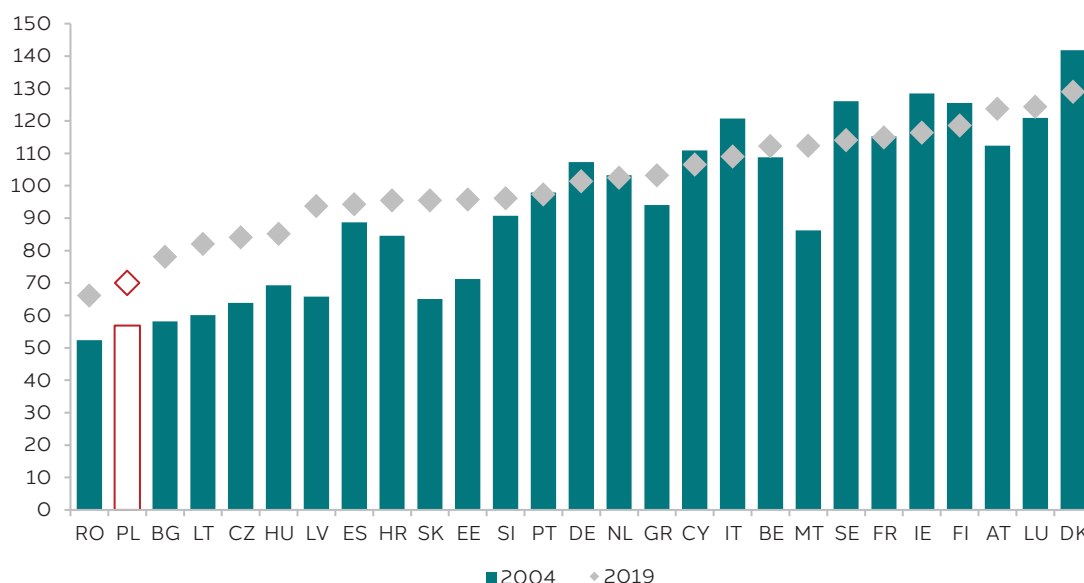
Zmienną objaśnianą w estymowanych modelach panelowych jest porównywalny poziom cen PLI (ang. *price level indices*) w ujęciu logarytmicznym. Wskaźniki PLI publikowane przez Eurostat umożliwiają porównanie cen w poszczególnych krajach UE (zarówno w czasie, jak i w przestrzeni) w stosunku do średniej unijnej, a do

ich wyznaczenia wykorzystuje się informacje o parytecie siły nabywczej (PPP, ang. *purchasing power parity*) oraz o nominalnym kursie wymiany euro (NER_{EUR}):

$$PLI = \frac{PPP}{NER_{EUR}}. \quad (1)$$

PPP dla danego kraju wskazuje, ile jednostek waluty krajowej odpowiada jednostce standardowej PPS (ang. *purchasing power standard*). Za jeden PPS można kupić taką samą ilość dóbr i usług we wszystkich krajach, podczas gdy nabycie tej samej ilości w danym kraju wymaga różnych ilości waluty krajowej ze względu na różnice w poziomach cen krajowych. W Eurostacie 1 PPS odpowiada 1 EUR.

Wykres 1. Relatywne ceny żywności i napojów bezalkoholowych w 27 krajach UE w latach 2004 i 2019 (UE-27=100)



Uwagi: dwuliterowe kody państw zgodne ze standardem ISO 3166-1 alfa-2.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

Wskaźniki PLI opierają się na wynikach badań cen obejmujących ponad 2000 dóbr i usług konsumpcyjnych. Badania te są obecnie przeprowadzane w 36 krajach europejskich: 27 państwach członkowskich UE, 6 krajach kandydujących (Czarnogóra, Macedonia Północna, Albania, Serbia, Turcja, Bośnia i Hercegowina) oraz 3 krajach członkowskich EFTA (ang. *European Free Trade Association*; Islandia, Norwegia i Szwajcaria).

W Eurostacie porównywalne poziomy cen są określone m.in. w stosunku do średniej dla 27 krajów unijnych (UE-27), która jest liczona jako średnia krajowych wskaźników PLI ważonych wysokością wydatków podawaną w rachunkach krajowych (UE = 100). Jeżeli wskaźnik PLI dla danego państwa osiąga wartość powyżej 100, to kraj ten jest relatywnie drogi w odniesieniu do średniej unijnej, a w przypadku wartości poniżej 100 – relatywnie tani.

W 2004 r. najniższe poziomy PLI dla żywności i napojów bezalkoholowych zanotowano w Rumunii (52,4), Polsce (56,9) i Bułgarii (58,2), a najwyższe poziomy – w Danii (141,8), Irlandii (128,5) i Szwecji (126,1; wykres 1). W 2019 r. produkty żywnościowe nadal były najtańsze w Rumunii, Polsce i Bułgarii, najdroższe zaś w Danii i Luksemburgu.

Pomiędzy 2004 a 2019 r. ceny żywności i napojów bezalkoholowych wzrosły w ujęciu relatywnym (względem średniej dla UE) w 17 państwach UE. W największym stopniu zwiększyły się na Słowacji (o 46,7%) i Łotwie (o 42,6%). W pozostałych krajach Europy Środkowej również zanotowano wzrost cen, przy czym najmniejszy był on w Słowenii (o 6,1%). W Polsce ceny produktów żywnościowych zwiększyły się w tym okresie o 23,0%.

Ceny relatywne spadły natomiast w 10 państwach członkowskich UE. Najbardziej obniżyły się we Włoszech (o 9,6%), Szwecji (o 9,5%), Irlandii (o 9,4%) i Danii (o 9,0%), najmniej zaś we Francji (o 0,3%). Nadal jednak w 2019 r. ceny żywności i napojów bezalkoholowych w tych krajach pozostawały wyższe niż średnia unijna.

Tabela 1. Opis zmiennych wykorzystanych w badaniu empirycznym

Nazwa zmiennej	Definicja	Źródło
<i>lnr_fpl</i>	poziom cen żywności i napojów bezalkoholowych w danym kraju w stosunku do średniej dla 27 krajów UE	Eurostat
<i>lnr_size_agr</i>	różnica między przeciętną powierzchnią gospodarstwa rolnego w danym kraju i w 27 krajach UE (w ha)	FADN
<i>lnr_econsize_agr</i>	różnica między wielkością ekonomiczną gospodarstwa rolnego w danym kraju i w 27 krajach UE (w 1000 EUR/gospodarstwo)	FADN
<i>r_dulc_agr</i>	różnica między dynamiką jednostkowych kosztów pracy w rolnictwie w danym kraju i w 27 krajach UE (ujęcie średnioroczne, w %)	Eurostat
<i>lnr_size_mfood</i>	różnica między wielkością firmy w przetwórstwie żywności w danym kraju i w 27 krajach UE (w odniesieniu do liczby zatrudnionych osób)	Eurostat
<i>r_dppl_m</i>	różnica między dynamiką cen producenta w przemyśle przetwórczym w danym kraju i w 27 krajach UE (ujęcie średnioroczne, w %)	Eurostat
<i>lnr_number_retail</i>	różnica między liczbą firm na 1 tys. mieszkańców w handlu detalicznym w danym kraju i w 27 krajach UE	Eurostat
<i>lnr_size_retail</i>	różnica między wielkością firmy w handlu detalicznym w danym kraju i w 27 krajach UE (w odniesieniu do liczby zatrudnionych osób)	Eurostat
<i>lnd_ex</i>	kurs wymiany euro w stosunku do walut lokalnych	Eurostat
<i>r_ehicp</i>	różnica między inflacją cen energii HICP (ang. <i>harmonized index of consumer prices</i>) w danym kraju i w 27 krajach UE (ujęcie średnioroczne, w %)	Eurostat
<i>lnr_gdppc</i>	różnica między poziomem PKB <i>per capita</i> w danym kraju i w 27 krajach UE (ceny stałe przy roku odniesienia 2010)	Eurostat
<i>lnr_urb</i>	różnica między udziałem ludności miejskiej w liczbie ludności ogółem w danym kraju i w 27 krajach UE (w %)	Bank Światowy

Źródło: opracowanie własne.

Model ekonometryczny

W badaniu wykorzystano dynamiczny model panelowy, który można zapisać w następującej postaci:

$$y_{i,t} = \gamma y_{i,t-1} + x_{i,t}^T \beta + (\alpha_i + \varepsilon_{i,t}), \quad (2)$$

dla $i = 1, \dots, N$ oraz $t = 1, \dots, T$, gdzie N oznacza liczbę obserwowanych obiektów, a T jest liczbą punktów w czasie; $\varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ dla wszystkich i i t ; efekt grupowy α_i może być nielosowy i wówczas staje się wyrazem wolnym albo losowy i w związku z tym należy go traktować jako składową składnika losowego; jeżeli efekty grupowe α_i są losowe, to $\alpha_i \sim N(0, \sigma_\alpha^2)$; $\varepsilon_{i,t}$ oraz α_i są niezależne w czasie oraz względem siebie; γ jest skalarą; $x_{i,t} = [x_{k,i,t}]_{K \times 1}$ jest wektorem zmiennych objaśniających o K współrzędnych; β to wektor parametrów ($K \times 1$), jednakowych dla wszystkich i oraz t [Dańska-Borsiak, 2009; 2011].

W związku z tym, że w dynamicznym modelu panelowym jedną ze zmiennych objaśniających jest opóźniona zmienna objaśniana, standardowe estymatory dla danych panelowych tracą własność zgodności ze względu na korelację tej zmiennej ze stałymi w czasie efektami grupowymi. Ponadto może wystąpić problem endogeniczności, czyli istotnej korelacji między składnikiem losowym a wybranymi zmiennymi objaśniającymi, ponieważ niektóre szoki oddziałujące na zmienną objaśnianą mogą także wpływać na część zmiennych objaśniających. Z uwagi na te kwestie do oszacowania parametrów modelu wykorzystano systemowy dynamiczny estymator SGMM (ang. *system GMM*) z odporną macierzą wariancji-kowariancji.

Poprawność zastosowania estymatora SGMM ocenia się na podstawie dwóch testów statystycznych, tj. testu autokorelacji Arellano–Bonda oraz testu Sargana:

- Hipoteza zerowa testu Arellano–Bonda [Arellano, Bond, 1991] wskazuje na brak autokorelacji drugiego rzędu składnika losowego. Obecność autokorelacji pierwszego rzędu $AR(1)$ nie świadczy o niezgodności estymatora SGMM. Gdyby jednak w tym modelu pojawiła się autokorelacja rzędu wyższego niż 1, oznaczałoby to niespełnienie warunków momentów, czyli instrumenty wykorzystane w ramach estymacji GMM nie są właściwe.
- Zgodnie z hipotezą zerową testu Sargana, wykorzystane instrumenty są właściwe, ponieważ nie wykazują korelacji ze składnikami losowymi. Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej potwierdza zatem poprawność specyfikacji modelu i zasadność wprowadzenia instrumentów.

Inną możliwością sprawdzenia, czy oceny parametrów strukturalnych w modelu SGMM są nieobciążone, jest ich porównanie z ocenami uzyskanymi za pomocą estymatora wewnątrzgrupowego *fixed effects* i estymatora KMNK modelu *pooled*. Zgodnie z wynikami analizy przeprowadzonej przez Nickella [1981] estymator wewnątrzgrupowy parametru autoregresyjnego γ dla danego T jest obciążony w dół, a estymator KMNK cechuje się obciążeniem w górę [Hsiao, 2003]. Wartość zgodnego estymatora γ zawiera się zatem pomiędzy tymi dwoma estymatorami.

Model bazowy

Analiza empiryczna determinant relatywnych cen żywności i napojów bezalkoholowych w niniejszej części została przeprowadzona na danych rocznych z lat 2004–2019 dla 21 państw UE. W ostatecznej próbie danych nie znalazły się takie kraje, jak: Luksemburg, Cypr, Malta, Rumunia, Bułgaria i Chorwacja. Z jednej strony za wykluczeniem części tych państw przemawiała konieczność uwzględnienia w próbie relatywnie porównywalnych pod względem wielkości gospodarek, co skłoniło do wyłączenia z badania trzech pierwszych ze wskazanych krajów. Z drugiej strony ujęcie w badaniu Rumunii, Bułgarii i Chorwacji nie było możliwe w związku z brakiem dostępu do wystarczająco długich szeregów czasowych dla zmiennych stanowiących podstawę niniejszej analizy.

W artykule analizowano dwie postaci modelu: bazową oraz rozszerzoną. Postać bazowa modelu została skonstruowana na całej dostępnej próbie statystycznej i zawiera osiem zmiennych objaśniających. Oprócz opóźnionej zmiennej zależnej uwzględniono w tym modelu: PKB *per capita*, inflację cen energii, kurs walutowy, przeciętną powierzchnię gospodarstwa rolnego, wielkość ekonomiczną gospodarstwa rolnego, jednostkowe koszty pracy w rolnictwie oraz ceny producenta w przemyśle przetwórczym. Z kolei w postaci rozszerzonej uwzględniono dodatkowo zmienne opisujące koncentrację w przetwórstwie i w handlu detalicznym, łącząc tym samym w badaniu wszystkie główne elementy łańcucha żywności. Dla tych zmiennych z powodu braku danych próba statystyczna jest jednak krótsza. W związku z tym podjęto decyzję o przedstawieniu w pierwszej kolejności wyników estymacji dla modelu bazowego na dłuższej próbie, a następnie omówiono i porównano wnioski dla modelu rozszerzonego, który z jednej strony zawiera dodatkowe zmienne, ale z drugiej opiera się na krótszej próbie statystycznej.

Wyniki modelu w wersji bazowej zostały opisane w tabeli 2. Zdecydowana większość zmiennych objaśniających, z wyjątkiem inflacji cen energii, jest istotna statystycznie przy 10-procentowym poziomie istotności oraz oddziałuje na ceny żywności w sposób zgodny z oczekiwaniami, tj. najczęściej odnotowywany w literaturze empirycznej.

Zmienna $\ln r_gdppc$ określa relatywny poziom PKB *per capita*. Przy tej zmiennej otrzymano dodatnią ocenę parametru strukturalnego, a zatem wzrost PKB *per capita* stymuluje wzrost cen żywności. Rosnąca zamożność gospodarstw domowych pozytywnie wpływa na konsumpcję produktów spożywczych, a to sprzyja wzrostowi ich cen. Większej konsumpcji żywności towarzyszą również zmiany w jej strukturze, polegające na zastępowaniu tańszych produktów relatywnie droższymi. Konsumenci zaczynają wykazywać większe zainteresowanie produktami żywnościowymi, które są bardziej przetworzone i mają wyższe walory użytkowe. W szczególności rośnie zapotrzebowanie na żywność funkcjonalną (cechującą się korzystnym wpływem na zdrowie i samopo-

czucie), wygodną (umożliwiającą szybkie przygotowanie posiłków) oraz ekologiczną (zawierającą wyłącznie zdrowe i naturalne składniki).

W warunkach swobodnej wymiany handlowej zapotrzebowanie zgłaszane na krajowe produkty spożywcze jest uzależnione z jednej strony od relacji popytowo-podażowych na rynkach zagranicznych, z drugiej strony obroty handlowe są również determinowane przez kierunki zmian kursów walutowych. Zwiększeniu popytu eksportowego sprzyjają niskie ceny w kraju oraz osłabienie waluty krajowej. Jednocześnie deprecjacja waluty stymuluje wzrost cen żywności, na co wskazuje ujemna ocena parametru przy zmiennej *lnd_ex*, określającej kurs walutowy.

Możliwości podaży sektora rolnego są obok popytu kolejnym kluczowym czynnikiem determinującym kształtowanie się cen żywności i napojów bezalkoholowych. Na początku łańcucha żywności znajduje się rolnictwo, a spadek wielkości produkcji rolnej w danym kraju w porównaniu ze średnią unijną wiąże się ze wzrostem cen surowców rolnych oraz relatywnych cen detalicznych żywności. Świadczy o tym ujemna ocena parametru strukturalnego otrzymana przy zmiennej będącej miarą możliwości produkcyjnych gospodarstwa *lnr_econsize_agr*, reprezentującej jego wielkość ekonomiczną ustalaną na podstawie całkowitej standardowej produkcji wyrażonej w euro [Goraj, Mańko, 2009; Orłowska, 2011; 2015]. Wzrostowi cen surowców rolnych, a tym samym relatywnych cen detalicznych produktów spożywczych, sprzyja również wzrost powierzchni gospodarstwa rolnego, na co wskazuje dodatnia ocena parametru przy zmiennej *lnr_size_agr*. Może to świadczyć o występowaniu odwrotnej zależności pomiędzy produktywnością gospodarstwa rolnego a jego powierzchnią, która w literaturze jest określana jako *inverse hypothesis* [Gorton, Davidova, 2004; Thapa, 2007; Barrett i in., 2010; Larson i in., 2014], a Ladvenicová i Miklovičová [2015] potwierdziły jej występowanie na Słowacji. Małe gospodarstwa są bardziej wydajne w porównaniu z dużymi gospodarstwami, czemu sprzyja większe wykorzystanie rodzinnej siły roboczej, a to pozwala zmniejszyć koszty monitorowania i nadzoru pracowników. Ponadto w przypadku drobnych rolników występuje wysoki stosunek nakładów pracy do całości ziemi, dzięki czemu mogą osiągać wyższe plony w przeliczeniu na 1 ha. W literaturze przedmiotu można jednak jednocześnie znaleźć badania, które nie potwierdzają odwrotnej zależności między produktywnością a powierzchnią gospodarstwa rolnego lub dostarczają niejednoznacznych wniosków odnośnie do tej relacji, do czego przyczynia się np. zastosowanie innych niż w niniejszym badaniu miar produktywności [Helfand, Levine, 2004; Dürr, 2016; Khataza i in., 2019].

Tabela 2. Wyniki estymacji modelu bazowego

	Model bazowy
<i>L1_lnr_fpl</i>	0,914***
<i>lnr_gdppc</i>	0,019**
<i>r_ehpc</i>	<-0,001
<i>lnd_ex</i>	-0,864***
<i>lnr_econsize_agr</i>	-0,006**
<i>lnr_size_agr</i>	0,008**
<i>r_dulc_agr</i>	<0,001*
<i>r_dppi_m</i>	0,002***
Liczba obserwacji	315
Liczba krajów	21
Liczba lat	15
Wald	0,000
Arellano-Bond AR(1)	0,001
Arellano-Bond AR(2)	0,642
Sargan	0,736

Uwagi: ***, ** oraz * oznaczają istotność zmiennych przy założeniu odpowiednio 1-, 5- oraz 10-procentowego poziomu istotności. Przy testach Walda, Arellano-Bonda oraz Sargana podano wartość *p-value*.

Źródło: opracowanie własne.

Zmienna r_dulc_agr określa jednostkowe koszty pracy w rolnictwie. Przy tej zmiennej otrzymano dodatnią ocenę parametru strukturalnego. Wzrostowi relatywnych cen produktów spożywczych sprzyja zatem nasilenie relatywnej presji kosztowej w rolnictwie, np. w zakresie płac. Wzrost wynagrodzenia w sektorze rolnym z jednej strony zwiększa ceny produktów spożywczych poprzez podwyższenie kosztów produkcji, z drugiej podnosi ceny żywności poprzez większą siłę nabywczą, która implikuje wzrost popytu na artykuły spożywcze.

Pomiędzy producentami surowca rolnego a finalnym odbiorcą znajdują się przetwórcy. Są nimi zakłady przemysłu spożywczego, dzięki którym konsument otrzymuje produkt o wyższej wartości dodanej. W ujęciu relatywnym żywność drożeje, gdy rosną koszty w przemyśle przetwórczym (np. w zakresie materiałów i surowców czy koszty pracy). Wskazuje na to dodatnia ocena parametru strukturalnego otrzymana przy zmiennej r_dppi_m , reprezentującej wskaźnik PPI.

Ceny żywności i napojów bezalkoholowych w modelu bazowym są natomiast niewrażliwe na zmiany cen energii określone za pomocą zmiennej r_chicp . Przyczyną tego może być niewystarczająco długi szereg czasowy, nieuwzględniający wybuchu pandemii COVID-19 i rosyjskiej agresji zbrojnej przeciw Ukrainie, czemu towarzyszył silny wzrost cen surowców energetycznych na rynku światowym.

Model bazowy został pozytywnie zweryfikowany pod kątem własności statystycznych, w tym właściwego doboru estymatorów. Otrzymana statystyka testu Sargana uzasadnia wprowadzenie wszystkich warunków ortogonalności, łącznie z warunkami ponadidentyfikującymi, potwierdzając właściwy dobór instrumentów w metodzie estymacji. Z kolei wyznaczone statystyki testu Arellano–Bonda wskazują na ujemną, istotną statystycznie autokorelację pierwszego rzędu oraz nieistotną statystycznie autokorelację rzędu drugiego. Jednocześnie ocena parametru autoregresyjnego (0,914) zawiera się pomiędzy oceną uzyskaną z modelu *fixed effects* (0,811) a oceną z modelu *pooled* (0,936). Świadczy to o zgodności zastosowanego estymatora SGMM.

Model rozszerzony

Model rozszerzony powstał poprzez dodanie do modelu bazowego dwóch zmiennych objaśniających związanych z poziomem koncentracji, odzwierciedlających siłę przetargową przemysłu przetwórczego i sieci handlowych. Jednocześnie zakres czasowy uległ skróceniu do lat 2008–2019, co wynika z ograniczonej dostępności danych. Wyniki estymacji w wersji rozszerzonej zostały opisane w tabeli 3.

Zmienna lnr_size_mfood , reprezentująca wielkość zakładu przetwórczego, jest istotna statystycznie przy 5-procentowym poziomie istotności, a jej znak jest zgodny z intuicją. Żywność drożeje, gdy spada wielkość firmy w przemyśle spożywczym. Wynika to z występowania istotnej statystycznie, dodatniej zależności pomiędzy produktywnością a wielkością przedsiębiorstwa. Łączna produktywność czynników produkcji rośnie wraz z wielkością firmy [Aiello, Ricotta, 2016]. Średnie firmy osiągają lepsze wyniki niż małe firmy, ale jednocześnie gorsze niż duże przedsiębiorstwa.

Wzrostom cen żywności w danym kraju w porównaniu ze średnią unijną sprzyja również wzrost koncentracji handlu detalicznego. Przy zmiennej określającej liczbę firm w handlu detalicznym lnr_number_retail występuje ujemna ocena parametru strukturalnego. Rosnąca koncentracja, polegająca na spadku liczby podmiotów na rynku detalicznym i wzroście siły rynkowej pozostałych przedsiębiorstw, w tym wzroście możliwości ustalania przez nie wyższych cen [Barros i in., 2006], stymuluje wzrost cen produktów spożywczych [Ciapanna, Rondinelli, 2014]. W ciągu ostatnich kilkudziesięciu lat liczba punktów sprzedaży detalicznej gwałtownie spadła w wielu krajach, przy czym tempo i zakres tego spadku znacznie się różnią w zależności od kraju. Spadek ten dotyczy głównie sklepów małoformatowych i niezależnych działających w kanale handlu tradycyjnego [Delage i in., 2020].

Wyniki testów Sargana oraz Arellano–Bonda ponownie potwierdzają poprawną specyfikację oszacowanego modelu. Wykorzystane w procesie estymacji instrumenty okazały się nieskorelowane z zakłóceniami losowymi. Nie zaobserwowano także autokorelacji składnika losowego rzędu drugiego. Ponadto ocena parametru autoregresyjnego (0,893) zawiera się pomiędzy oceną uzyskaną z modelu *fixed effects* (0,728) a oceną z modelu *pooled* (0,950), wskazując dodatkowo na zgodność zastosowanego estymatora.

Tabela 3. Wyniki estymacji modelu rozszerzonego

	Model rozszerzony
<i>L1_lnr_fpl</i>	0,893***
<i>lnr_gdppc</i>	0,026***
<i>r_ehicp</i>	<-0,001
<i>lnr_ex</i>	-0,863***
<i>lnr_econsize_agr</i>	-0,006**
<i>lnr_size_agr</i>	0,008**
<i>r_dulc_agr</i>	<0,001
<i>lnr_size_mfood</i>	-0,011**
<i>r_dppl_m</i>	0,002**
<i>lnr_number_retail</i>	-0,008*
Liczba obserwacji	231
Liczba krajów	21
Liczba lat	11
Wald	0,000
Arellano–Bond AR(1)	0,001
Arellano–Bond AR(2)	0,612
Sargan	0,436

Uwagi: ***, ** oraz * oznaczają istotność zmiennych przy założeniu odpowiednio 1-, 5- oraz 10-procentowego poziomu istotności. Przy testach Walda, Arellano–Bonda oraz Sargana podano wartość *p-value*.

Źródło: opracowanie własne.

Analiza wrażliwości

W ramach oceny stabilności wyników estymacji modelu bazowego i rozszerzonego przeprowadzono analizę wrażliwości, aby określić, w jakim stopniu uzyskane wyniki zależą od wyboru i definicji zmiennych niezależnych oraz uwzględnienia innych dodatkowych zmiennych mogących mieć wpływ na kształtowanie się względnych cen produktów żywnościowych w poszczególnych krajach UE.

W pierwszym kroku w miejsce zmiennej określającej poziom koncentracji w handlu detalicznym w modelu rozszerzonym, tj. liczbę firm, wprowadzono przeciętną wielkość firmy *lnr_size_retail*, a wyniki estymacji przedstawiono w tabeli 4 w kolumnie 2. Zmienna ta cechuje się istotnym statystycznie wpływem na zmienną zależną, a jej kierunek oddziaływania jest zgodny z kierunkiem wskazanym w literaturze przedmiotu. Wzrost średniej wielkości przedsiębiorstw, świadczący o rosnącej koncentracji na rynku detalicznym, wiąże się ze wzrostem cen produktów spożywczych. Zastąpienie zmiennej reprezentującej liczbę firm zmienną dotyczącą ich przeciętnej wielkości nie wpłynęło na istotność pozostałych zmiennych objaśniających, jak również na znaki oszacowań parametrów występujących przy tych zmiennych oraz wyniki testów Sargana i Arellano–Bonda wskazujące na poprawność zastosowania estymatora SGMM. Świadczy to o stabilności i odporności wyników modelu rozszerzonego na wybór miary koncentracji w handlu detalicznym.

W drugim kroku do zestawu zmiennych objaśniających modelu bazowego i rozszerzonego dodano zmienną definiującą urbanizację, tj. *lnr_urb*, określającą odsetek ludności miejskiej, aby sprawdzić, czy jest ona istotna dla kształtowania się relatywnych cen żywności i napojów bezalkoholowych w UE. Intensyfikacji procesów globalizacji w ostatnich kilkunastu latach towarzyszyła postępująca urbanizacja, która wywarła wpływ na popyt zgłaszany przez konsumentów na produkty spożywcze. Przegląd literatury przedmiotu wskazuje, że odbywało się to kilkoma kanałami, do których zalicza się zmiany stylu życia, preferencji oraz dostępności żywności [Stage i in., 2010; Seto, Ramankutty, 2016; Tefft i in., 2017; de Bruin i in., 2021]. Dodanie zmiennej reprezentującej stopień urbanizacji do modelu bazowego i rozszerzonego nie zmieniło interpretacji dotychczasowych wniosków, na co wskazują rezultaty modelowania ekonometrycznego z kolumn 3 i 5 w tabeli 4. Zmienna *lnr_urb* nie odgrywa istotnej roli w wyjaśnieniu różnic w poziomie cen żywności i napojów bezalkoholowych

w poszczególnych państwach UE, co jest zgodne z wnioskami z badania przeprowadzonego przez Błażejowską [2020]. W kontekście popytu na żywność i struktury konsumpcji o wiele ważniejszy jest względny poziom PKB *per capita* w stosunku do innych krajów, który znajduje się w pierwotnej wersji modelu bazowego i rozszerzonego. Otrzymane wyniki estymacji potwierdzają zatem odporność specyfikacji modeli SGMM na dobór zmiennych.

Tabela 4. Analiza wrażliwości modelu bazowego i rozszerzonego

	Model rozszerzony	Analiza wrażliwości		Model bazowy	Analiza wrażliwości
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>L1_lnr_fpl</i>	0,893***	0,882***	0,892***	0,914***	0,914***
<i>lnr_gdppc</i>	0,026***	0,027***	0,025***	0,019**	0,019**
<i>lnr_urb</i>			0,011		<−0,001
<i>r_ehicp</i>	<−0,001	<−0,001	<−0,001	<−0,001	<−0,001
<i>lnd_ex</i>	−0,863***	−0,852***	−0,863***	−0,864***	−0,864***
<i>lnr_econsize_agr</i>	−0,006**	−0,006**	−0,007***	−0,006**	−0,006*
<i>lnr_size_agr</i>	0,008**	0,008**	0,008**	0,008**	0,008***
<i>r_dulc_agr</i>	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001*	<0,001*
<i>lnr_size_mfood</i>	−0,011**	−0,016**	−0,011**		
<i>r_dppl_m</i>	0,002**	0,002**	0,002*	0,002***	0,002***
<i>lnr_number_retail</i>	−0,008*		−0,009**		
<i>lnr_size_retail</i>		0,014*			
Liczba obserwacji	231	231	231	315	315
Liczba krajów	21	21	21	21	21
Liczba lat	11	11	11	15	15
Wald	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Arellano–Bond AR(1)	0,001	0,000	0,000	0,001	0,001
Arellano–Bond AR(2)	0,612	0,476	0,614	0,642	0,641
Sargan	0,436	0,411	0,414	0,736	0,736

Uwagi: ***, ** oraz * oznaczają istotność zmiennych przy założeniu odpowiednio 1-, 5- oraz 10-procentowego poziomu istotności. Przy testach Walda, Arellano–Bonda oraz Sargana podano wartość *p-value*.

Źródło: opracowanie własne.

Podsumowanie

Uzyskane w badaniu wyniki dostarczyły wniosków na temat czynników kształtujących różnice w poziomie cen żywności i napojów bezalkoholowych w poszczególnych krajach UE. Podejmowany temat jest ważny ze względu na istotną społeczno-ekonomiczną rolę wydatków gospodarstw domowych na produkty żywnościowe, które jako produkty pierwszej potrzeby stanowią główny element kosztów utrzymania i mają znaczący wpływ na kształtowanie się inflacji. Zaproponowane w niniejszym artykule podejście do analizy problemu polega na jednoczesnym uwzględnieniu ogólnogospodarczych i sektorowych determinant cen całego koszyka produktów spożywczych, w tym koncentracji w rolnictwie, przetwórstwie i handlu, co stanowi o wartości dodanej tego badania.

Na etapie produkcji wzrostowi relatywnych cen żywności sprzyja spadek wielkości ekonomicznej gospodarstw rolnych, określającej możliwości produkcyjne rolnictwa. Ceny surowców rolnych, a tym samym ceny produktów spożywczych są również wyższe w relatywnie większych powierzchniowo gospodarstwach rolnych, co wynika z występowania odwrotnej zależności pomiędzy produktywnością gospodarstwa rolnego a jego powierzchnią. Żywność drożeje też, gdy rosną płace w rolnictwie, ponieważ przekłada się to na wyższą presję kosztową.

Na etapie przetwórstwa i dystrybucji na relatywny wzrost cen produktów żywnościowych w stosunku do innych krajów oddziałuje z kolei wzrost kosztów w przemyśle przetwórczym, spadek wielkości przeciętnego zakładu przemysłu spożywczego (poprzez zmniejszenie produktywności) oraz spadek liczby firm w handlu detalicznym (wskazujący na wzrost koncentracji).

Na etapie konsumpcji żywności względne różnice w jej cenach są głównie determinowane przez różnice w zamożności konsumentów. Poprawa sytuacji dochodowej gospodarstw domowych pozytywnie wpływa na konsumpcję produktów spożywczych, a to sprzyja wzrostowi ich cen. Większej konsumpcji żywności towarzyszą również zmiany w jej strukturze, polegające na zastępowaniu tańszych produktów relatywnie droższymi produktami.

Uzyskane rezultaty wyznaczają kierunki dalszych badań. Zasadne wydaje się przeprowadzenie w przyszłości pogłębionej analizy przyczyn braku istotnego wpływu cen energii na kształtowanie się cen żywności w poszczególnych krajach UE. W tym kontekście ważne byłoby powtórzenie badania na większej liczbie obserwacji w celu sprawdzenia, czy sytuacja makroekonomiczna powiązana z pandemią COVID-19 i rosyjską agresją zbrojną przeciw Ukrainie wpłynie na istotność cen energii. Interesujące byłoby także zbadanie wpływu uwarunkowań instytucjonalnych na relatywne ceny żywności i napojów bezalkoholowych w UE oraz wyznaczenie determinant cen w podziale na główne kategorie produktów spożywczych.

Bibliografia

- Aiello F., Ricotta F. [2016], Firm heterogeneity in productivity across Europe: evidence from multilevel models, *Economics of Innovation and New Technology*, 25 (1): 57–89.
- Arellano M., Bond S. [1991], Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations, *The Review of Economic Studies*, 58 (2): 277–297.
- Balogh J. M., Sárvári B. [2024], Evolution of food price inflation in the European Union 27 member states, *Journal of Foodservice Business Research*, March: 1–27.
- Barrett C. B., Bellemare M. F., Hou J. Y. [2010], Reconsidering conventional explanations of the inverse productivity – size relationship, *World development*, 38 (1): 88–97.
- Barros P. P., Brito D., Lucena D. de [2006], Mergers in the food retailing sector: An empirical investigation, *European Economic Review*, 50 (2): 447–468.
- Błażejowska A. [2020], *Determinanty cen żywności w Unii Europejskiej*, Materiały i Studia, Narodowy Bank Polski, nr 338.
- Bruin S. de, Dengerink J., Vliet J. van [2021], Urbanisation as driver of food system transformation and opportunities for rural livelihoods, *Food Security*, 13 (4): 781–798.
- Bukeviciute L., Dierx A., Ilzkovitz F. [2009], *The functioning of the food supply chain and its effect on food prices in the European Union*, European Commission Directorate-General for Economic and Financial Affairs Publications, Brussels.
- Ciapanna E., Rondinelli C. [2014], *Retail market structure and consumer prices in the Euro area*, European Central Bank Working Papers Series No. 1744.
- Dańska-Borsiak B. [2009], Zastosowania panelowych modeli dynamicznych w badaniach mikroekonomicznych i makroekonomicznych, *Przegląd Statystyczny*, 56 (2): 25–41.
- Dańska-Borsiak B. [2011], *Dynamiczne modele panelowe w badaniach ekonomicznych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Davidson J., Halunga A., Lloyd T., McCorrison S., Morgan C. W. [2011], Explaining UK food price inflation, *Transparency of Food Pricing*, EU.
- Delage M., Baudet-Michel S., Fol S., Buhnik S., Commenges H., Vallée J. [2020], Retail decline in France's small and medium-sized cities over four decades. Evidences from a multi-level analysis, *Cities*, 104: 102790.
- Dürr J. [2016], The political economy of agriculture for development today: the “small versus large” scale debate revisited, *Agricultural Economics*, 47 (6): 671–681.
- Eurostat, *Comparative price levels of consumer goods and services*, https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Comparative_price_levels_of_consumer_goods_and_services (dostęp: 11.01.2024).
- FADN, *Organizacja Europejskiego FADN*, <https://fadn.pl/organizacja/europejski-fadn/organizacja-europejskiego-fadn/> (dostęp: 27.10.2023).
- Goraj L., Mańko S. [2009], *Rachunkowość i analiza ekonomiczna w indywidualnym gospodarstwie rolnym*, Difin, Warszawa.

- Gorton M., Davidova S. [2004], Farm productivity and efficiency in the CEE applicant countries: a synthesis of results, *Agricultural Economics*, 30(1): 1–16.
- GUS [2024], *Wskaźniki cen towarów i usług konsumpcyjnych w lutym 2024 r.*, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- Hamulczuk M., Hertel K., Klimkowski C., Stańko S. [2014], *Wybrane problemy prognozowania detalicznych cen żywności*, Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy.
- Hamulczuk M., Kufel-Gajda J., Stańko S., Szafranski G., Świetlik K. [2016], *Ceny żywności w Polsce i ich determinanty*, Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy.
- Helfand S.M., Levine E.S. [2004], Farm size and the determinants of productive efficiency in the Brazilian Center-West, *Agricultural Economics*, 31(2–3): 241–249.
- Hsiao C. [2003], *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Igan D., Suzuki J. [2012], The “Wal-Mart effect” in central and eastern Europe, *Journal of Comparative Economics*, 40(2): 194–210.
- Irz X., Niemi J., Liu X. [2013], Determinants of food price inflation in Finland – The role of energy, *Energy Policy*, 63: 656–663.
- Khataza R.R., Hailu A., Doole G.J., Kragt M.E., Alene A.D. [2019], Examining the relationship between farm size and productive efficiency: A Bayesian directional distance function approach, *Agricultural Economics*, 50(2): 237–246.
- Kozłowska-Burdziak M., Przygodzka R. [2019], *Grupy producentów rolnych – szanse i bariery rozwoju*, Wydawnictwo Uniwersytetu w Białymstoku, Białystok.
- Ladvenicová J., Miklovičová S. [2015], The relationship between farm size and productivity in Slovakia, *Visegrad Journal on Bioeconomy and Sustainable Development*, 4(2): 46–50.
- Larson D.F., Otsuka K., Matsumoto T., Kilic T. [2014], Should African rural development strategies depend on smallholder farms? An exploration of the inverse-productivity hypothesis, *Agricultural Economics*, 45(3): 355–367.
- Nickell S. [1981], Biases in dynamic models with fixed effects, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 49: 1417–1426.
- Orłowska M.J. [2011], *Metody pomiaru potencjału produkcyjnego gospodarstw rolniczych*, Wydawnictwo UTP, Bydgoszcz.
- Orłowska M.J. [2015], Zasoby czynników produkcji oraz ich efektywność w gospodarstwach o różnej wielkości ekonomicznej w świetle FADN, *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu*, 2: 189–195.
- Romero J., Cruz-Roche I., Charron J.P. [2020], The myth of price convergence under economic integration: A proposed explanation for the difference in food prices across European countries, *European Management Journal*, 38(2): 267–276.
- Seto K.C., Ramankutty N. [2016], Hidden linkages between urbanization and food systems, *Science*, 352(6288): 943–945.
- Sipiczki Z., Varga J. [2022], Inflation Dynamics and Food Prices in Hungarian Agricultural Economy, *Acta Carolus Robertus*, 12 (Különszám), 130–141.
- Stage J., Stage J., Mcgranahan G. [2010], Is urbanization contributing to higher food prices?, *Environment and Urbanization*, 22(1): 199–215.
- Tefft J., Jonasova M., Adjao R., Morgan A. [2017], *Food systems for an urbanizing world*, World Bank.
- Thapa S. [2007], *The relationship between farm size and productivity: empirical evidence from the Nepalese mid-hills*, Munich Personal RePEc Archive Paper No. 7638.
- USDA ERS [2023], *International Consumer and Food Industry Trends*, USDA's Economic Research Service, <https://www.ers.usda.gov/topics/international-markets-u-s-trade/international-consumer-and-food-industry-trends/> (dostęp: 20.06.2024).