

RESEARCH PAPERS / ARTYKUŁY NAUKOWE

EUROPEAN UNION AGRI-FOOD PRICES DURING COVID-19 AND THEIR SELECTED DETERMINANTS

CENY ROLNO-ŻYWNOŚCIOWE W KRAJACH UNII EUROPEJSKIEJ W CZASIE KRYZYSU COVID-19 I ICH WYBRANE DETERMINANTY

MARIUSZ HAMULCZUK
MARTA SKRZYPCZYK

Citation: Hamulczuk, M., & Skrzypczyk, M. (2022). European Union Agri-Food Prices During COVID-19 and their Selected Determinants / Ceny rolno-żywnościowe w krajach Unii Europejskiej w czasie kryzysu COVID-19 i ich wybrane determinanty. *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej / Problems of Agricultural Economics*, 371(2), 5–27. <https://doi.org/10.30858/zer/147950>

Abstract

The pandemic caused by the outbreak of the SARS-CoV-2 virus has widespread socio-economic consequences worldwide. The implications of the COVID-19 crisis also include changes in production, consumption, trade, and agri-food commodity prices. This paper focuses on the repercussions of the COVID-19 crisis on producer and retail prices of agri-food commodities in European Union (EU) countries. The study is based on monthly producer and consumer food price indices in EU countries. In estimating the impact of COVID-19 on prices, actual price changes were compared with counterfactual figures derived from ex-post forecasts calculated according to regARIMA models. The study of the causes of price changes was based on both quantitative and qualitative approaches. In the quantitative approach, the impact of the strength of applied restrictions and the trade position of countries on the deviation of actual prices from the forecasts was examined. For this purpose, regression models based on cross-sectional data were applied. The results show that there is a quite significant variation in the dynamics of changes in agri-food commodity prices both among countries and across the marketing chain. A negative and statistically significant relationship has been found between country food self-sufficiency in the pre-COVID-19 period and changes in producer prices during the first phase of the COVID-19 crisis. In turn, the strength of stay-at-home restrictions was significant for retail price formation during the COVID-19 crisis. The general conclusion is that the responses of agri-food prices during the pandemic vary both spatially and over time.

Keywords: prices, agri-food sector, European Union, COVID-19.

JEL codes: Q02, Q11, Q13, Q17.

Abstrakt

Pandemia związana z rozprzestrzenianiem się wirusa SARS-CoV-2 ma szerokie implikacje społeczno-gospodarcze na całym świecie. Konsekwencją kryzysu COVID-19 są również zmiany produkcji, konsumpcji, wymiany handlowej czy też cen towarów rolno-żywnościowych. W niniejszym opracowaniu koncentrujemy się na reperkusjach kryzysu COVID-19 dla cen producenta oraz cen detalicznych towarów rolno-żywnościowych w krajach Unii Europejskiej (UE). Badania oparto na miesięcznych indeksach cen producenta i cen konsumenta żywności w krajach UE. Szacując wpływ COVID-19 na ceny, porównano rzeczywiste zmiany cen z wielkościami kontrfaktycznymi uzyskanymi na podstawie prognoz z modeli regARIMA. Badania przyczyn zmian cen oparto zarówno na podejściu ilościowym jak i jakościowym. W ilościowym podejściu zbadano wpływ siły stosowanych obostrzeń oraz pozycji eksportowej krajów na odchylenia cen rzeczywistych od prognozowanych. W tym celu wykorzystano model regresji oparty na danych przestrzennych. Wyniki badań wskazują, że istnieje dosyć znaczne zróżnicowanie dynamiki zmian cen towarów rolno-żywnościowych zarówno między krajami, jak i w zależności od ogniwa łańcucha marketingowego. Wykazano istnienie negatywnej i statystycznie istotnej zależności między samowystarczalnością żywnościową kraju w okresie poprzedzającym kryzys COVID-19 a zmianami cen producenta w pierwszej fazie kryzysu COVID-19. Z kolei dla kształtowania cen detalicznych w czasie kryzysu COVID-19 istotne znaczenie miała siła obostrzeń związanych z koniecznością pozostawania w domu (ang. stay-at-home). Ogólny wniosek sprowadza się do uznania, że reakcje cen rolno-żywnościowych podczas pandemii są zróżnicowane przestrzennie, jak i ewoluują w czasie.

Słowa kluczowe: ceny, sektor rolno-żywnościowy, Unia Europejska, COVID-19.

Kody JEL: Q02, Q11, Q13, Q17.

Introduction

The spread of the SARS-CoV-2 virus and the resulting restrictions on economic activity and human mobility have widespread implications for various economic and social life areas worldwide. According to the International Monetary Fund (2021) estimates, in 2020 global GDP declined by 3.3% and international trade by 8.5% year-on-year. In 2021, the world economy experienced a remarkable recovery due to the realization of pent-up demand. However, at the same time, inflationary pressures were building up on the back of high energy and commodity prices, among other factors.

Turbulences associated with COVID-19 were also reflected in demand and supply relations in agri-food markets. Varying over time and yet observed regardless of the region, changes in demand are particularly dynamic. The first phase of the pandemic was marked by an increase in purchases of products with a long shelf life, such as flour, pasta, or frozen food (Hobbs, 2020). At the same time, due to restrictions imposed on the HoReCa sector (hotels, restaurants, catering), there was a shift in demand from food services to retail observed in most countries in America, Europe, and Asia (Aday & Aday, 2020; Dong & Zeballos, 2021; Weersink et al., 2021). Online food sales have increased significantly (Hillen, 2020). However, while the importance of e-commerce is likely to continue to grow, other changes have proven to be short-lived – consumers' accumulated stocks and

Wstęp

Rozprzestrzenianie się wirusa SARS-CoV-2 oraz wprowadzone w związku z tym ograniczenia w działalności gospodarczej i mobilności ludzi mają szerokie konsekwencje dla różnych obszarów życia gospodarczego i społecznego na całym świecie. Według szacunków Międzynarodowego Funduszu Walutowego (International Monetary Fund [IMF], 2021) w 2020 roku globalny PKB obniżył się o 3,3% w relacji rocznej, zaś obroty handlowe o 8,5% r/r. W 2021 roku nastąpiło wyraźne ożywienie w gospodarce światowej wynikające z realizacji odłożonego popytu, ale jednocześnie narastała presja inflacyjna, związana m.in. z wysokimi cenami energii i surowców.

Turbulencje związane z COVID-19 znalazły także swoje odzwierciedlenie w relacjach popytowo-podażowych na rynkach rolno-żywnościowych. Szczególnie dynamiczne, zróżnicowane w czasie, ale jednocześnie obserwowane niezależnie od regionu, są zmiany po stronie popytowej. W pierwszej fazie pandemii zaznaczył się wzrost zakupów produktów o długim terminie ważności, takich jak mąka, makaron czy żywność mrożona (Hobbs, 2020). Równocześnie, na skutek restrykcji nałożonych na sektor HoReCa (hotele, restauracje, catering), w większości krajów Ameryki, Europy i Azji nastąpiło przesunięcie popytu z usług gastronomicznych do handlu detalicznego (Aday i Aday, 2020; Dong i Zeballos, 2021; Weersink i in., 2021). Istotnie zwiększyła się sprzedaż internetowa żywności (Hillen, 2020). O ile jednak znaczenie

high uncertainty in the market reduced demand for food. The above was temporary, as lifting restrictions in subsequent months brought a rebound.

Changes on the production side were associated with labor shortages, temporary plant closures, and logistical constraints (Varshney et al., 2020). However, most authors conclude that the food sector has proven relatively resilient to supply shocks in the long term. In the case of logistic constraints, it may be derived from shorter, compared to other branches of industrial processing, supply chains for many food industry sectors (e.g., in Poland: Szczepaniak et al., 2020). Demand and supply shocks, particularly in the first phase of the pandemic, supported by additional border controls, reduced availability of drivers and workers at ports as well as export restrictions imposed by some governments to ensure the uninterrupted supply of a range of products on the domestic market (Organization for Economic Cooperation and Development [OECD], 2020), have also translated into disruptions in international trade (Ambroziak, 2020; Kerr, 2020).

The changes described above have been reflected, to a greater or lesser extent, in the prices of food and agricultural products. In the short term, supply disruptions and increased demand have led to higher retail food prices, although not for all categories (e.g., in the European Union (EU): Akter, 2020). Export restrictions resulted, in turn, in increased world prices for cereals and, in some cases, their products (Goeb et al., 2021). However, certain studies (Food and Agriculture Organization [FAO], 2020; Kowalczyk, 2020; Szajner, 2020) indicate that global prices of some agricultural commodities declined during the pandemic. Differences in retail and wholesale/producer price development have been observed (in the case of India – Imai et al., 2020; for the US market – Ramsey et al., 2021), and price volatility has increased (Doucha, 2021).

Overall, based on the literature review and observations of reality, the impact of the COVID-19 pandemic on the magnitude and direction of food price changes is not clear. Contrary to intuition, the nature of the products (perishable vs. durable) is not statistically significant (for India: Varshney et al., 2020; for the US: Hillen, 2020). Instead, the severity of the pandemic was the criterion that differentiated changes in prices geographically. This was pointed out, among others, by Akter (2020), who, using regression models, explained changes in the consumer price index (HICP) in European countries by the severity of the imposed stay-at-home restrictions (based on the Oxford COVID-19

e-commerce prawdopodobnie dalej będzie rosnać, o tyle pozostałe zmiany okazały się być krótkookresowe – zgromadzone przez konsumentów zapasy oraz duża niepewność wpłynęły na zmniejszenie popytu na żywność. To również miało krótkotrwały charakter, bowiem znoszenie restrykcji w kolejnych miesiącach przyniosło ponowne ożywienie na rynku.

Zmiany po stronie produkcyjnej związane były z niedoborami siły roboczej, tymczasowymi zamknięciami zakładów oraz ograniczeniami logistycznymi (Varshney i in., 2020). Większość autorów stwierdza jednak, że w dłuższym okresie sektor żywnościowy okazał się relatywnie odporny na szoki podażowe. W przypadku ograniczeń o charakterze logistycznym częściowo może być to pochodną krótszych, w porównaniu z innymi działami przetwórstwa przemysłowego, łańcuchów dostaw dla wielu branż sektora żywnościowego (np. w Polsce: Szczepaniak i in., 2020). Szoki popytowo-podażowe, zwłaszcza w pierwszej fazie pandemii, wsparte dodatkowymi kontrolami na granicach, zmniejszoną dostępnością kierowców oraz pracowników w portach, jak i wprowadzonymi przez niektóre rządy ograniczeniami eksportowymi (Organization for Economic Cooperation and Development [OECD], 2020), mającymi zapewnić nieprzerwaną dostawę szeregu produktów na rynek krajowy, przełożyły się ponadto na zakłócenia w handlu międzynarodowym (Ambroziak, 2020; Kerr, 2020).

Opisane powyżej zmiany znalazły swoje odzwierciedlenie, w mniejszym lub większym stopniu, w cenach żywności i produktów rolnych. W krótkim okresie zakłócenia dostaw i zwiększony popyt doprowadziły do wzrostu cen detalicznych żywności, choć nie dla wszystkich kategorii (np. w Unii Europejskiej (UE): Akter, 2020). Ograniczenia eksportowe spowodowały z kolei wzrost światowych cen zbóż oraz, w niektórych przypadkach, produktów ich pochodzenia (Goeb i in., 2021). Część badań (Food and Agriculture Organization [FAO], 2020; Kowalczyk, 2020; Szajner, 2020) wskazuje jednak że globalne ceny niektórych surowców rolnych w czasie pandemii obniżyły się. Zaobserwowano różnice w zachowaniu się cen detalicznych i hurtowych/producenta (w przypadku Indii: Imai i in., 2020; dla rynku amerykańskiego: Ramsey i in., 2021). Co do zasady, zwiększyła się zmienność cen (Doucha, 2021).

Generalnie, jak wynika z przeprowadzonego przeglądu literatury czy też obserwacji rzeczywistości, wpływ pandemii COVID-19 na skalę i kierunki zmian cen żywności nie jest jednoznaczny. Przy czym, wbrew intuicji, charakter produktów (łatwo psujące się vs trwale) nie miał statystycznie istotnego znaczenia (dla Indii: Varshney i in., 2020; dla Stanów Zjednoczonych: Hillen, 2020). Kryterium różnicującym w układzie geograficznym, nie zaś produktowym,

Government Response Tracker¹). She showed that strict restrictions resulted in a 1% increase in retail prices in March 2020 compared to January and February 2020.

A positive correlation between pandemic severity (this time measured by the number of infections) and changes in weekly prices of selected food items in India was confirmed using static and dynamic panel models by Imai et al. (2020). On the other hand, Yu et al. (2020) emphasized that while the pandemic outbreak itself may have had a relatively large impact on the prices of selected commodities (pork and cabbage) in China, the severity of the pandemic itself (i.e., the number of infections) was of little importance. Considering spatially varying changes in producer prices, Hamulczuk and Skrzypczyk (2021) indicated that in the short run the EU countries' agri-food export–import ratio was significant for the explanation of price behaviors.

Some authors indicate that COVID-19 shocks appear to be temporary, with prices returning relatively quickly to previous or expected levels. This is well illustrated by the study by Ramsey et al. (2021) where price transmission in selected US meat product chains in the pre-pandemic period was analyzed using linear and threshold autoregressive models as well as vector error correction models. Price changes during the pandemic were then compared to model predictions. The results reveal that wholesale prices responded faster to COVID-19 shocks than retail prices. Nevertheless, after 2–4 months both returned to the levels forecasted before the pandemic. It is worth adding that research carried out by Imai et al. (2020) showed the varied responses of wholesale and retail prices to the pandemic outbreak for different products and states in India. In some cases, retail prices increased more strongly, in others – wholesale prices. Thus, although it seems clear from the literature review that the pass-through to producer prices is higher than to consumer prices and producer prices may be more volatile (e.g., Ferrucci et al., 2010), one cannot draw a firm conclusion that producer prices are more vulnerable to the COVID-19 shocks.

The indicated studies are among relatively few that attempt to quantify the impact of the pandemic on the scale and directions of changes in prices of agri-food products. These studies primarily concern the first phase of COVID-19 and its implications for prices downstream, i.e., at the consumer level. Given the above, this study aims to assess the dynamics and selected determinants of producer prices and retail

było natomiast nasilenie pandemii. Wskazała na to m.in. Akter (2020), która zmiany indeksu zharmonizowanego wskaźnika cen konsumpcyjnych (HICP) w krajach europejskich wyjaśniała, przy zastosowaniu modeli regresji, ostrością wprowadzonych restrykcji związanych z koniecznością pozostawania w domu (ang. *stay-at-home restrictions* – SAH, na podstawie Oxford COVID-19 Government Response Tracker)¹. Wykazała, że rygorystyczne ograniczenia skutkowały 1% wzrostem cen detalicznych w marcu 2020 roku w porównaniu ze styczniem i lutym 2020 roku.

Dodatnią korelację między nasileniem pandemii (tym razem mierzonym liczbą zakażeń) a zmianami tygodniowych cen wybranych artykułów żywnościowych w Indiach potwierdzili, przy wykorzystaniu statycznych i dynamicznych modeli panelowych, Imai i in. (2020). Z drugiej strony Yu i in. (2020) podkreślili, że o ile sam wybuch pandemii mógł mieć stosunkowo duży wpływ na ceny wybranych towarów (wieprzowiny i kapusty) w Chinach, niewielkie znaczenie miało natomiast samo jej nasilenie (tj. liczba zakażeń). Biorąc pod uwagę różnice w zmianach cen zbytu w układzie przestrzennym, Hamulczuk i Skrzypczyk (2021) wskazali, że w krótkim okresie dla ich wyjaśnienia istotna była pozycja eksportowa poszczególnych krajów w odniesieniu do towarów rolno-żywnościowych.

Część autorów wskazuje, że szoki związane z COVID-19 wydają się być przejściowe, a ceny relatywnie szybko wracają do wcześniejszych lub też oczekiwanych poziomów. Dobrze obrazują to m.in. badania przeprowadzone przez Ramseya i in. (2021). Zanalizowana została w nich transmisja cen w wybranych łańcuchach produktów mięsnych w Stanach Zjednoczonych przed pandemią przy zastosowaniu liniowych i progowych modeli autoregresyjnych oraz modeli wektorowej korekty błędów. Następnie porównano zmiany cen w czasie pandemii z przewidywaniami modelu. Wyniki wskazują, że ceny hurtowe szybciej reagowały na wstrząsy wywołane przez COVID-19 niż ceny detaliczne. Niemniej obie po 2–4 miesiącach wracały do prognozowanych przed pandemią poziomów. Warto dodać, że badania Imai i in. (2020) wykazały zróżnicowane reakcje cen hurtowych i detalicznych na wybuch pandemii w odniesieniu do różnych produktów i stanów w Indiach. W niektórych przypadkach silniej wzrosły ceny detaliczne, w innych – ceny hurtowe. Zatem pomimo silniejszej reakcji cen producenta na zmiany cen surowców niż reakcji cen detalicznych i tym samym możliwej większej zmienności (np. Ferrucci

¹ A tool which collects systematic information on policy measures that governments have taken to tackle COVID-19. <https://www.bsg.ox.ac.uk/research/research-projects/covid-19-government-response-tracker>

¹ Urządzenie gromadzące informacje systemowe dotyczące strategii działań podjętych przez rząd w walce z COVID-19. <https://www.bsg.ox.ac.uk/research/research-projects/covid-19-government-response-tracker>

prices of agri-food commodities in EU countries during the COVID-19 crisis (i.e., from March 2020 to August 2021). Similar to research conducted by Ramsey et al. (2021), the paper compares the actual price level recorded during the pandemic with counterfactual values derived from forecasting models (in our case regARIMA model). When explaining the deviations of actual prices from forecasted ones, the focus was on the impact of country's trade position and the strength of the applied restrictions. In this respect, the research refers to the model of partial spatial equilibrium and spatial market integration (Barrett & Li, 2002). The limitations arising from COVID-19 and leading to a decline in international trade are in essence similar to that of non-tariff barriers. Trade restrictions accompanying COVID-19 bring countries closer to autarkic economies and lead to the weakening of spatial integration of the agri-food market. In line with the spatial equilibrium model, the demand and supply shocks accompanying COVID-19 were expected to have a positive impact on prices in deficit countries and a negative effect on prices in surplus countries. Additionally, the expected negative impact of the strength of stay-at-home (SAH) restrictions on agri-food prices in the EU countries was tested. SAH restrictions show the strictness of home confinement measures taken in each country. Higher levels may be associated with a stronger impact on economic reality, including prices.

Econometric models based on cross-sectional data were used to verify the influence of these factors. The quantitative approach was supplemented with a qualitative one. In this approach, the study does not refer directly to price transmission, but aims to find the rationale for the different responses of agri-food prices in EU countries during the pandemic. Thus, these studies contribute to explaining the varied responses of agri-food prices to the outbreak of the pandemic. To the best of our knowledge, no one has so far addressed the issue of agri-food price changes in the European Union in this respect.

i in., 2010) nie można wyciągnąć jednoznacznego wniosku, że ceny producenta są bardziej podatne na szoki związane z COVID-19.

Wskazane badania należą do relatywnie nielicznych, w których podjęto próbę kwantyfikacji wpływu pandemii na skalę i kierunki zmian cen artykułów rolno-żywnościowych. Opracowania te w większości dotyczą pierwszej fali COVID-19 i jej konsekwencji dla cen w ostatnim ogniwie łańcucha, tj. na poziomie konsumenta. Biorąc pod uwagę powyższe, celem niniejszego opracowania jest ocena dynamiki oraz wybranych determinant zarówno cen zbytu, jak i cen detalicznych towarów rolno-żywnościowych w krajach UE w czasie objętym kryzysem COVID-19 (tj. od marca 2020 roku do sierpnia 2021 roku). Podobnie jak w badaniach Ramseya i in. (2021), w badaniu porównano rzeczywisty poziom cen notowanych w okresie pandemii z wartościami kontrfaktycznymi uzyskanymi na podstawie modeli prognostycznych (w tym przypadku modelu regARIMA). Wyjaśniając odchylenia między wartościami rzeczywistymi a prognozowanymi, skoncentrowano się na wpływie siły stosowanych obostrzeń związanych z walką z pandemią oraz pozycji eksportowej kraju. W tym zakresie badania odwołują się do modelu przestrzennej równowagi cząstkowej i koncepcji przestrzennej integracji rynku (Barrett i Li, 2002). Restrykcje będące wynikiem rozprzestrzeniania się COVID-19 i prowadzące do spadku obrotów w handlu międzynarodowym są w istocie podobne do barier pozataryfowych. Ograniczenia w handlu towarzyszące COVID-19 zbliżają kraje do gospodarek autarkicznych i prowadzą do osłabienia integracji przestrzennej rynku rolno-spożywczego. Zgodnie z modelem równowagi przestrzennej oczekiwano, że szoki popytowe i podażowe towarzyszące COVID-19 będą miały pozytywny wpływ na ceny w krajach deficytowych, a negatywny w krajach nadwyżkowych. Dodatkowo sprawdzono oczekiwany negatywny wpływ siły restrykcji związanych z koniecznością pozostawania w domu (SAH) na ceny produktów rolno-spożywczych w krajach UE. Można przypuszczać, że silniejsze ograniczenia mają większy wpływ na rzeczywistość gospodarczą, w tym na ceny.

Do weryfikacji wpływu powyższych czynników wykorzystano modele ekonometryczne oparte na danych przestrzennych. Analizę ilościową uzupełniono o analizę jakościową. W ramach tego podejścia badanie nie odnosiło się bezpośrednio do transmisji cen, ale miało na celu znalezienie przyczyn zróżnicowanych reakcji cen rolno-żywnościowych w krajach UE na wybuch pandemii. Według naszych informacji nikt do tej pory nie zajmował się problematyką zmian cen rolno-żywnościowych w Unii Europejskiej od tej strony.

Materials and methods

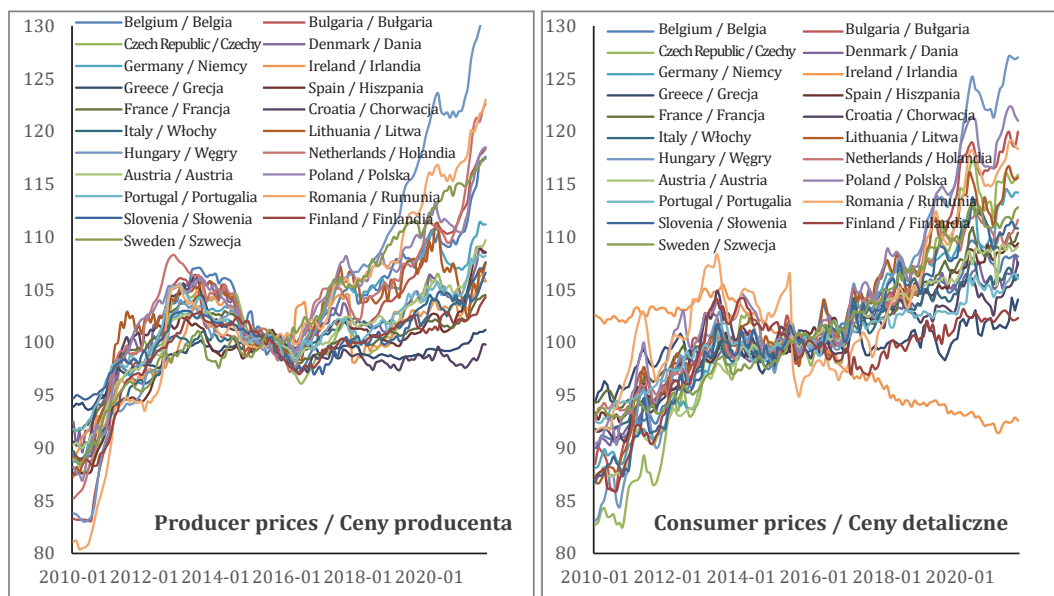
The present study is based on monthly producer and consumer price indices (2015 = 100) in 21 out of 27 European Union countries. The time range of the observations used covers the period from January 2010 to August 2021. Due to the unavailability of producer price data, the following countries were omitted in the study: Cyprus, Estonia, Malta, Luxembourg, Slovakia, and Latvia. These countries were also omitted when analyzing retail prices to maintain comparability of results. Price information was obtained from Eurostat (2021), specifically the Food Price Monitoring Tool. The study's main limitation is that the used indices are based on prices expressed in national currencies. However, in empirical research corrections of price indices (inflation) with the exchange rate are not used. To illustrate the nature of the empirical data, the used time series of producer and consumer prices in individual EU countries are presented in Figure 1. Analyzing the graphs contained therein, one can notice significant differences in price dynamics between countries. This concerns both producer and consumer prices. Thus, the above further justifies the use of counterfactual prices obtained from forecasting models as a base for further assessment of the pandemic impact on agri-food prices in EU countries.

Materiały i metody

Niniejsze badania zostały przeprowadzone na podstawie miesięcznych wskaźników cen producenta (zbytu) oraz cen konsumenta (2015 = 100) w 21 spośród 27 krajów Unii Europejskiej. Zakres czasowy wykorzystanych obserwacji obejmuje okres od stycznia 2010 roku do sierpnia 2021 roku. Z powodu niedostępności danych cen producenta w badaniu pominięto następujące kraje: Cypr, Estonia, Malta, Luksemburg, Słowacja, Łotwa. Aby zachować porównywalność wyników, kraje te zostały pominięte także w przypadku analizowania cen detalicznych. Informacje cenowe pozyskano z bazy Eurostatu (2021), a konkretnie z Food Price Monitoring Tool. Główne ograniczenie badań wynika z faktu, że indeksy te obliczone są na podstawie cen wyrażonych w walutach krajowych. W badaniach empirycznych w praktyce nie stosuje się jednak korekty wskaźników cen (inflacji) o kurs walutowy. Dla zobrazowania charakteru wykorzystanych danych empirycznych wykorzystane szeregi czasowe cen producenta oraz cen konsumenta w poszczególnych krajach UE zawarto na rysunku 1. Analizując wykresy, można zauważyć dosyć znaczne różnice w dynamice cen między krajami. Dotyczy to zarówno cen producenta, jak i cen detalicznych. Tym bardziej uzasadnia to stosowanie wartości kontrfaktycznych uzyskanych z modeli prognostycznych jako bazy do oceny wpływu oddziaływania pandemii na zmiany cen rolno-żywnościowych w krajach UE.

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

Rysunek 1. Szeregi czasowe indeksów cen producenta (lewy) i konsumenta (prawy) wykorzystane w badaniach (2015 = 100)



Source: authors' study based on the Eurostat database (2021).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu (2021).

The research problem addressed in the study was the impact of the COVID-19 crisis on agri-food prices in EU countries. For this purpose, most authors compare the price level in the pandemic period with prices before the pandemic while choosing a specific reference moment. The risk of using such an approach is related to the fact that various dynamics characterize price series (or other variables), and they are generally not stationary (cf. Figure 1; ARIMA models specifications in Table 1). For example, the consequence of the COVID-19 crisis may not necessarily be a decline in prices, but only a reduction in the growth rate, when prices were characterized by a definite upward trend before the pandemic. Seasonal variations may also distort the assessment of the impact of the pandemic on changes in agri-food prices; hence, it is essential to distinguish between seasonal effects and effects related to structural changes resulting from COVID-19.

With this in mind, this research compares the actual level of agri-food prices during the COVID-19 crisis with counterfactual values derived from univariate forecasting models. The application of multivariate models as VAR or VECM does not give us any additional value in this respect as we do not refer to horizontal or vertical price transmission issues. Forecasts of producer and retail prices (price indices) were calculated using regARIMA models. These models were estimated on price series from January 2000 to February 2020, covering the pre-pandemic period. The ex-post forecasts were computed for the period from March 2020 to August 2021. It is worth emphasizing that the forecasts obtained from these models are only a starting point for further research based on cross-sectional data models.

The regARIMA models are part of the preliminary modeling in the X-13 ARIMA-SEATS procedure, used during time series deseasonalization. They take the following form (United States Census Bureau, 2020):

$$Y_t = \sum_i^n \beta_i X_{i,t} + Z_t \quad (1)$$

where: Y_t – original time series, β_i – parameter at the i explanatory variable, $X_{i,t}$ – i explanatory variable, Z_t – residual from the model estimated using the SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s model of the form:

Problemem badawczym, jaki próbowano rozwiązać, była odpowiedź na pytanie o wpływ pandemii COVID-19 na ceny rolno-żywnościowe w krajach UE. W tym celu większość autorów porównuje poziom cen w okresie pandemii z cenami sprzed tego okresu, wybierając jednocześnie pewien moment bazowy. Niebezpieczeństwo takiego podejścia wiąże się z faktem, że szeregi czasowe cen (czy też innych zmiennych) charakteryzują się pewną dynamiką i nie są z reguły stacjonarne (por. rysunek 1; specyfikację modelu ARIMA w tabeli 1). Przykładowo, efektem COVID-19 nie musi być spadek cen, a jedynie obniżenie dynamiki wzrostu, w przypadku gdy ceny przed pandemią charakteryzowały się bardzo silnym trendem wzrostowym. Sezonowe wahania mogą również zaburzyć ocenę wpływu pandemii na zmiany cen rolno-żywnościowych, stąd należy odróżnić efekty sezonowe od efektów związanych ze zmianami strukturalnymi wynikającymi z COVID-19.

Mając to na uwadze, w niniejszych badaniach porównano rzeczywisty poziom cen rolno-żywnościowych w okresie objętym pandemią COVID-19 z wartościami kontrfaktycznymi uzyskanymi na podstawie jednorównaniowych modeli prognostycznych. Zastosowanie modeli wielorównaniowych, takich jak VAR czy VECM, nie pozwala na uzyskanie dodatkowej wartości w tym względzie, gdyż niniejsza analiza nie odnosi się do kwestii transmisji cen w układzie horyzontalnym i wertykalnym. Prognozy cen producenta i detalicznych (indeksów cenowych) obliczono na podstawie modeli regARIMA. Modele te oszacowano na szeregach z okresu od stycznia 2000 do lutego 2020 roku, czyli na podstawie danych obejmujących okres sprzed wystąpienia pandemii. Same prognozy zostały obliczone na okres od marca 2020 do sierpnia 2021 roku. Warto podkreślić, że prognozy uzyskane na podstawie tych modeli stanowią jedynie punkt wyjścia do dalszych badań opartych na modelach wykorzystujących dane przestrzenne.

Modele regARIMA są elementem wstępnego modelowania w ramach procedury X-13 ARIMA-SEATS wykorzystywanej podczas deseasonalizacji szeregów czasowych. Mają one następującą postać (United States Census Bureau, 2020):

gdzie: Y_t – oryginalny szereg czasowy, β_i – parametr przy i -tej zmiennej objaśniającej, $X_{i,t}$ – i -ta zmienna objaśniająca, Z_t – reszta z modelu, estymowana za pomocą modelu SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s postaci:

$$\varphi(B)\Phi(B^S)(1-B)^d(1-B^S)^D Z_t = \theta(B)\Theta(B^S)\varepsilon_t \quad (2)$$

in which: d, D are the orders of non-seasonal and seasonal differentiation, p and P are the numbers of non-seasonal and seasonal autoregressive lags, q and Q are the numbers of non-seasonal and seasonal lags in the moving average, s is the number of seasons in a year, φ, Φ, θ and Θ are the model parameters, B is the backward shift operator and $(1-B)$ is the differentiation operator. The regARIMA model extends the SARIMA model because it also uses X_{it} explanatory variables to capture the impact of moving holidays (Easter effect), outliers, or structural changes in the level and trend. For more information on the regARIMA or X-13-ARIMA models, see, among others, the *X-13 ARIMA-SEATS Reference Manual* (United States Census Bureau, 2020).

The specification of the appropriate regARIMA model, i.e., the regression variables and their timing, the number of ordinary and seasonal differences (time series integration) or the number of autoregressive and the moving average lags was done automatically within the X-13-ARIMA procedure. Having empirical information on prices P for i -countries and estimated in the base period $t_0 = \text{February } 2020$, their forecasts F for the period $t_0 + T$ ($t = 1, 2, \dots, T$), forecast errors were calculated according to the following formula:

$$E_{i,t_0+T} = \log(P_{i,t_0+T}/F_{i,t_0+T}) * 100. \quad (3)$$

Potentially positive error values indicate that the COVID-19 crisis positively impacted prices. On the other hand, negative errors mean that agri-food prices were lower during the crisis than in its absence. Of course, there is also a risk here associated with the inadequate specification of these models, and thus over- or underestimating the estimated forecasts. The calculated forecast errors for individual countries were the starting point for qualitative and quantitative analysis. On the one hand, it was intended to examine the overall producer and consumer price dynamics during the pandemic. On the other, to answer the question of which factors caused the agri-food price response during the COVID-19 crisis to be so dissimilar in individual EU countries.

In studying the determinants of price changes, a number of data and information of quantitative and qualitative nature were also used. The quantitative data was information on trade (exports, imports) in agri-food goods in individual EU countries in 2019, consistent with the SITC classification according

w którym: d, D – to rząd różnicowania niesezonowego i sezonowego, p i P to liczba opóźnień autoregresyjnych niesezonowych i sezonowych, q i Q to liczba opóźnień niesezonowych i sezonowych w średniej ruchomej, s – to liczba sezonów w roku, φ, Φ, θ i Θ – to parametry modelu, B – operator przesunięcia wstecz zaś $(1-B)$ – operator różnicowania. Model regARIMA różni się od modelu SARIMA tym, że dodatkowo w celu uchwycenia zmian strukturalnych czy nietypowych wykorzystuje się zmienne objaśniające X_{it} , mające na celu uchwycenie wpływu świąt ruchomych (efekt Wielkanocy), wartości odstających, czy strukturalnych zmian poziomu i trendu. Szerzej na temat modelu regARIMA czy też X-13-ARIMA można przeczytać między innymi w opracowaniu *X-13 ARIMA-SEATS Reference Manual* (United States Census Bureau, 2020).

Specyfikacja odpowiedniego modelu regARIMA, czyli zmiennych regresyjnych i momentu ich występowania, krotności różnicowań zwykłych i sezonowych (stopień integracji szeregów czasowych) czy liczby opóźnień autoregresyjnych i średniej ruchomej odbywała się automatycznie w ramach procedury X-13-ARIMA. Mając empiryczne informacje na temat cen P dla i -krajów oraz oszacowane w okresie bazowym $t_0 = \text{luty } 2020$ ich prognozy F na okres $t_0 + T$ ($t = 1, 2, \dots, T$), obliczono błędy prognoz według następującej formuły:

Potencjalnie dodatnie wartości błędów wskazują, że kryzys COVID-19 wpłynął pozytywnie na ceny. Z kolei ujemne błędy oznaczają, że w czasie kryzysu ceny rolno-żywnościowe były niższe niż w warunkach jego braku. Oczywiście istnieje również i tutaj ryzyko związane z nieodpowiednią specyfikacją tych modeli, a co za tym idzie zawyżeniem lub zaniżeniem szacowanych prognoz. Uzyskane błędy prognoz dla poszczególnych krajów były punktem wyjścia do jakościowej i ilościowej analizy. Z jednej strony miała ona na celu pozwolić zbadać ogólną dynamikę cen producenta i konsumenta w okresie objętym pandemią. Z drugiej zaś odpowiedzieć na pytanie, jakie czynniki powodowały, że reakcja cen rolno-żywnościowych w czasie kryzysu COVID-19 w poszczególnych krajach UE była tak różna.

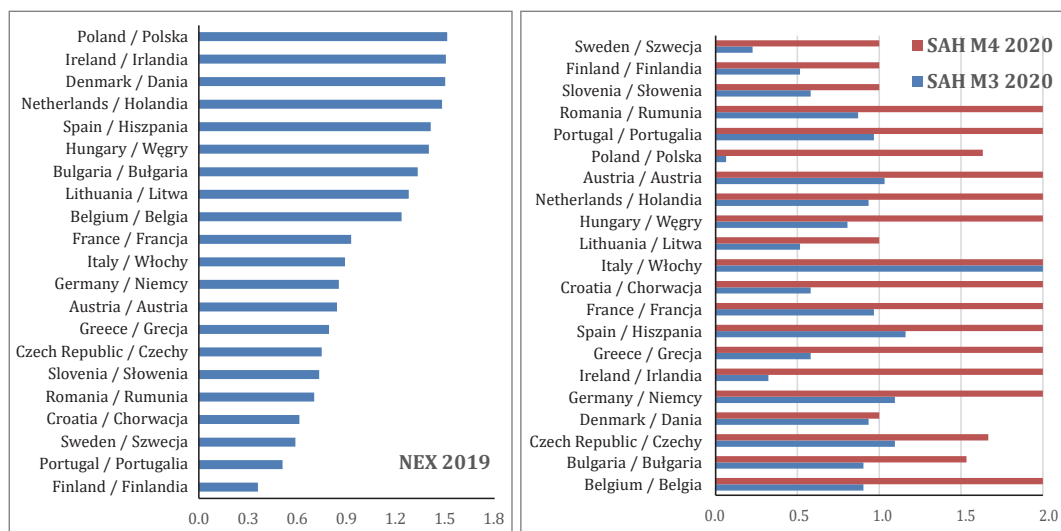
Badając determinanty zmian cen, wykorzystano również szereg danych i informacji o charakterze ilościowym i jakościowym. Wśród danych ilościowych były informacje o wymianie handlowej (eksport, import) towarami rolno-żywnościowymi

to Eurostat (2021). Trade data allowed to estimate the trade position of countries (or otherwise the self-sufficiency index). Additionally, data on the restrictions applied by governments during the pandemic was used (Hale et al., 2021). In the study, we used information on SAH restrictions. The source of information was Oxford University's Oxford COVID-19 Government Response Tracker (OxCGRT) data. The degree of restrictions refers to the home confinement and is measured here on a scale from 0 (no restrictions) to 3 (required to not leave the house with minimal exceptions; e.g., allowed to leave only once every few days). Monthly restriction information was calculated from daily data by averaging them. Akter (2020) employed a similar approach in her study. Aristodemou et al. (2021), on the other hand, expanded the index with additional elements – school closing, travel restrictions, etc. – using the same source of information (OxCGRT).

w poszczególnych krajach UE w roku 2019 według klasyfikacji SITC (Eurostat, 2021). Pozwoliły one na oszacowanie pozycji eksportowej krajów (lub inaczej wskaźnika samowystarczalności). Dodatkowo wykorzystano informacje na temat obostrzeń stosowanych przez poszczególne kraje w czasie pandemii (Hale i in., 2021). W badaniach wykorzystano w szczególności informacje na temat restrykcji związanych z wychodzeniem z domu (SAH). Źródłem informacji były dane Uniwersytetu Oxfordzkiego (Oxford Covid-19 Government Response Tracker OxCGRT). Stopień obostrzeń odnosi się do konieczności pozostawania w domu i mierzony jest w tym przypadku w skali od 0 (brak restrykcji) do 3 (pełne restrykcje z minimalnymi wyjątkami, co oznacza np. możliwość wyjścia z domu raz na kilka dni). Miesięczne informacje na temat restrykcji obliczone są z danych dziennych poprzez ich uśrednienie. Akter (2020) zastosowała w swoim badaniu podobne podejście. Z kolei Aristodemou i in. (2021) rozszerzyli indeks o dodatkowe elementy – zamknięcie szkół, ograniczenia w podróżowaniu itp. – wykorzystując to samo źródło informacji (OxCGRT).

Figure 2. EU countries' trade position in agri-food trade in 2019 (NEX 2019) and the level of stay-at-home restrictions for March and April 2020 (SAH)

Rysunek 2. Pozycja eksportowa państw UE w handlu artykułami rolno-żywnościowymi w roku 2019 (NEX 2019) oraz poziom restrykcji związanych z pozostawaniem w domu dla marca i kwietnia 2020 roku (SAH)



Source: authors' study based on the Eurostat database (2021) and Hale et al. (2021).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu (2021) oraz Hale i in. (2021).

Figure 2 presents data for both indicators used in this paper (Figure 2 presents data on restrictions only for the first two months of the pandemic). It can be seen that there is quite a considerable variation between countries for both indicators. The ratio of exports to imports in 2019 ranged from 0.36 (Finland) to 1.51 (Poland). It is noticeable that there are significant fluctuations in the strength of the applied restrictions between countries and between consecutive months. However, in no case did they reach the maximum level 3 (complete restrictions with minor exceptions), unlike, for example, China.

It should be added that the strength of the restrictions did not always correspond to the severity of the pandemic, as measured by the number of people infected with COVID-19 or the number of hospitalizations. The approach of governments to imposing restrictions has often varied quite significantly and may have been driven, for example, by the state of public health service. Nevertheless, as Aristodemou et al. (2021) show, higher levels of stringency in the confinement measures are associated with stronger, negative, socio-economic impacts. Hence, in the present study, an index measuring the degree of restriction was used rather than the number of COVID-19 cases.

In the quantitative analysis, we focused only on examining the impact of the country's trade position and the strength of applied restrictions on the deviation of actual prices from the forecast. According to the spatial partial equilibrium model (Barrett & Li, 2002), it was assumed that the country's trade position in agri-food markets is crucial for the direction and dynamics of changes in producer and consumer prices. In this model, assuming an open economy, the difference between the prices of homogeneous goods in countries A and B equals the trade costs τ_{AB} . According to the spatial equilibrium model, trade restrictions during the pandemic should result in lower prices (relative to projected prices) in surplus countries and higher prices (relative to projected prices) in food-deficient countries. Administrative trade restrictions during the pandemic can be considered to have a similar effect on trade to non-tariff barriers such as import or export quotas, or export and import trade bans.

To verify this hypothesis, linear regression models based on cross-sectional data were estimated. In these models, forecast errors for period (March 2020 to August 2021) in countries ($i = 1, \dots, N$) were explained using the export-to-import ratio NEX in the pre-COVID-19 period:

Na rysunku 2 zawarto dane przedstawiające obydwa wykorzystywane w dalszej części opracowania wskaźniki (dane nt. restrykcji zawarto jedynie dla dwóch pierwszych miesięcy pandemii). Można zauważyć, że w przypadku obydwu wskaźników występuje dosyć duże zróżnicowanie między krajami. Relacja eksportu do importu w roku 2019 zawierała się w przedziale od 0,36 (Finlandia) do 1,51 (Polska). Zauważalne są znaczne wahania siły stosowanych restrykcji nie tylko między krajami, ale też między kolejnymi miesiącami. Niemniej w żadnym przypadku nie osiągnęły one maksymalnego poziomu 3 (całkowite ograniczenia, z niewielkimi wyjątkami), w przeciwieństwie na przykład do Chin.

Należy dodać, że poziom zastosowanych restrykcji nie zawsze odpowiadał nasileniu pandemii, mierzonemu liczbą osób zakażonych czy liczbą hospitalizacji. Podejście poszczególnych rządów do nakładania ograniczeń często dość istotnie się różniło i mogło być podyktowane, na przykład, stanem publicznej służby zdrowia. Niemniej, jak wykazali Aristodemou i in. (2021), wyższy poziom restrykcji wiązał się z silniejszymi, negatywnymi skutkami społeczno-ekonomicznymi. Dlatego też w niniejszym badaniu zastosowano wskaźnik mierzący stopień nałożonych ograniczeń, a nie liczbę przypadków COVID-19.

W analizach ilościowych skupiono się jedynie na badaniu wpływu pozycji eksportowej kraju oraz siły stosowanych obostrzeń na odchylenia cen rzeczywistych od prognozowanych. Założono, że zgodnie z modelem przestrzennej równowagi cząstkowej (Barrett i Li, 2002) pozycja eksportowa kraju na rynkach towarów rolno-żywnościowych ma kluczowe znaczenie dla kierunku i dynamiki zmian cen producenta i cen konsumenta. W modelu tym, przy założeniu gospodarki otwartej, różnice między cenami dóbr jednorodnych w krajach A i B równają się kosztom wymiany handlowej τ_{AB} . Można uznać, że administracyjne ograniczenia wymiany w czasie pandemii miały podobny wpływ na handel jak bariery pozataryfowe, takie jak kwoty importowe lub eksportowe, czy też zakazy eksportu i importu. Zgodnie z modelem równowagi przestrzennej ograniczenia wymiany handlowej na skutek obostrzeń związanych z COVID-19 powinny skutkować niższymi cenami (w stosunku do prognozowanych) w krajach nadwyżkowych i wyższymi cenami (w stosunku do prognozowanych) w krajach wykazujących niedobory żywności.

Aby zweryfikować tę hipotezę, oszacowano modele regresji liniowej oparte na danych przestrzennych. W modelach tych błędy prognoz na okres (od marca 2020 do sierpnia 2021) w krajach ($i = 1, \dots, N$) wyjaśniono za pomocą relacji eksportu do importu NEX w okresie przed pandemią:

$$E_{i,t_0+T} = \beta_0 + \beta_1 \log (NEX_{i,t=2019}) + \varepsilon_{i,t_0+T} . \quad (4)$$

The year 2019 was taken as the pre-COVID-19 reference period (Figure 2). Alternatively, February 2020 could be used as the reference period, but this would entail the risk of abnormal behavior and the need to adjust trade for seasonal fluctuations. The model was estimated using the least-squares method. The negative and statistically significant value of the β_1 coefficient confirms the hypothesis of the vital importance of a country's trade position for the direction and dynamics of changes in agri-food prices. It is worth noting that this approach could not be fully verified on panel data because the trade position variable is constant over time and would be captured by fixed or random effects.

In the next step, we tried to prove whether forecast errors (and hence agri-food prices) were statistically dependent on the strength of the restrictions applied in each country. It was expected that such restrictions had a significant impact on food demand and supply during the crisis. The impact of restrictions may occur both through disruptions of the food supply chain and through sharp fluctuations in consumer demand. Initially, the effect of total restrictions as measured by stringency index was studied (see more: Hale et al., 2021). However, when these proved to be statistically insignificant, a sub-index depicting the degree of SAH restrictions was used. Linear regression models based on cross-sectional data were estimated to verify this hypothesis. In these models, the forecast errors of E for period in countries ($i = 1, \dots, N$) were explained by the strength of SAH restrictions in each month:

$$E_{i,t_0+T} = \alpha_0 + \alpha_1 SAH_{i,t} + \varepsilon_{i,t_0+T} . \quad (5)$$

An attempt was also made to assess whether forecast errors (and hence prices) are statistically dependent simultaneously on the trade position in 2019 and the strength of the stay-at-home restrictions applied in each month of the pandemic. For this purpose, linear regression models based on cross-sectional data were estimated as a combination of the two previous models:

$$E_{i,t_0+T} = \alpha_0 + \alpha_1 SAH_{i,t} + \beta_1 \log (NEX_{i,t=2019}) + \varepsilon_{i,t_0+T} . \quad (6)$$

Za okres początkowy (przed pandemią) przyjęto 2019 rok (rysunek 2). Alternatywą mógłby być stan z lutego 2020 roku, co jednak wiązałoby się z ryzykiem występowania nietypowych odchyleń oraz koniecznością korygowania handlu o wahania sezonowe. Model ten został oszacowany za pomocą klasycznej metody najmniejszych kwadratów. Negatywna i statystycznie istotna wartości współczynnika β_1 stanowi potwierdzenie hipotezy o kluczowym znaczeniu pozycji eksportowej kraju dla kierunku i dynamiki zmian cen rolno-żywnościowych. Warto podkreślić, że nie można byłoby tego podejścia zweryfikować w pełni na danych panelowych, ponieważ zmienna obrazująca pozycję eksportową jest stała w czasie i została ujęta w postaci efektów stałych lub losowych.

W kolejnym kroku sprawdzono, czy błędy prognoz (a tym samym i ceny) są statystycznie zależne od siły stosowanych obostrzeń w poszczególnych krajach. Oczekiwano, że takie ograniczenia miały istotny wpływ na popyt i podaż żywności w czasie kryzysu. Wpływ restrykcji dokonywał się zarówno poprzez zakłócenia łańcucha dostaw żywności, jak i poprzez gwałtowne wahania popytu konsumpcyjnego. Początkowo badano wpływ obostrzeń całkowitych mierzonych za pomocą tzw. *stringency index* (szerzej Hale i in., 2021). Gdy te jednak okazały się być nieistotne statystycznie, skorzystano z subindeksu obrazującego stopień restrykcji związanych z wychodzeniem z domu (SAH). Aby zweryfikować tę hipotezę oszacowano modele regresji liniowej oparte na danych przestrzennych. W modelach tych błędy prognoz E na okres w krajach ($i = 1, \dots, N$) wyjaśniano za pomocą siły obostrzeń typu SAH w poszczególnych miesiącach:

Próbowano też ocenić, czy błędy prognoz (a tym samym i ceny) są statystycznie zależne jednocześnie od pozycji eksportowej w 2019 roku oraz siły stosowanych obostrzeń typu SAH w poszczególnych miesiącach trwania pandemii. W tym celu oszacowano modele regresji liniowej oparte na danych przestrzennych, stanowiące kombinację dwóch poprzednich modeli:

Results

Presenting the research results in the following sections, we will address the specification of the forecasting models, the aggregate impact of COVID-19 on the level of producer and consumer prices in the EU, and the impact of COVID-19 on prices across countries. Finally, we will discuss factors that may determine diverse responses of country prices during the pandemic.

Specification of the Forecasting Models

Table 1 contains the specification of the SARIMA (p,d,q)(P,D,Q)_s models being a part of the regARIMA models estimated on data from January 2000 to February 2020. These models were estimated for all 21 EU countries under analysis, as well as for the EU-27 aggregate. Some forecasting models also include regression variables to capture outliers, trend changes values, or the Easter effect (this information is omitted in Table 1). It should be noted that all of the consumer price models include seasonal effects, and most of the series were integrated at both first and seasonal orders. For example, the producer price series in Belgium is only integrated in the first order, while its counterpart at the consumer level – in the first and seasonal order.

In the case of producer prices, only half of the models contain a seasonal component, despite these prices being closer to agriculture in the agri-food chain, which is characterized by seasonality. For example, the seasonal factor in producer prices in Belgium was insignificant (so it was not taken into account), whereas in consumer prices seasonal moving average component is included. This may indicate that seasonality is not stable over time, and random factors play a significant role in the case of producer prices. This is confirmed by higher standard errors in models for producer prices than standard errors in models for consumer prices. The magnitude of ex-ante forecast errors also evidences the higher reliability of consumer price forecasts than producer price forecasts. For example, the ex-ante errors of producer price forecasts calculated from these models for December 2020 averaged 2.64%, while the corresponding errors of consumer price forecasts averaged 1.99%. Table 1 also includes sample ex-post forecast errors calculated according to equation 3. Of course, ex-post errors were calculated for all countries for the period from March 2020 to August 2021 (Figure 4). The mean values of these errors are also included in the further part of the paper (Figure 3).

Wyniki

Przedstawiając wyniki badań w kolejnych częściach, odniesiemy się do specyfikacji modeli prognostycznych, zagregowanego wpływu COVID-19 na poziom cen producenta i konsumenta w UE oraz wpływu COVID-19 na ceny w poszczególnych krajach. Na koniec odniesiemy się do czynników, które mogą warunkować zróżnicowane reakcje cen krajowych w czasie pandemii.

Specyfikacja modeli prognostycznych

W tabeli 1 zawarto specyfikację modeli SARIMA (p,d,q)(P,D,Q)_s wchodzących w skład modelu regARIMA oszacowanych na danych z okresu od stycznia 2000 do lutego 2020 roku. Modele te zostały oszacowane dla wszystkich analizowanych 21 krajów UE, jak również dla agregatu UE-27. Należy pamiętać, że w niektórych modelach prognostycznych dodatkowo były zmienne regresyjne dla uchwycenia nietypowych wartości czy efektu Wielkanocy (pominięto te informacje w tabeli 1). To, na co należy zwrócić uwagę, to fakt, że wszystkie modele cen konsumenta zawierają efekty sezonowe, a większość szeregów była zintegrowana zarówno w stopniu pierwszym, jak i sezonowym. Na przykład szereg cen producenta w Belgii był zintegrowany tylko w stopniu pierwszym, podczas gdy jego odpowiednik na poziomie konsumenta – w stopniu pierwszym i sezonowym.

W przypadku cen producenta tylko połowa modeli zawiera składnik sezonowy, mimo że ceny te dotyczą ogólnie bliższego rolnictwu, które charakteryzuje się sezonowością. Na przykład czynnik sezonowy w przypadku cen producenta w Belgii był nieistotny (nie został zatem wzięty pod uwagę), natomiast w odniesieniu do cen detalicznych uwzględniono składnik sezonowej średniej ruchomej. Świadczy o tym, że sezonowość nie jest stabilna i większe znacznie odgrywają czynniki przypadkowe. Potwierdzają to wyższe błędy standardowe modeli cen producenta niż modeli cen konsumenta. O większej wiarygodności prognoz cen konsumenta niż prognoz cen producenta świadczą też błędy prognoz *ex ante*. Przykładowo błędy *ex ante* prognoz cen producenta obliczone z tych modeli na grudzień 2020 roku wyniosły średnio 2,64%, podczas gdy analogiczne błędy prognoz cen konsumenta – 1,99%. W tabeli 1 zawarto też przykładowe błędy prognoz *ex post* obliczone zgodnie ze wzorem 3. Oczywiście błędy *ex post* zostały obliczone dla wszystkich krajów na okres od marca 2020 do sierpnia 2021 roku (rysunek 4). W dalszej części opracowania zawarto też średnie wartości tych błędów (rysunek 3).

Table 1. Price forecasting models with sample ex-post errors (%) for selected moments**Tabela 1.** Modele prognostyczne cen wraz z przykładowymi błędami *ex post* (%) dla wybranych momentów

Country / Kraje	Producer price / Ceny producenta			Consumer price / Ceny konsumenta				
	SARIMA model / Model SARIMA	Ex-post (06.2020) / <i>Ex post</i> (06.2020)	Ex-post (12.2020) / <i>Ex post</i> (12.2020)	Ex-post (08.2021) / <i>Ex post</i> (08.2021)	SARIMA model / Model SARIMA	Ex-post (06.2020) / <i>Ex post</i> (06.2020)	Ex-post (12.2020) / <i>Ex post</i> (12.2020)	Ex-post (08.2021) / <i>Ex post</i> (08.2021)
EU-27 / UE-27	[(1,1,0)(0,1,1)]	-1.73	-2.16	0.71	[(0,1,1)(0,1,1)]	0.96	-1.24	0.03
Belgium / Belgia	[(1,1,0)(0,0,0)]	-1.49	-0.50	5.82	[(0,1,0)(0,1,1)]	1.65	-0.18	-0.46
Bulgaria / Bułgaria	[(1,1,0)(0,0,0)]	-1.68	-0.67	4.36	[(0,1,1)(0,1,1)]	1.17	-1.73	0.16
Czech Republic / Czechy	[(3,1,1)(0,0,1)]	0.34	-1.08	1.41	[(0,1,0)(0,1,1)]	1.33	-3.58	-2.00
Denmark / Dania	[(0,1,0)(1,0,0)]	-0.67	-2.27	1.78	[(0,1,1)(0,1,1)]	0.41	-1.23	-0.52
Germany / Niemcy	[(1,1,0)(0,0,0)]	-3.17	-5.30	-2.50	[(3,1,1)(0,1,1)]	1.23	-2.47	0.91
Ireland / Irlandia	[(0,2,1)(0,0,0)]	-0.87	-2.55	-0.89	[(0,1,0)(0,1,1)]	-0.02	0.03	1.31
Greece / Grecja	[(1,1,0)(1,0,0)]	-0.26	0.20	1.55	[(1,1,1)(0,1,1)]	2.04	0.05	3.67
Spain / Hiszpania	[(1,1,0)(1,1,1)]	-2.25	-0.14	4.37	[(0,1,1)(0,1,1)]	0.70	-0.50	0.28
France / Francja	[(2,1,0)(1,0,0)]	-0.39	0.06	2.33	[(0,1,0)(1,0,1)]	1.31	-0.21	-0.59
Croatia / Chorwacja	[(1,1,1)(0,0,0)]	0.60	-0.07	1.93	[(0,1,1)(0,1,1)]	0.55	-1.82	1.43
Italy / Włochy	[(0,1,1)(0,1,1)]	-1.07	-1.47	1.21	[(0,1,0)(0,1,1)]	1.41	-0.44	0.13
Lithuania / Litwa	[(2,1,0)(0,0,0)]	-2.73	-6.09	-4.25	[(0,1,1)(0,1,1)]	-0.24	-3.63	1.76
Hungary / Węgry	[(1,1,0)(0,0,0)]	-2.80	-4.38	0.64	[(1,1,0)(1,1,0)]	1.58	-2.24	-1.46
Netherlands / Holandia	[(2,1,0)(0,0,0)]	-1.62	-0.44	6.57	[(0,1,0)(0,1,1)]	1.19	-0.96	-1.18
Austria / Austria	[(1,1,1)(0,0,0)]	-1.45	-2.20	1.01	[(0,1,1)(1,0,0)]	0.49	0.14	-1.45
Poland / Polska	[(1,1,0)(0,1,1)]	-1.21	-3.23	1.79	[(1,1,0)(0,1,1)]	-0.01	-4.05	-2.11
Portugal / Portugalia	[(0,1,1)(0,1,1)]	-0.22	-1.19	0.73	[(0,1,1)(0,1,1)]	1.84	-0.21	0.03
Romania / Rumunia	[(1,1,0)(1,0,0)]	-0.95	-0.68	3.77	[(1,1,0)(0,1,1)]	2.69	0.42	3.40
Slovenia / Słowenia	[(0,1,0)(0,0,0)]	0.10	-1.05	1.04	[(0,1,0)(0,1,1)]	-0.13	-2.22	-2.12
Finland / Finlandia	[(0,2,1)(0,0,0)]	1.66	1.36	3.88	[(0,1,0)(1,0,0)]	0.13	-1.28	-0.98
Sweden / Szwecja	[(1,1,0)(1,0,0)]	0.33	0.26	0.50	[(0,1,0)(0,1,1)]	0.57	-1.37	-2.45

Source: authors' study.

Źródło: obliczenia własne.

Changes in Agri-Food Prices over Time

Our analysis begins with identifying the general patterns evident in the formation of forecast errors, which reflect the differences between actual prices and price expectations formulated in the pre-pandemic period. The following two graphs in Figure 3 contain the ex-post errors calculated for the EU-27 aggregate in each period and the average value of ex-post errors calculated for the 21 countries analyzed.

The paths of forecast errors of producer prices for the EU-27 and the average errors in the 21 analyzed countries are divided into two phases. The first phase is characterized by a relative decline in agri-food

Zmiany cen rolno-żywnościowych w czasie

Naszą analizę rozpoczniemy od określenia ogólnych prawidłowości widocznych w kształtowaniu błędów prognoz, które odzwierciedlają różnice między rzeczywistymi zmianami cen a oczekiwaniami co do ich przebiegu, sformułowanymi w okresie przed pandemią. Na kolejnych dwóch wykresach na rysunku 3 zawarto błędy *ex post* obliczone dla agregatu UE-27 w poszczególnych okresach oraz średnią wartość błędów *ex post* obliczoną dla 21 analizowanych krajów.

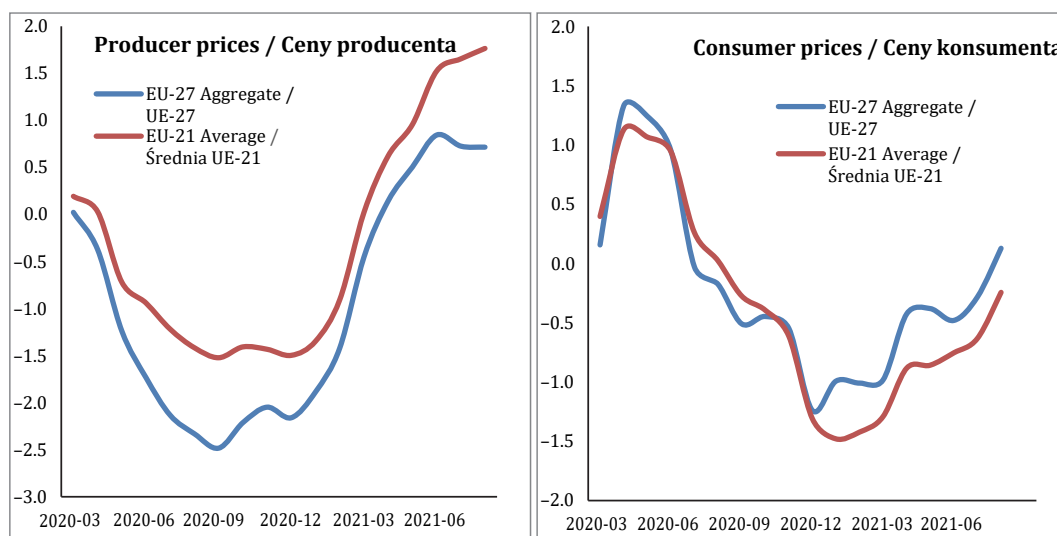
W przypadku cen producenta zauważyć można, że ścieżka odchyleń w błędach dla UE-27, jak i przy średnich błędach w 21 analizowanych krajach jest

prices to forecasts. The decline of the producer price reached its peak between August 2020 and January 2021. Therefore, it can be concluded that the COVID-19 crisis generally had a negative impact on producer prices in the EU countries during this period. This can be justified by the fact that the EU as a whole is a net exporter of agri-food commodities and emerging surpluses due to trade restrictions created price pressure. Quite a strong rebound followed the first phase, and in August 2021 producer prices were already higher than their forecasts made in February 2020. This resulted from opening borders, lowering stocks and an increase in demand. It is worth noting that these are not seasonal effects, as they were covered in the forecasting models.

podzielona na dwie fazy. Faza pierwsza charakteryzuje się spadkiem cen rolno-żywnościowych w stosunku do prognoz. Apogeum spadków cen producenta przypadło na okres od sierpnia 2020 do stycznia 2021 roku. Można zatem uznać, że kryzys związany z COVID-19 ogólnie wpłynął negatywnie na ceny producenta w krajach UE w tym okresie. Można to uzasadnić tym, że UE jako całość jest eksporterem netto towarów rolno-żywnościowych i pojawiające się na skutek ograniczeń handlowych nadwyżki powodowały presję cenową. Po tym okresie nastąpiło dosyć silne odbicie i już w sierpniu 2021 roku ceny producenta były wyższe, niż to wynika z prognoz wykonanych w lutym 2020 roku. Było to rezultatem otwarcia granic, obniżenia stanu zapasów czy też wzrostu popytu. Warto podkreślić, że nie są to efekty sezonowe, gdyż zostały one uwzględnione w modelach prognostycznych.

Figure 3. Mean values of forecast errors of producer and consumer prices for 21 analyzed EU countries and forecast errors for the EU-27 aggregate (%)

Rysunek 3. Średnia arytmetyczna błędów prognoz cen producenta i konsumenta dla 21 analizowanych krajów UE oraz błędy prognoz dla agregatu UE-27 (%)



Source: authors' study based on the Eurostat database (2021).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu (2021).

Consumer prices performed somewhat differently in response to the pandemic outbreak (Figure 3). In general, three phases can be observed here. In the first phase of the crisis, until June 2020, retail prices increased quite strongly. This was caused by panic on the food market, emerging information about shortages of goods as well as reactions on closing the borders due to introduced trade restrictions. This resulted in increased purchases of food, especially long-lasting products. With some delay,

Ceny konsumenta w reakcji na wybuch pandemii zachowywały się nieco inaczej (rysunek 3). Generalnie można tutaj zauważyć trzy fazy. W pierwszej fazie kryzysu, do czerwca 2020 roku, ceny detaliczne dosyć silnie wzrosły. Było to spowodowane paniką na rynku żywności, pojawiającymi się informacjami o braku towarów oraz informacjami o zamykaniu granic na skutek wprowadzanych obostrzeń. Spowodowało to zwiększone zakupy żywności, szczególnie produktów o przedłużonej trwałości. Z pewnym

retail prices in the EU also started to decline, reaching their minimum between December 2020 and March 2021. In the second phase, accumulated stocks and restrictions imposed on the HoReCa sector resulted in a decline in food demand and consequently in retail prices. During this period, consumer prices at the aggregate level were about 1.0–1.5% lower than their forecasts. The rebound in retail prices (the third phase) between March and August 2021 was not strong enough for prices to fully return to the pre-pandemic forecast path. Currently, statistical data clearly indicates that retail prices are also higher than in the pre-pandemic period.

Simple calculations indicate that the relationship between producer and retail prices in EU countries did not weaken after the pandemic outbreak. On the contrary, the correlation coefficients calculated between the first differences of logarithms of producer and consumer prices during the pandemic were even higher than in the period from January 2010 to February 2020. There is a noticeable lag of about three months in the response of retail prices to changes in producer prices. This finding is consistent with to date studies showing a significant and long-lasting food price pass-through in Europe (Ferrucci et al., 2010). However, as there is a large number of factors that may co-exist and impact on the process of price transmission (Lloyd, 2017), it cannot be said with certainty that retail prices have changed in response to wholesale price movements and not to other factors.

Cross-Country Variation in Agri-Food Price Responses – A Qualitative Analysis

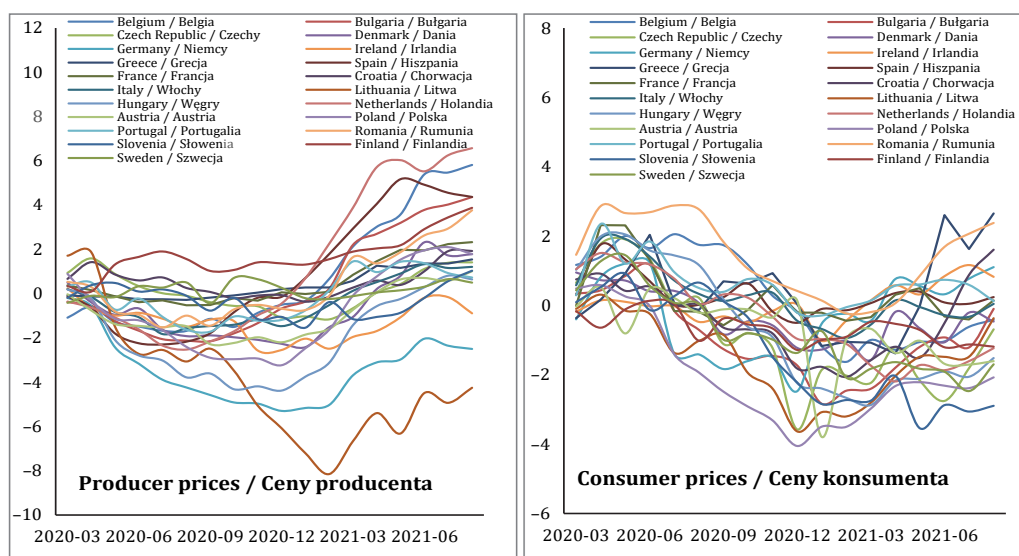
The average magnitudes of forecast errors (Figure 3) allow us to draw only general conclusions. A closer look at Figure 4 reveals a differentiated reaction of prices in individual EU countries during the pandemic. Detailed values of ex-post errors for selected periods are available in Table 1. On the one hand, there are countries in which prices have risen after the outbreak of the pandemic, and on the other hand, in which they have decreased. Thus, it confirms the general conclusions of the literature review – the response of agri-food prices to the COVID-19 pandemic outbreak is not uniform among countries. Comparing the graphs in Figure 4, one may observe a greater consistency of consumer price forecast errors than producer price forecast errors. The heterogeneous response of producer and consumer prices among EU countries requires examining what is behind it.

opóźnieniem ceny detaliczne w UE również zaczęły się obniżać, osiągając swoje minimum w okresie od grudnia 2020 do marca 2021 roku. W drugiej fazie zgromadzone zapasy oraz ograniczenia nałożone na sektor HoReCa spowodowały spadek popytu na żywność i w efekcie spadek cen detalicznych. W tym czasie ceny na poziomie zagregowanym były około 1,0–1,5% niższe od cen prognozowanych. Odbicie cen detalicznych (trzecia faza) w okresie od marca do sierpnia 2021 roku nie było na tyle silne, aby ceny w pełni wróciły do prognozowanej ścieżki. Obecne, bardziej aktualne informacje jednoznacznie wskazują, że ceny detaliczne również są wyższe niż w okresie sprzed pandemii.

Proste obliczenia wskazują jednak, że związek między cenami producenta a cenami detalicznymi w krajach UE nie osłabł po wybuchu pandemii. Wręcz przeciwnie, współczynniki korelacji obliczone między przyrostami logarytmów cen producenta i konsumenta w czasie pandemii były nawet wyższe niż w okresie od stycznia 2010 do lutego 2020 roku. Zauważalna jest opóźniona o około trzy miesiące reakcja cen detalicznych na zmiany cen producenta. Jest to zgodne z dotychczasowymi badaniami wskazującymi na istotny i trwały przepływ impulsów od cen rolnych do cen konsumenta w Europie (Ferrucci i in., 2010). Niemniej jednak istnieje wiele czynników, które mogą współistnieć i wpływać na ten proces (Lloyd, 2017). Stąd też nie można z całą pewnością stwierdzić, że ceny detaliczne zmieniły się w odpowiedzi na zmiany cen zbytu, a nie na inne czynniki.

Zróżnicowanie reakcji cen rolno-żywnościowych między krajami – analiza jakościowa

Średnie wielkości błędów prognoz (rysunek 3) pozwalają na wnioskowanie na dużym poziomie ogólności. Przyglądając się bliżej wykresom na rysunku 4, można zauważyć zróżnicowaną reakcję cen w czasie pandemii w poszczególnych krajach UE. Szczegółowe wartości błędów *ex post* dla wybranych okresów przedstawiono w tabeli 1. Z jednej strony są kraje, w których ceny po wybuchu pandemii wzrosły, a z drugiej są kraje, w których ceny spadły. Potwierdza to zatem ogólne wnioski płynące z przeglądu literatury – reakcja cen rolno-żywnościowych na wybuch pandemii COVID-19 nie była jednolita we wszystkich krajach. Porównując wykresy zawarte na rysunku 4, zaobserwować można większą zgodność kształtowania się błędów prognoz cen konsumenta niż błędów prognoz cen producenta. Niejednorodna reakcja cen producentów i cen konsumpcyjnych w krajach UE wymaga zbadania, co jest jej przyczyną.

Figure 4. Forecast errors of producer and consumer prices in 21 EU countries analyzed (%)**Rysunek 4.** Błędy prognoz (%) cen producenta i konsumenta w 21 analizowanych krajach UE

Source: authors' study based on the Eurostat database (2021).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu (2021).

The most substantial decline in producer prices at the end of 2020 was observed for Lithuania, Germany, Hungary, and Poland. In contrast, by the end of 2020 producer prices in Finland were higher than their forecast, and in Croatia, Greece, and Sweden were close to or slightly higher (Figure 4, Table 1). This raises questions about the factors determining such agri-food price behavior during the COVID-19 crisis. It seems that the effects caused by the spread of COVID-19 and the restrictions put in place were compounded by market factors specific to a given region/country, which caused price decreases or increases only in selected commodities. One of them was African swine fever (ASF) (e.g., Lietuvos bankas, 2021; European Commission, 2021), which caused meat prices to fall in the countries mentioned above. In Poland, poultry prices were under pressure from avian influenza. Low stocks and frosts in spring 2020 caused upward pressure on fruit and vegetable prices in some European countries (e.g., Potori, 2020).

When analyzing the errors of consumer price forecasts, it can be seen that there are no countries in the EU where in the first four months after the outbreak of the pandemic, retail food prices would have decreased significantly (relative to those forecasted). In contrast, the highest increase in retail prices during this period was seen in Romania (average errors during this period are 2.42%). Fairly high price increases compared to forecasts (errors ranging from 1.40 to 1.67%) were also recorded in Belgium, the Czech Republic, Portugal, Italy, and Hungary,

Najsilniejsze spadki cen producenta na koniec 2020 roku zaobserwowano w przypadku Litwy, Niemiec, Węgier oraz Polski. Z kolei do końca 2020 roku ceny producenta w Finlandii były wyższe niż to wynika z prognoz, a w Chorwacji, Grecji i Szwecji były zbliżone lub nieco wyższe od prognoz (rysunek 4, tabela 1). Pojawiają się zatem pytania o czynniki determinujące dosyć odmienne zachowanie cen. Wydaje się, że na skutki wywołane rozprzestrzenieniem się COVID-19 i wprowadzonymi restrykcjami (one też były dosyć zróżnicowane) nałożyły się czynniki rynkowe, specyficzne dla danego regionu/kraju, które powodowały spadki bądź wzrosty cen tylko wybranych towarów. Jednym z nich była pandemia afrykańskiego pomoru świń (ang. *African swine fever* – ASF) (np. Lietuvos Bankas, 2021; European Commission, 2021) powodująca spadki cen mięsa w w/w krajach. W Polsce ceny drobiu były pod presją ptasiej grypy. Niski stan zapasów oraz przymrozki wiosną 2020 roku powodowały presję na wzrost cen owoców i warzyw w niektórych krajach Europy (np. Potori, 2020).

Analizując błędy prognoz cen konsumenta, można zauważyć, że nie ma krajów w UE, w których w pierwszych czterech miesiącach od wybuchu pandemii ceny detaliczne żywności wyraźnie obniżyłyby się (w stosunku do tych prognozowanych). Z kolei największy wzrost cen detalicznych w tym okresie był widoczny w Rumuni (średnie błędy w tym okresie to 2,42%). Dosyć wysokie wzrosty cen w porównaniu do przewidywań (błędy od 1,40 do 1,67%) zanotowano też w Belgii, Czechach, Portugalii, Włoszech i na Węgrzech, a więc w krajach, w których zastosowano

i.e., in countries with reasonably strong government restrictions. Retail price decreases culminated in the first quarter of 2021. The most substantial reductions in retail prices (above 3 p.p.) relative to the first phase, i.e., March–June 2020, were recorded in Hungary, Poland, Bulgaria, the Czech Republic, and Slovenia. On the other hand, Finland and Ireland are the countries where forecast errors have fallen the least by around 0.5 p.p.

Differences between countries in the magnitude and direction of deviations of actual prices from forecasts could be due to several factors. The first is the severity of the imposed restrictions and consumer sentiment accompanying it. Akter (2020) also found a positive relationship between restrictions and changes in retail prices during the initial phase of the pandemic. Other factors include the different structure of expenditure on foodstuffs in individual countries (the most significant increase in the first phase of the crisis was in the price of vegetables) and the different share of out-of-home consumption. We should also not forget about the previously mentioned local market factors (e.g., fruit and vegetable harvest, ASF development, avian influenza), which first influenced agricultural and producer prices and then transferred to retail prices.

Cross-Country Variation in Agri-Food Price Responses – A Quantitative Analysis

A large number of factors of different nature determining the changes in agri-food prices in different countries causes difficulties in quantifying them. This is also because prices in some countries were influenced by certain factors, while others were not. Out of the common determinants of change across countries, two variables were tested: the country's trade position and the degree of stay-at-home restrictions.

First, reference is made to quantifying the causes of changes in producer prices in the European Union countries. The first part of Table 2 contains β_1 coefficients from cross-sectional models estimated according to equation 4. The dependent variable revealed differences between producer prices and their forecasts from regARIMA models in these models. The only explanatory variable was the country's trade position in 2019. It can be observed that the trade position in the year before the pandemic outbreak had a negative and statistically significant ($p = 0.05$) impact on producer prices in the period from May to December 2020. This variable explained up to 50% of the variance in forecast errors (see R^2). Thus, the hypothesis that administrative and logistical trade restrictions introduced during the COVID-19 crisis

dosyć silne restrykcje rządowe. Kulminacja spadków cen detalicznych miała miejsce w pierwszym kwartale 2021 roku. Najsilniejsze obniżki cen detalicznych (powyżej 3 pkt proc.) w stosunku do pierwszej fazy, czyli marca–czerwca 2020 roku, zanotowano na Węgrzech, w Polsce, Bułgarii, Czechach i Słowenii. Z kolei Finlandia i Irlandia to kraje, w których błędy prognoz obniżyły się najmniej, bo około 0,5 pkt proc.

Rozbieżności między krajami w skali i kierunku odchyień cen rzeczywistych od prognozowanych mogły wynikać z wielu czynników. Pierwszym z nich jest ostrość wprowadzonych restrykcji oraz nastroje konsumentów. Akter (2020) również potwierdziła dodatni związek między restrykcjami a zmianami cen detalicznych w początkowej fazie pandemii. Wśród innych czynników można wymienić odmienną strukturę wydatków na artykuły żywnościowe w poszczególnych krajach (największy wzrost w I fazie dotyczył cen warzyw) oraz różnego udziału konsumpcji poza domem. Nie można zapomnieć też o wskazywanych wcześniej czynnikach rynkowych o charakterze lokalnym (np. zbiory owoców i warzyw, rozwój ASF, grypa ptaków), które najpierw wpływały na ceny rolne i producenta, a w następnej kolejności przeniosły się na ceny detaliczne.

Zróżnicowanie reakcji cen rolno-żywnościowych między krajami – analiza ilościowa

Znaczna liczba czynników o różnym charakterze powoduje trudności w kwantyfikacji przyczyn determinujących zmiany cen rolno-żywnościowych w poszczególnych krajach. Wynika to też z faktu, że ceny w jednych krajach były pod wpływem pewnych czynników, podczas gdy w innych już nie. Spośród wspólnych determinant zmian dla poszczególnych krajów można wyróżnić dwie zmienne, które poddano weryfikacji: pozycję eksportową kraju oraz stopień obostrzeń gospodarstw domowych związanych z pozostawaniem w domu (SAH).

Najpierw odniesiono się do kwantyfikacji przyczyn zmian cen producenta w analizowanych krajach Unii Europejskiej. W pierwszej części tabeli 2 zawarto współczynniki β_1 z modeli oszacowanych według wzoru 4. W modelach tych zmienną objaśnianą były różnice między cenami producenta w poszczególnych okresach a ich prognozami z modeli regARIMA, zaś zmienną objaśniającą – pozycja eksportowa kraju w roku 2019. Zauważyć można, że pozycja eksportowa w roku poprzedzającym wybuch pandemii wpływała negatywnie i statystycznie istotnie ($p = 0,05$) na ceny producenta w okresie od maja do grudnia 2020 roku. Zmienna ta wyjaśniała nawet do 50% wariacji błędów prognoz (patrz R^2). Tym samym potwierdzono

resulted in different price changes across countries was confirmed. In general, surplus countries experienced downward pressure on producer prices, while food-deficit countries experienced price increases or price decreases that were not as strong as in surplus countries.

From 2021 onwards, these effects are not significant, reflecting structural adjustments, the global market situation and rising commodity prices, as well as the removal of most trade barriers introduced after the pandemic outbreak. As expected, the independent variable reflecting pandemic restrictions (overall, as well as stay-at-home restrictions) turned out not to significantly explain producer prices (the p-value was generally higher than 0.4). Hence, estimates of the models given by equations 5 and 6 are omitted in Table 2 for producer prices.

Next, regression models for retail (consumer) prices were estimated. The starting point for further analysis was the model given by equation 5. Retail prices, or more precisely, the differences between them and the forecasts, were explained by a variable representing the strength of restrictions applied in the country. It turned out that total restrictions, measured by stringency index, had no statistically significant influence on retail prices. However, stay-at-home restrictions appeared to be significant in some periods.

The results obtained (coefficient α_1) generally indicate a positive relationship between the strength of introduced stay-at-home restrictions and retail food prices in the analyzed EU countries. Nevertheless, the obtained coefficients were not statistically significant for the whole pandemic period. The statistically significant impact (at the significance level of $p = 0.05$) was confirmed for the following periods: April, May, August, and November 2020, and May 2021. It was also confirmed at the significance level of $p = 0.10$ for July and December 2020 and February 2021. This means that the pandemic restrictions introduced in 2020 had a more substantial impact on agri-food prices than those introduced in 2021. It can be assumed that regardless of the degree of restrictions imposed, consumers have become accustomed to the new reality and have not reacted rapidly to the new tightening of restrictions introduced by governments. In addition, the functioning of supply chains has improved, as evidenced, among other things, by foreign trade data. Thus, supply shocks were less severe.

A surprisingly low coefficient was obtained for June 2020, which is probably since in that month, despite the easing of restrictions in a number of countries, retail prices did not change much. This may be due to the diverse changes occurring across countries – different rates of lifting restrictions, retail

hipotezę, zgodnie z którą administracyjno-logistyczne ograniczenia wymiany handlowej wprowadzane w czasie kryzysu związanego z COVID-19 skutkowały różnokierunkowymi zmianami cen w poszczególnych krajach. Generalnie w krajach nadwyżkowych występowała presja na spadek cen producenta, podczas gdy w wykazujących niedobory żywności obserwowano wzrosty cen lub też spadek ich nie był tak silny jak w krajach nadwyżkowych.

Od 2021 roku efekty te nie są istotne, co wynika z dostosowań strukturalnych, ogólnej sytuacji na rynkach światowych związanej ze wzrostem cen surowców oraz ze zniesienia wielu ograniczeń handlowych. Zgodnie z oczekiwaniami wprowadzane restrykcje (ogółem, jak i restrykcje SAH) okazały się nie wyjaśniać w sposób istotny cen producenta (wartość p była z reguły wyższa niż 0,4). Stąd też w tabeli 2 dla cen producenta pominięto oszacowania modeli danych wzorami 5 i 6.

W dalszej kolejności dokonano oszacowania modeli regresji dla cen detalicznych (konsumenta). Punktem wyjścia do rozważań był model dany równaniem 5, w którym zmiany cen detalicznych, a dokładnie różnice między nimi a prognozami, próbowano wyjaśnić za pomocą zmiennej przedstawiającej siłę obostrzeń stosowanych w kraju. Okazało się, że obostrzenia całkowite, mierzone za pomocą *stringency index*, nie wpływały w sposób statystycznie istotny na ceny detaliczne. Istotne za to w niektórych miesiącach okazały się restrykcje typu SAH.

Otrzymane wyniki (współczynnik α_1) generalnie wskazują na pozytywny związek między siłą wprowadzanych obostrzeń typu SAH a zmianami cen detalicznych żywności w analizowanych krajach UE. Niemniej jednak nie dla wszystkich miesięcy objętych pandemią otrzymane współczynniki były statystycznie istotne. Statystycznie istotny wpływ na poziomie $p = 0,05$ otrzymano dla następujących okresów: kwiecień, maj, sierpień i listopad 2020 roku oraz maj 2021 roku, zaś na poziomie $p = 0,10$ dodatkowo jeszcze dla lipca i grudnia 2020 roku oraz lutego 2021 roku. Oznacza to, że obostrzenia wprowadzane w 2020 roku silniej wpływały na ceny niż te wprowadzane w 2021 roku. Można przypuszczać, że niezależnie od stopnia wprowadzonych restrykcji konsumenci przyzwyczaili się do nowej rzeczywistości i nie reagowali gwałtownie na ich ponowne zaostrzenia. Ponadto poprawiło się funkcjonowanie łańcuchów dostaw, o czym świadczą m.in. dane dotyczące handlu zagranicznego. Stąd też szoki podażowe mogły mieć mniej dotkliwy charakter.

Zaskakująco niski współczynnik otrzymano w czerwcu 2020 roku, co zapewne wynika stąd, że w miesiącu tym, mimo złagodzenia restrykcji w znacznej liczbie krajów, ceny detaliczne nie uległy większym zmianom. Może to być spowodowane zróżnicowaniem

price rigidity, their delayed reaction to changes in producer prices, but also changes in consumer behavior or the start of the holiday season. The above may have caused retail prices to react with a lag to the lifting of restrictions. In addition, there was a relatively greater easing of restrictions in the countries where prices had previously risen the most.

zjawisk zachodzących w poszczególnych krajach – różnym tempem znoszenia ograniczeń, sztywnością cen detalicznych, ich opóźnioną reakcją na zmiany cen producentów, ale także zmianami w zachowaniach konsumentów czy początkiem sezonu urlopowego. Powyższe czynniki mogły spowodować, że ceny detaliczne z opóźnieniem zareagowały na zniesienie ograniczeń. Dodatkowo mieliśmy do czynienia z relatywnie większym złagodzeniem restrykcji w krajach, w których ceny wcześniej wzrosły najbardziej.

Table 2. Coefficient estimates of regression models based on cross-sectional data

Tabela 2. Oszacowania współczynników modeli regresji bazujących na danych przestrzennych

Period / Okres	Producer price (equation 4) / Ceny producenta (równanie 4)			Consumer price (equation 5) / Ceny konsumenta (równanie 5)			Consumer price (equation 6) / Ceny konsumenta (równanie 6)				
	β_1	p-value / wartość p	R ²	α_1	p-value / wartość p	R ²	β_1	p-value / wartość p	α_1	p-value / wartość p	R ²
03-2020	-0.054	0.870	0.001	0.240	0.425	0.034	0.275	0.356	0.232	0.442	0.080
04-2020	-0.690	0.094	0.140	1.026	0.024	0.242	-0.152	0.738	1.051	0.026	0.247
05-2020	-1.619	0.001	0.456	0.839	0.022	0.247	-0.254	0.582	0.886	0.022	0.260
06-2020	-2.060	0.000	0.491	0.090	0.786	0.004	-0.320	0.494	0.149	0.668	0.030
07-2020	-2.291	0.000	0.482	0.647	0.086	0.148	-0.278	0.612	0.647	0.092	0.160
08-2020	-2.423	0.000	0.492	0.757	0.040	0.204	-0.635	0.245	0.877	0.023	0.263
09-2020	-1.789	0.006	0.331	0.468	0.248	0.070	-0.483	0.410	0.549	0.194	0.105
10-2020	-2.155	0.006	0.339	0.680	0.121	0.122	-0.693	0.207	0.770	0.081	0.198
11-2020	-2.237	0.012	0.291	0.654	0.037	0.210	-0.769	0.149	0.698	0.024	0.299
12-2020	-2.131	0.035	0.213	0.820	0.071	0.162	-0.534	0.444	0.836	0.069	0.190
01-2021	-1.652	0.136	0.113	0.367	0.366	0.043	-0.782	0.227	0.407	0.313	0.120
02-2021	-1.405	0.280	0.061	0.619	0.082	0.151	-0.734	0.184	0.679	0.056	0.232
03-2021	-0.656	0.616	0.013	0.506	0.151	0.105	<u>-0.844</u>	<u>0.139</u>	<u>0.557</u>	0.107	0.211
04-2021	0.263	0.843	0.002	0.560	0.125	0.120	-0.794	0.171	0.683	0.067	0.209
05-2021	0.545	0.710	0.007	0.953	0.007	0.324	-0.493	0.381	0.992	0.006	0.353
06-2021	0.779	0.552	0.019	0.728	0.151	0.105	-0.530	0.495	0.757	0.144	0.129
07-2021	0.517	0.710	0.007	0.651	0.209	0.082	-0.198	0.807	0.624	0.251	0.085
08-2021	0.316	0.824	0.003	0.607	0.190	0.089	-0.291	0.709	0.598	0.208	0.096

Source: authors' study based on the Eurostat database (2021).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu (2021).

Next, attempts were made to explain changes in retail prices also by the agri-food trade position (their self-sufficiency) of countries. It was expected that since there was a strong link between retail and producer prices, the trade position would influence the consumer price levels through price transmission channels. It turned out that in the estimated models (equations 4 and 6), the variable expressing trade position is statistically insignificant. However, these results were so interesting that Table 2 also includes the estimated coefficients from the model according to equation 6 (the conclusions from the model according to equation 4 were similar). It can be noted that despite the lack of statistical significance,

W dalszej kolejności próbowano wyjaśniać zmiany cen detalicznych również pozycją konkurencyjną krajów. Oczekiwano, że skoro występuje silne powiązanie między cenami detalicznymi a cenami producenta, to poprzez kanały transmisji pozycja eksportowa będzie miała odzwierciedlenie w poziomach cen konsumenta. Okazało się jednak, że w oszacowanych modelach danych równaniami 4 i 6 zmienna wyrażająca pozycję eksportową jest statystycznie nieistotna. Wyniki te były na tyle interesujące, że w tabeli 2 zawarto też oszacowane współczynniki z modelu według wzoru 6 (wnioski z modelu według równania 4 były zbliżone). Można zauważyć, że mimo braku statystycznej istotności współczynniki β_1

β_1 coefficients for all periods (except March 2020) are negative and slowly decreasing, reaching the lowest value in March 2021 (-0.84 at p -value = 0.139). This may indicate a stable influence of the trade position on agri-food consumer prices. The lack of significance may be due to the imperfection of the tools used here, the quality of the estimated forecasts, or the lack of additional control variables. A delay of several months in the minimum values of the β_1 coefficient in models estimated for producer and consumer prices is also evident (Table 2).

Conclusions

This paper aimed to assess the impact of the COVID-19 crisis on producer and consumer prices of agri-food products in EU countries. Due to seasonal fluctuations or trends in a price series data, the actual price changes during the pandemic were compared with the counterfactual figures derived from ex-post forecasts calculated according to regARIMA models. Forecast errors for individual countries became the starting point for further qualitative and quantitative analyses.

During the crisis caused by the spread of the SARS-CoV-2 virus, prices of agri-food products, both producer and retail ones, were characterized by significant variation in the dynamics of change between countries and across the marketing chain. Concerning producer prices, two phases can be distinguished – in the short term, i.e., in 2020, their decrease in relation to forecasts is visible. On this basis, one can conclude the negative impact of the COVID-19 crisis on price formation at the processing level. This period was followed by a rebound in prices, resulting in higher prices in August 2021 than the forecasts made in February 2020. The above may be associated with open borders, lower inventories, or increased demand. However, demand itself, or demand shocks, appear to have had a more significant impact on consumer prices than producer prices. In particular, this was evident in the first phase of the pandemic, when consumer prices rose strongly due to increased purchases. In the longer term, their changes coincided with producer prices, albeit with a lag of several months.

The trends described show a somewhat generalized picture of price developments in the EU. In fact, different tendencies in the formation of producer and consumer prices have been observed across countries. Among the determinants that could explain them, two variables deserve a special mention: the country's export position and the degree of restrictions imposed on households (stay-at-home restrictions). The latter did not always correspond to the severity of the pandemic, as measured by the number of people infected

dla wszystkich okresów (poza marcem 2020 roku) są ujemne i powoli się obniżają, osiągając najniższą wartość w marcu 2021 roku ($-0,84$ przy $p = 0,139$). Świadczyć to może o stabilnym wpływie pozycji eksportowej, a brak istotności może być wynikiem niedoskonałości stosowanych tutaj narzędzi, jakości oszacowanych prognoz czy też braku dodatkowych zmiennych kontrolnych. Dodatkowo widoczne jest kilkumiesięczne przesunięcie między minimalnymi wartościami współczynnika β_1 z modeli oszacowanych dla cen producenta i konsumenta (tabela 2).

Wnioski

Celem niniejszego opracowania była ocena wpływu kryzysu COVID-19 na ceny producenta i konsumenta towarów rolno-żywnościowych w krajach UE. Biorąc pod uwagę charakterystykę szeregów czasowych, występowanie zmian sezonowych czy trendu, porównano rzeczywiste zmiany cen w czasie pandemii z wielkościami kontrfaktycznymi uzyskanymi na podstawie prognoz z modeli regARIMA. Błędy prognoz dla poszczególnych krajów stały się punktem wyjścia do dalszych analiz o charakterze jakościowym i ilościowym.

W czasie kryzysu wywołanego rozprzestrzenieniem się wirusa SARS-CoV-2 ceny towarów rolno-żywnościowych, zarówno producenta, jak i detalicznych, charakteryzowały się znacznym zróżnicowaniem dynamiki zmian zarówno między krajami, jak i w zależności od ogniwa łańcucha marketingowego. W odniesieniu do cen producenta można wyróżnić dwie fazy – w krótkim okresie, tj. w 2020 roku, uwidacznia się ich spadek w stosunku do prognoz. Można na tej podstawie można wnioskować o negatywnym wpływie kryzysu związanego z COVID-19 na kształtowanie się cen na poziomie przetwórstwa. Po tym okresie nastąpiło odbicie cen, w rezultacie czego w sierpniu 2021 roku były one już wyższe niż to wynika z prognoz wykonanych w lutym 2020 roku. Powyższe można wiązać z otwarciem granic, obniżeniem stanu zapasów czy też wzrostem popytu. Sam popyt, czy też szoki z nim związane, wydają się mieć jednak istotnie większe przełożenie na ceny konsumenta niż producenta. Widoczne było to zwłaszcza w pierwszej fazie pandemii, kiedy w wyniku zwiększonych zakupów, ceny konsumenta silnie wzrosły. W dłuższym okresie ich zmiany były zbieżne ze zmianami cen producenta, choć z kilkumiesięcznym opóźnieniem.

Opisane tendencje ukazują dość uśredniony obraz zmian cen w UE. W rzeczywistości zaobserwowano różne tendencje w kształtowaniu się cen producenta i cen konsumenta w poszczególnych krajach. Spośród determinant, które mogłyby je wyjaśnić, na wyróżnienie zasługują dwie zmienne: pozycja eksportowa kraju

with COVID-19 or the number of hospitalizations, but represents a government response to the spread of the virus, with significant implications for economic and social reality. Using regression models based on cross-sectional data on agri-food trade, it has been proven that in the short term, the country's trade position in the period before the COVID-19 crisis was statistically significant in explaining changes in producer prices (understood as deviations of actual from forecast prices). As a rule, surplus countries experienced downward pressure on producer prices, while countries with food shortages experienced price increases or the decrease was not as substantial as in surplus countries. In turn, the strength of stay-at-home restrictions was important for retail price formation during the COVID-19 crisis. However, statistically significant impacts were obtained only for April, May, August, and November 2020 and May 2021. This means that restrictions introduced in 2020 had a stronger effect on prices than those introduced in 2021. Notably, the response of agri-food prices to changes in self-sufficiency and the strength of restrictions varied over time. These factors proved to be statistically significant mainly in 2020, while their importance declined in 2021.

In addition to the factors listed above, several other specific drivers influenced producer and consumer prices in individual EU countries during the pandemic. One can mention ASF, avian influenza, or supply shocks in the fruit and vegetable market. Their essence is the impact on prices only in a limited number of countries, on selected markets and only in specific periods. Hence, quantifying these factors and their inclusion as control variables is very difficult. Bearing this in mind, further research should focus on attempts to apply a methodology that would partially address these problems or conduct research at a lower level of product aggregation.

Funding Acknowledgement Statement:

This research has received funding from the National Science Centre within the OPUS research project no. 2021/41/B/HS4/03161 entitled "The implications of the COVID-19 crisis for the spatial integration of agri-food markets and the functioning of food supply chains in the world, with a particular focus on Poland."

oraz stopień obostrzeń związanych z koniecznością pozostawiania w domu (SAH). Restrykcje nakładane na gospodarstwa domowe nie zawsze odpowiadały nasileniu pandemii, mierzonemu liczbą osób zakażonych COVID-19 lub liczbą hospitalizacji, ale stanowiły reakcję rządu na rozprzestrzenianie się wirusa, co miało istotne implikacje dla rzeczywistości gospodarczej i społecznej. Badania, w których wykorzystano model regresji bazujący na danych przestrzennych handlu towarami rolno-żywnościowymi wskazały, że w krótkim okresie dla wyjaśnienia zmian cen producenta (rozumianych jako odchylenia cen rzeczywistych od prognozowanych) statystycznie istotna była pozycja eksportowa kraju w okresie poprzedzającym kryzys związany z COVID-19. Co do zasady, w krajach nadwyżkowych występowała presja na spadek cen producenta, podczas gdy w państwach wykazujących niedobory żywności obserwowano wzrosty cen lub też spadek ich nie był tak silny jak w krajach nadwyżkowych. Z kolei dla kształtowania cen detalicznych w czasie kryzysu COVID-19 znaczenie miała siła obostrzeń typu SAH, przy czym statystycznie istotny wpływ otrzymano jedynie dla kwietnia, maja, sierpnia i listopada 2020 oraz maja 2021 roku. Oznacza to, że obostrzenia wprowadzane w 2020 roku silniej wpływały na ceny niż te wprowadzane w 2021 roku. Co istotne, reakcja cen rolno-żywnościowych na zmiany samowystarczalności oraz siły obostrzeń ulegała zmianom w czasie. Czynniki te okazały się być statystycznie istotne głównie w 2020 roku, zaś w 2021 roku ich znaczenie zmalało.

Obok wymienionych wyżej czynników na poziom cen producenta i konsumenta w poszczególnych krajach UE w czasie pandemii wpływał szereg innych specyficznych czynników. Spośród nich można wymienić: ASF, ptasią grypę, czy szoki podażowe na rynku owoców i warzyw. Ich istotą jest oddziaływanie na ceny tylko w ograniczonej liczbie krajów, na wybranych rynkach oraz tylko w pewnych okresach. Stąd też kwantyfikacja tych czynników oraz ich uwzględnienie w postaci zmiennych kontrolnych są mocno utrudnione. Mając to na uwadze, dalsze badania powinny się koncentrować na próbach zastosowania metodyki, która przynajmniej częściowo uwzględniłaby te problemy lub też przeprowadzenie badań na niższym poziomie agregacji produktowej.

Oświadczenie o przyznaniu środków finansowych:

Badania te zostały sfinansowane ze środków Narodowego Centrum Nauki w ramach projektu badawczego OPUS nr 2021/41/B/HS4/03161 pt. „Implikacje kryzysu COVID-19 dla przestrzennej integracji rynków rolno-żywnościowych oraz funkcjonowanie łańcuchów dostaw żywności na świecie ze szczególnym uwzględnieniem Polski”.

References

- Aday, S., & Aday, M.S. (2020). Impact of COVID-19 on the Food Supply Chain. *Food Quality and Safety*, 4(4), 167–180. <https://doi.org/10.1093/fqsafe/fyaa024>
- Akter, S. (2020). The Impact of COVID-19 Related ‘Stay-at-Home’ Restrictions on Food Prices in Europe: Findings from a Preliminary Analysis. *Food Security*, 12, 719–725. <https://doi.org/10.1007/s12571-020-01082-3>
- Ambroziak, L. (2020). Wpływ pandemii COVID-19 na handel rolno-spożywczy Polski: pierwsze doświadczenia. *Zeszyty Naukowe Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie: Problemy Rolnictwa Światowego*, 20(4), 5–17. <https://doi.org/10.22630/PRS.2020.20.4.18>
- Aristodemou, K., Buchhass, L., & Claringbould, D. (2021). The COVID-19 Crisis in the EU: the Resilience of Health-care Systems, Government Responses and their Socio-Economic Effects. *Eurasian Economic Review*, 11, 251–281. <https://doi.org/10.1007/s40822-020-00162-1>
- Barrett, C.B., & Li, J.R. (2002). Distinguishing between Equilibrium and Integration in Spatial Price Analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, 84(2), 292–307. <https://doi.org/10.1111/1467-8276.00298>
- Dong, X., & Zeballos, E. (2021). *COVID-19 Working Paper: The Effects of COVID-19 on Food Sales*. Administrative Publication AP-088 USDA, Economic Research Service, 1–25. <https://www.ers.usda.gov/webdocs/publications/100426/ap-088.pdf?v=1986.7>
- Doucha, T. (2021). Consequences of the Covid-19 Outbreak for the Czech Agri-Food Sector in 2020. *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej / Problems of Agricultural Economics*, 366(1), 14–18. <http://www.zer.waw.pl/CONSEQUENCES-OF-THE-COVID-19-OUTBREAK-FOR-THE-CZECH-AGRI-FOOD-SECTOR-IN-2020,134401,0,2.html>
- European Commission. (2021). Short-term Outlook for EU Agricultural Markets in 2021. DG Agriculture and Rural Development, 31. https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/food-farming-fisheries/farming/documents/short-term-outlook-autumn-2021_en.pdf
- Eurostat. (2021). Eurostat database. Retrieved November 25, 2021. <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database/>
- Food and Agriculture Organization [FAO]. (2020). Food Outlook – Biannual Report on Global Food Markets. <https://doi.org/10.4060/cb1993en>
- Ferrucci, G., Jiménez-Rodríguez, R., & Onorante, L. (2010). *Food Price Pass-Through in the Euro Area – The Role of Asymmetries and Non-Linearities*. Working Paper Series, 1168. European Central Bank. <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1168.pdf>
- Goeb, J., Zone, P.P., Kham Synt, N.L., Zu, A.M., Tang, Y., & Minten, B. (2021). Food Prices, Processing and Shocks: Evidence from Rice and COVID-19. *Journal of Agricultural Economics*, 00, 1–18. <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12461>
- Hale, T., Angrist, N., Goldszmidt, R., Kira, B., Petherick, A., Phillips, T., Webster, S., Cameron-Blake, E., Hallas, L., Majumdar, S., & Tatlow, H. (2021). A Global Panel Database of Pandemic Policies (Oxford COVID-19 Government Response Tracker). *Nature Human Behaviour*, 5, 529–538. <https://doi.org/10.1038/s41562-021-01079-8>
- Hamulczuk, M., & Skrzypczyk, M. (2021). COVID-19, Spatial Market Integration and Producer Prices: A Case Study of EU Agri-Food Markets. *Studies in Agricultural Economics*, 123(2), 53–61. <https://doi.org/10.7896/j.2137>
- Hillen, J. (2020). Online Food Prices during the COVID-19 Pandemic. *Agribusiness*, 37(1), 91–107. <https://doi.org/10.1002/agr.21673>
- Hobbs, J.E. (2020). Food Supply Chains during the COVID-19 Pandemic. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 68(2), 171–176. <https://doi.org/10.1111/cjag.12237>
- Imai, K.S., Kaicker, N., & Gaiha, R. (2020). *The Covid-19 Impact on Food Prices in India*. GDI Working Paper 2020-051. The University of Manchester. <https://hummedia.manchester.ac.uk/institutes/gdi/publications/workingpapers/GDI/gdi-working-paper-202051-imai-kaicker-gaiha.pdf>
- IMF. (2021). World Economic Outlook October 2021: Recovery During a Pandemic. Health Concerns, Supply Disruptions, and Price Pressures. <https://www.imf.org/-/media/Files/Publications/WEO/2021/October/English/text.ashx>
- Kerr, W.A. (2020). The COVID-19 Pandemic and Agriculture: Short- and Long-Run Implications for International Trade Relations. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 68(2), 225–229. <https://doi.org/10.1111/cjag.12230>
- Kowalczyk, S. (2020). Sektor żywnościowy w czasach pandemii. *Kwartalnik Nauk o Przedsiębiorstwie*, 56(3), 43–53. <https://doi.org/10.33119/KNoP.2020.56.3.3>
- Lietuvos Bankas. (2021). Lithuanian Economic Review. March 2021. https://www.lb.lt/uploads/publications/docs/292_28_7927e065ddff0979ed88e7c57c61710c.pdf
- Lloyd, T. (2017). Forty Years of Price Transmission Research in the Food Industry: Insights, Challenges and Prospects. *Journal of Agricultural Economics*, 68(1), 3–21. <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12205>
- Organization for Economic Cooperation and Development [OECD]. (2020). Food Supply Chains and COVID-19: Impacts and Policy Lessons. <http://www.oecd.org/coronavirus/policy-responses/food-supply-chains-and-COVID-19-impacts-and-policy-lessons-71b57aea/>

- Potori, N. (2020). A Brief Summary of the Impacts of the COVID-19 Outbreak on the Agri-Food Sector in Hungary. *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej / Problems of Agricultural Economics*, 364(3), 13–17. <http://www.zer.waw.pl/pdf-127994-55475?filename=A%20BRIEF%20SUMMARY%20OF%20THE.pdf>
- Ramsey, A.F., Goodwin, B.K., Hahn, W.F., & Holt, M.T. (2021). Impacts of COVID-19 and Price Transmission in U.S. Meat Markets. *Agricultural Economics*, 52(3), 441–458. <https://doi.org/10.1111/agec.12628>
- Szajner, P. (2020). Wpływ pandemii COVID-19 na sytuację na rynkach rolnych w Polsce. *Ubezpieczenia w Rolnictwie – Materiały i Studia*, 1(73), 73–93. <https://doi.org/10.48058/urms/73.2020.2>
- Szczepaniak, I., Ambroziak, Ł., & Drożdż, J. (2020). Wpływ pandemii COVID-19 na przetwórstwo spożywcze i eksport rolno-spożywczy Polski. *Ubezpieczenia w Rolnictwie – Materiały i Studia*, 1(73), 117–139. <https://doi.org/10.48058/urms/73.2020.3>
- United States Census Bureau. (2020). X-13 ARIMA-SEATS Reference Manual. Version 1.1. <https://www2.census.gov/software/x-13arima-seats/x13as/windows/documentation/docx13as.pdf>
- Varshney, D., Roy, D., & Meenakshi, J.V. (2020). Impact of COVID-19 on Agricultural Markets: Assessing the Roles of Commodity Characteristics, Disease Caseload and Market Reforms. *Indian Economic Review*, 55(1, Supplement), 83–103. <https://doi.org/10.1007/s41775-020-00095-1>
- Weersink, A., von Massow, M., Bannan, N., Ifft, J., Maples, J., McEwan, K., McKendree, M.G.S., Nicholson, C., Novakovic, A., Rangarajan, A., Richards, T., Rickard, B., Rude, J., Schipanski, M., Schnitkey, G., Schulz, L., Schuurman, D., Schwartzkopf-Genswein, K., Stephenson, M., ..., Wood, K. (2021). COVID-19 and the Agri-Food System in the United States and Canada. *Agricultural Systems*, 188, 103039. <https://doi.org/10.1016/j.agsy.2020.103039>
- Yu, X., Liu, Ch., Wang, H., & Feil, J.-H. (2020). The Impact of COVID-19 on Food Prices in China: Evidence of Four Major Food Products from Beijing, Shandong and Hubei Provinces. *China Agricultural Economic Review*, 12(3), 445–458. <https://doi.org/10.1108/CAER-04-2020-0054>

Submission date / Data nadeśtania: 4.01.2022.

Final revision date / Data ostatniej recenzji: 18.02.2022.

Acceptance date / Data akceptacji do druku: 1.04.2022.

Unless stated otherwise all the materials on the website are available under the Creative Commons Attribution 4.0 International license. Some rights reserved to the Institute of Agricultural and Food Economics National Research Institute.



O ile nie jest stwierdzone inaczej, wszystkie materiały na stronie są dostępne na licencji Creative Commons Uznanie Autorstwa 4.0 Międzynarodowe. Pewne prawa zastrzeżone na rzecz Instytutu Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej Państwowego Instytutu Badawczego.

