



Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego

w Warszawie

Instytut Ekonomii i Finansów

Denys Cherevyk

**Cenowa integracja ukraińskiego rynku
kukurydzy w wymiarze krajowym
i międzynarodowym**

Price Integration of the Ukrainian Corn Market
at the Domestic and International Levels

Rozprawa doktorska

Doctoral thesis

Rozprawa doktorska wykonana pod kierunkiem

dr. hab. Mariusza Hamulczuka

Katedra Ekonomii Międzynarodowej i Agrobiznesu

Warszawa 2025

Oświadczenie promotora rozprawy doktorskiej

Oświadczam, że niniejsza rozprawa została przygotowana pod moim kierunkiem i stwierdzam, że spełnia warunki do przedstawienia jej w postępowaniu o nadanie stopnia naukowego doktora.

Data 31.10.2025 Czytelny podpis promotora [podpis]

Oświadczenie autora rozprawy doktorskiej

wiadom odpowiedzialności prawnej, w tym odpowiedzialności karnej za złożenie fałszywego oświadczenia, oświadczam, że niniejsza rozprawa doktorska została napisana przez mnie samodzielnie na podstawie badań realizowanych w ramach kształcenia na studiach doktoranckich w SGGW w Warszawie i nie zawiera treści uzyskanych w sposób niezgodny z obowiązującymi przepisami prawa, w szczególności z ustawą z dnia 4 lutego 1994 r. o prawie autorskim i prawach pokrewnych (tj. z dnia 28 października 2022 r., Dz.U. z 2022 r. poz. 2509 ze zm.).

Oświadczam, że przedstawiona rozprawa nie była wcześniej podstawą żadnej procedury związanej z uzyskaniem stopnia naukowego doktora.

Oświadczam ponadto, że niniejsza wersja rozprawy jest identyczna z załączoną wersją elektroniczną.

Przyjmuję do wiadomości, że rozprawa doktorska poddana zostanie procedurze antyplagiatowej.

Data 31.10.2025 Czytelny podpis autora rozprawy [podpis]

Streszczenie

Celem głównym pracy była ocena cenowej przestrzennej integracji ukraińskiego rynku kukurydzy w ujęciu krajowym i międzynarodowym. Badania przeprowadzono wykorzystując tygodniowe szeregi czasowe cen ziarna kukurydzy z lat 2016-2024 (analizy krajowe) oraz z lat 2010-2014 (studia międzynarodowe). Badania powiązań cenowych przeprowadzono wykorzystując panelowe modele konwergencji, testy przyczynowości w sensie Grangera, testy kointegracji cen oraz modele korekty błędem. Przeprowadzone badania empiryczne wskazują, że regionalne rynki kukurydzy na Ukrainie są silnie zintegrowane ze sobą. O ile przed inwazją rosyjską w lutym 2022 roku ceny eksportowe były przyczyną w sensie Grangera dla zmian cen regionalnych, to w czasie wojny nie potwierdzono jednoznacznie takiego kierunku przyczynowości. Badania wskazują, że ukraińskie ceny były determinowane przez głównych światowych eksporterów. Równocześnie nie zauważono, aby w czasie wojny dostosowania cenowe na poziomie krajowym oraz międzynarodowym były słabsze niż przed wojną. Przeprowadzone badania generalnie wskazują, że prawo jednej ceny w ujęciu krajowym i międzynarodowym występuje w formie względnej, a nie absolutnej, co jest zgodne z teoretycznymi podstawami przestrzennej integracji rynków towarowych.

Słowa kluczowe: przestrzenna integracja rynków, prawo jednej ceny, ceny kukurydzy, Ukraina, handel

Summary

The primary objective of this study was to evaluate the spatial price integration of the Ukrainian corn market at both domestic and international levels. The study was performed using weekly corn price series from 2016 to 2024 (national analyses) and from 2010 to 2024 (international studies). Price linkages were examined using panel convergence models, Granger causality tests, price cointegration tests, and error correction models. Empirical studies indicate that regional corn markets in Ukraine are highly integrated with one another. While export prices were found to be Granger causal for regional price changes prior to the Russian invasion in February 2022, this direction of causality was not clearly confirmed during the war. The study indicates that Ukrainian corn prices were determined by major global exporters. At the same time, we did not observe weaker price adjustments at either the domestic or international levels during the war period compared to those before the war. The research conducted generally indicates that the law of one price in both national and international contexts is relative, not absolute, which is consistent with the theoretical foundations of spatial integration in commodity markets.

Keywords: spatial market integration, law of one price, corn prices, Ukraine, trade

Pragnę serdecznie podziękować Panu dr. hab. Mariuszowi Hamulczukowi za cenne uwagi, merytoryczne wsparcie oraz cierpliwość okazaną podczas pracy nad rozprawą doktorską. Pańskie wskazówki i zaangażowanie w znacznym stopniu przyczyniły się do powstania niniejszej pracy.

Spis treści

WSTĘP	9
Tematyka pracy i uzasadnienie jej wyboru	9
Cel rozprawy i hipotezy badawcze	12
Zarys badań empirycznych	14
Wykorzystane metody	18
1. Teoretyczno-metodyczne uwarunkowania badania przestrzennej integracji cenowej towarowych rynków rolnych	26
1.1. Istota przestrzennej integracji towarowych rynków	26
1.2. Arbitraż cenowy i równowaga przestrzenna	34
1.3. Prawo jednej ceny i efektywność rynków	40
1.4. Koncepcje empirycznej weryfikacji cenowej integracji rynków	46
1.5. Powiązania cenowe ukraińskich i światowych rynków zbóż – przegląd wyników badań	53
2. Wewnętrzne uwarunkowania funkcjonowania ukraińskiego rynku kukurydzy	57
2.1. Ogólna charakterystyka sektora rolnego	57
2.2. Rynek kukurydzy	62
2.3. Rynek ziemi i struktura gospodarstw rolnych	66
2.4. Znaczenie agroholdingów	70
2.5. Obrót zbożem	78
3. Handel międzynarodowy kukurydzą i jego uwarunkowania	82
3.1. Polityka handlowa i jej liberalizacja	82
3.2. Podaż, popyt i handel kukurydzą na świecie	93
3.3. Ukraiński eksport ziarna kukurydzy	99
3.4. Organizacja eksportu	106
4. Integracja cenowa w wymiarze krajowym	124
4.1. Dane statystyczne i ich charakterystyki	124
4.2. Przestrzenne zróżnicowanie regionalnych cen na Ukrainie	129
4.3. Wzajemne dostosowania cen regionalnych	136
4.4. Powiązania cen regionalnych z cenami eksportowymi	146

5. Integracja cenowa w wymiarze międzynarodowym	158
5.1. Właściwości szeregów czasowych.....	158
5.2. Powiązania ukraińskich cen kukurydzy z cenami głównych światowych eksporterów.....	165
5.3. Powiązania cenowe z krajami zachodniej Unii Europejskiej.....	174
5.4. Powiązania cenowe z krajami wschodniej Unii Europejskiej.....	182
Podsumowanie i wnioski.....	190
Literatura	194
Wykaz ważniejszych skrótów i oznaczeń	216
Wykaz tabel.....	218
Wykaz rysunków	221
Aneks	223

WSTĘP

Tematyka pracy i uzasadnienie jej wyboru

W literaturze polskiej i światowej powszechnie podkreśla się znaczenie procesów integracyjnych jako jednego z kluczowych warunków maksymalizacji dobrobytu ekonomicznego. Integrację definiuje się jako proces łączenia różnych elementów w jedną całość. W sensie ekonomicznym integracja dotyczy sfery rzeczowej (przepływ towarów, usług i czynników produkcji) oraz sfery instytucjonalnej (Balassa, 1961; Kamecki, 1967; Hamulczuk, 2018). Jak się podkreśla, brak istotnych przeszkód ze strony polityki ekonomicznej oraz komplementarność struktur gospodarczych są kluczowe dla rozwijania współpracy w sferze realnej. Sektor rolny, z uwagi na ograniczenia klimatyczne i glebowe oraz związaną z tym specjalizację produkcji, w sposób szczególny jest predysponowany do rozwijania współpracy międzyregionalnej i międzynarodowej. Wynika to przede wszystkim z konieczności przemieszczania nadwyżek produkcyjnych z regionów nadwyżkowych do regionów deficytowych z uwagi na nierównomierne rozmieszczenie podaży i popytu na towary rolne i żywność. Jednocześnie, jak podkreśla Sapa (2010), mimo systematycznego wzrostu gospodarczego na świecie i zwiększania globalnej produkcji żywności, problem braku bezpieczeństwa żywnościowego pozostaje aktualny, co dodatkowo wzmacnia znaczenie międzynarodowej integracji towarowych rynków rolnych.

W ujęciu teorii ekonomii przestrzenna integracja rynków jest koncepcją, w której przedmiotem zainteresowania są powiązania pomiędzy towarowymi rynkami wyodrębnionymi geograficznie. Definicje dostępne w literaturze przedmiotu odwołują się do kwestii przepływu towarów, wyrównywania i współzmienności cen, wymiany informacji oraz barier w transferze towarów. Z uwagi na kluczowe znaczenie cen w całym tym procesie integracja przestrzenna może być również zawężona do cenowej integracji rynków (Figiel, 2002) w ujęciu prawa jednej ceny (z ang. *Law of One Price – LOP*). Zatem analiza cen pozwala określić stopień powiązania rynków w sposób pośredni, bez konieczności analizowania wymiany handlowej, gdyż zmiany cen odzwierciedlają transmisję szoków popytowo-podażowych. W ujęciu krajowym pozostaje to jedyny sposób oceny przestrzennej integracji rynków z uwagi na brak danych na temat handlu między regionami danego kraju.

W tym kontekście przedmiotem badań zawartych w rozprawie doktorskiej była przestrzenna cenowa integracja ukraińskiego rynku kukurydzy zarówno w wymiarze krajowym, jak i międzynarodowym. Wybór tematu rozprawy można umotywić: (i) ekonomicznym znaczeniem procesów przestrzennej integracji, (ii) wysoką pozycją oraz rosnącym znaczeniem ukraińskiego rynku kukurydzy w produkcji i wymianie handlowej na świecie, (iii) niewielką liczbą badań w zakresie przestrzennej integracji ukraińskiego rynku kukurydzy.

Badanie przestrzennej integracji rynków jest istotne z ekonomicznego punktu widzenia. Przestrzenna integracja rynków pozwala bowiem na bardziej optymalną alokację zasobów w ujęciu krajowym i międzynarodowym, specjalizację produkcji zgodnie z teoriami przewag komparatywnych czy teoriami zasobowymi, stabilizację cen na rynkach lokalnych czy ograniczanie siły rynkowej lokalnych monopolii (Krugman, 1994). Równocześnie należy pamiętać, że międzynarodowa integracja rynków zwiększa wrażliwość rynków lokalnych na zakłócenia globalnych łańcuchów dostaw. Definityjne i teoretyczne kwestie przestrzennej integracji rynków zostały przedstawione szerzej w rozdziale pierwszym.

Ukraina odgrywa kluczową rolę w globalnych łańcuchach dostaw kukurydzy. Zalicza się ona do czołowych eksporterów kukurydzy na świecie (4. pozycja po USA, Brazylii i Argentynie) (USDA, 2023). Szybki wzrost produkcji kukurydzy na Ukrainie (ponad 5-krotny w ostatnich 15 latach) wynikał zarówno z wykorzystania potencjału wewnętrznego, jak i procesów liberalizacji handlu międzynarodowego, w których Ukraina brała czynny udział [np. przystąpienie Ukrainy do WTO w 2008 r. czy podpisanie *Pogłębionej i kompleksowej umowy o wolnym handlu między UE a Ukrainą* (Deep and Comprehensive Free Trade Agreement, DCFTA) w 2014 r.]. Popyt zewnętrzny napędzały zwłaszcza dwa trendy: rozwój sektora biopaliw (wykorzystanie kukurydzy do produkcji etanolu) oraz rosnące zapotrzebowanie na pasze wraz ze wzrostem konsumpcji mięsa w krajach rozwijających się (Ranum i in., 2014; Tanklevska i in., 2020; Erenstein i in., 2022). W rezultacie Ukraina stała się strategiczną dostawcą zbóż dla UE, Chin i rynków Bliskiego Wschodu, a potencjał sektora rokuje dalsze możliwości wzrostu produkcji.

Integracja Ukrainy z rynkami światowymi została jednak silnie zaburzona po 2022 r. (Janzen i Zulauf, 2023; Cao i in., 2025; Hamuleczuk i Cherevyk, 2025). Wojna i czasowa blokada portów czarnomorskich wymusiły przekierowanie przepływów towarowych na

korytarze lądowe i alternatywne trasy morskie, podnosząc koszty logistyczne, wydłużając czas dostaw i zwiększając zmienność cen. Zmianie uległy też kierunki eksportu, a różnice między cenami lokalnymi (wewnętrznymi) i cenami eksportowymi okresowo wzrosły, odzwierciedlając premie za ryzyko i koszty transportu. Mimo tych zakłóceń Ukraina utrzymuje istotną pozycję w globalnym łańcuchu dostaw kukurydzy, a tempo odbudowy integracji zależy dziś od uwarunkowań politycznych oraz dalszej liberalizacji i współpracy regulacyjnej z partnerami handlowymi.

Przegląd literatury przedmiotu wskazuje na niewielką liczbę publikacji poświęconych transmisji cen na ukraińskich rynkach zbóż, zwłaszcza w odniesieniu do rynku kukurydzy. Mimo wzrostu zainteresowania tematem po 2022 r., większość nowych opracowań koncentruje się na globalnych skutkach wojny, pomijając szczegółową analizę mechanizmów integracji cenowej (Erenstein i in., 2022; Janzen i Zulauf, 2023). Wcześniejsze badania, skupione głównie na rynku pszenicy, często nie potwierdzały istnienia długookresowych powiązań cenowych Ukrainy z rynkami światowymi lub ich wyniki są ograniczone z powodu nieaktualnych ram czasowych i wąskiego zakresu geograficznego (Ghoshray, 2008; Goychuk i Meyers, 2011).

Nieliczne prace dotyczące bezpośrednio rynku kukurydzy potwierdzają rosnące znaczenie Ukrainy w procesie odkrywania i ustalania cen na świecie (Arnade i Hoffman, 2019), ale jednocześnie wskazują na złożoność i zmienność tych relacji w długim okresie. Co więcej, najnowsze badania sygnalizują, że rosyjska inwazja doprowadziła do zerwania dotychczasowych stabilnych zależności długookresowych (Hamulczuk i in., 2023) oraz do rekonfiguracji powiązań cenowych, wzmacniając krótkoterminową transmisję do krajów Europy Wschodniej (Hamulczuk i Cherevyk, 2025). W konsekwencji brakuje kompleksowych i aktualnych analiz mechanizmów transmisji cen między ukraińskim a światowymi rynkami kukurydzy, uwzględniających zmiany strukturalne wywołane przez konflikt zbrojny. Jednocześnie w dostępnej literaturze nie ma żadnych analiz ilościowych w zakresie cenowej integracji na wewnętrznych rynkach zbóż na Ukrainie, co pozwoliłoby lepiej zrozumieć rolę poszczególnych regionów Ukrainy w odkrywaniu i kształtowaniu cen. Niniejsza praca ma na celu wypełnienie tej zidentyfikowanej luki badawczej poprzez dogłębną analizę powiązań cenowych na ukraińskim rynku kukurydzy zarówno przed wojną, jak i w trakcie pełnoskalowej wojny rosyjsko-ukraińskiej.

Cel rozprawy i hipotezy badawcze

Cele pracy

Na potrzeby niniejszej pracy sformułowano cel główny i cele szczegółowe. **Celem głównym** pracy była ocena cenowej przestrzennej integracji ukraińskiego rynku kukurydzy w ujęciu krajowym i międzynarodowym. W ujęciu krajowym badano powiązania cenowe między regionalnymi rynkami Ukrainy (obwodami) oraz współzależności między eksportowymi cenami ziarna¹ kukurydzy ukraińskiej (w portach) a cenami regionalnymi na Ukrainie. W ujęciu międzynarodowym skoncentrowano się na ocenie związków między eksportowymi cenami ziarna kukurydzy na Ukrainie i cenami w innych krajach. W tym aspekcie badano powiązania cen ukraińskich z cenami głównych światowych eksporterów oraz cenami w krajach Unii Europejskiej.

Oprócz celu głównego, przyjęto następujące **cele szczegółowe**:

1. Usystematyzowanie teoretycznych koncepcji leżących u podstaw cenowej integracji rynków w ujęciu przestrzennym.
2. Charakterystyka ukraińskiego rynku kukurydzy oraz uwarunkowań jego funkcjonowania w wymiarze krajowym i międzynarodowym.
3. Określenie charakteru powiązań cenowych między lokalnymi rynkami kukurydzy na Ukrainie.
4. Ocena powiązań między lokalnymi cenami kukurydzy na Ukrainie a cenami eksportowymi.
5. Określenie charakteru zależności między eksportowymi cenami kukurydzy na Ukrainie a cenami w krajach Unii Europejskiej i w krajach głównych światowych eksporterów.
6. Ocena wpływu wojny na cenową integrację ukraińskich rynków kukurydzy w wymiarze krajowym i międzynarodowym.

¹ W niniejszej pracy badano badano związki między cenami ziarna kukurydzy. Niemniej w tekście często dokonywano uproszczeń używając pojęcia „ceny kukurydzy”.

Hipotezy badawcze

W pracy postawiono następujące hipotezy badawcze:

H1. Istnieje istotna przestrzenna cenowa integracja regionalnych rynków kukurydzy na Ukrainie.

Uzasadnienie: Gęsta sieć przepływów towarowych, wspólna struktura kosztów wymiany oraz konkurencja między kanałami zbytu sprzyjają wyrównywaniu poziomów cen między regionami (obwodami). Tym samym oczekuje się występowania kointegracji cen między regionami oraz β -konwergencji oznaczających wzajemne dostosowania cen regionalnych.

H2. Ceny regionalne kukurydzy na Ukrainie determinowane są cenami eksportowymi.

Uzasadnienie: Ukraiński rynek kukurydzy jest silnie zorientowany na eksport, a poziom cen w terminalach eksportowych (FOB) oraz koszty wymiany handlowej kształtują wyceny wewnątrz kraju. Oczekuje się zatem dominującego kierunku przyczynowości od cen eksportowych do cen regionalnych.

H3. Eksportowe ceny kukurydzy na Ukrainie determinowane są cenami głównych światowych eksporterów.

Uzasadnienie: Ukraina mimo wzrostu znaczenia w handlu międzynarodowym jest znacznie mniejszym graczem na arenie międzynarodowej niż Stany Zjednoczone czy Unia Europejska. Tym samym oczekuje się, że ceny ukraińskie dostosowują się do cen innych a nie odwrotnie. Dodatkowo przewiduje się występowanie długookresowych związków między ukraińskimi cenami kukurydzy a cenami na świecie.

H4. Wybuch wojny na Ukrainie spowodował osłabienie wewnętrznej i zewnętrznej integracji ukraińskiego rynku kukurydzy mierzonych tempem konwergencji i dostosowań cenowych.

Uzasadnienie: Kluczowe znaczenie dla realnych procesów integracji (handlu i powiązań cenowych) mają bariery o charakterze instytucjonalnym. Trwająca wojna i towarzyszące jej ograniczenia w przepływie towarów powinny skutkować spadkiem powiązań między cenami światowymi i eksportowymi, osłabieniem zależności między cenami eksportowymi a cenami wewnętrznymi oraz spadkiem współzmienności cen na rynku wewnętrznym.

Zarys badań empirycznych

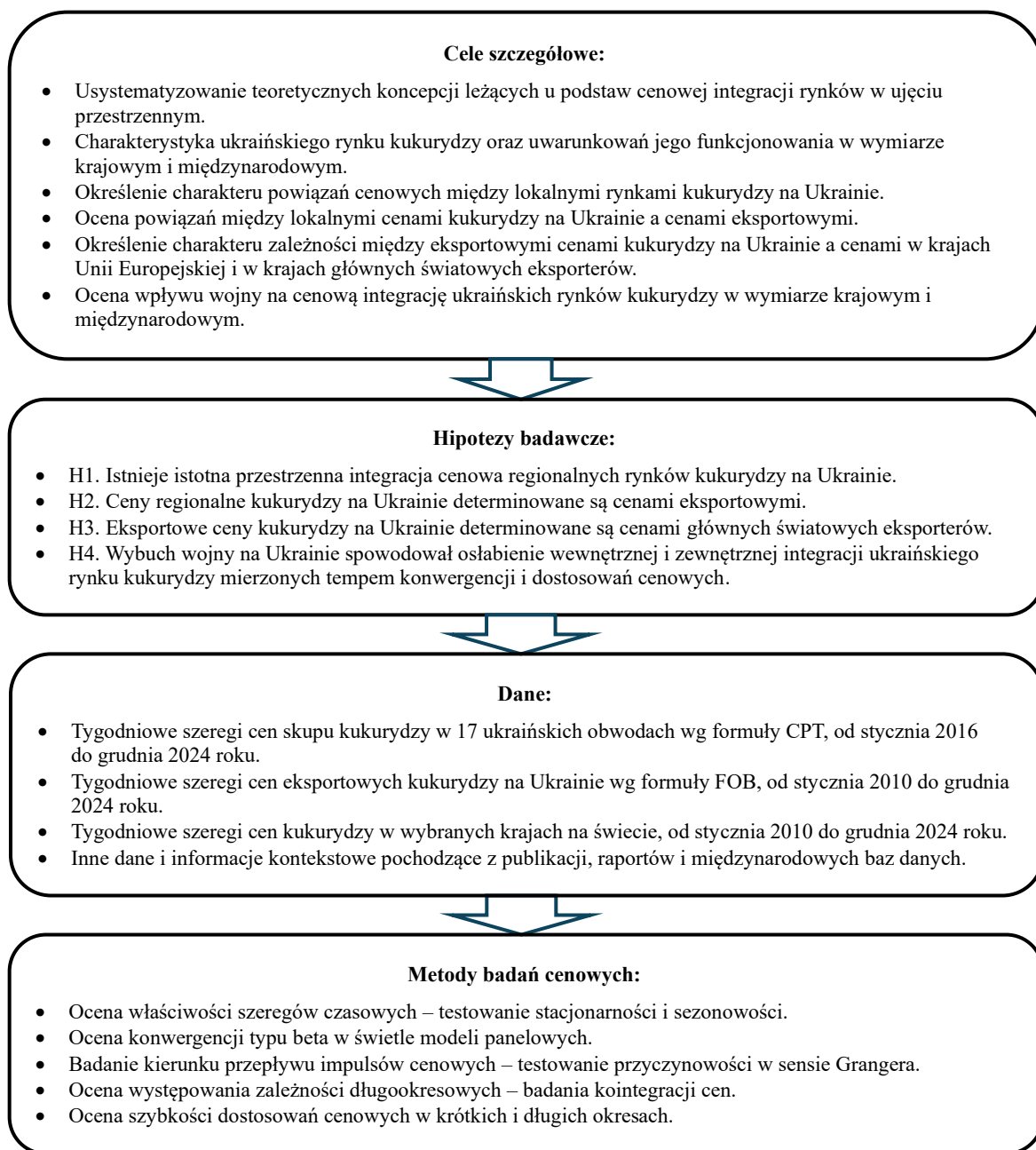
Zakres pracy

Związki między celami pracy, postawionymi hipotezami, wykorzystanymi danymi i zastosowanymi metodami zawiera schemat badawczy (schemat 1). Punktem wyjścia empirycznych badań cen był przegląd teoretyczno-metodycznych koncepcji leżących u podstaw przestrzennej integracji cenowej towarowych rynków rolnych (rozdział 1). Pozwoliło to na stworzenie metodycznych ram badań.

W kolejnym kroku dokonano oceny ekonomicznych uwarunkowań funkcjonowania ukraińskiego rynku kukurydzy w wymiarze krajowym oraz w wymiarze międzynarodowym (rozdziały 2 i 3). Na podstawie przeglądu literatury, dostępnych raportów oraz danych statystycznych dokonano oceny uwarunkowań produkcji i eksportu kukurydzy na Ukrainie, funkcjonowania łańcuchów dostaw oraz organizacji eksportu zbóż, charakterystyki polityki handlowej i procesów integracji oraz ewolucji znaczenia Ukrainy na światowym rynku kukurydzy. Rozważania te stanowiły kontekst i punkt wyjścia dla interpretacji wyników badań cenowych.

Empiryczne badania integracji cenowej ukraińskiego rynku kukurydzy zrealizowano w dwóch wymiarach: wewnętrznym (krajowym) oraz międzynarodowym (rozdziały 4 i 5). W obydwu przypadkach schemat badań był zbliżony. Po zebraniu danych dokonywano ich oceny jakościowej (braki i ich uzupełnianie), graficznej oraz badano ich właściwości – testowano występowanie pierwiastka jednostkowego oraz występowanie sezonowości. W kolejnym kroku analizowano ich wzajemne powiązania w kontekście konwergencji typu beta wykorzystując modele panelowe. W celu uchwycenia kierunku oddziaływania oraz poznania mechanizmu odkrywania cen testowano występowanie tzw. przyczynowości w sensie Grangera. Z uwagi na fakt, że jednym z warunków integracji cenowej są powiązania cen w długim okresie, przy możliwych krótkookresowych odchyleniach od stanu równowagi, w dalszej części zbadano występowanie zależności o charakterze kointegracyjnym. Badania cenowe uzupełniano też oceną szybkości wzajemnych dostosowań cenowych w krótkich i długich okresach. Badania prowadzono na logarytmach szeregów czasowych, co poprawia jakość analizy statystycznej i interpretowalność wyników (np. linearyzacja relacji,

stabilizacja wariancji, ograniczanie wpływu wartości odstających). Wykorzystane modele ekonometryczne oraz ich specyfikacje opisano w dalszej części wstępu.



Schemat 1. Zarys badań empirycznych

Źródło: opracowanie własne.

Estymacja modeli ekonometrycznych została przeprowadzona z wykorzystaniem takich środowisk i pakietów statystycznych, jak Eviews, Gretl oraz Python (biblioteki: statsmodel, arch, numpy, linearmodels). Szerzej o tych kwestiach napisano przy stosowaniu poszczególnych modeli.

Dane statystyczne i zakres czasowy badań

Główna część badań empirycznych została zrealizowana na podstawie szeregów czasowych cen kukurydzy na Ukrainie (ceny lokalne oraz ceny eksportowe), jak i w wybranych krajach na świecie. Szeregi te miały częstotliwość tygodniową. Z uwagi na dostępność danych statystycznych, zakres czasowy analiz ekonometrycznych dla lokalnych/regionalnych rynków kukurydzy na Ukrainie został ustalony na okres od stycznia 2016 do grudnia 2024 r. Z uwagi na ograniczoną możliwość pozyskania informacji dla wszystkich regionów (22 obwody), wykorzystano ceny dla 17 obwodów. Dodatkowo w badaniach przestrzennej integracji cenowej wykorzystano tygodniowe ceny eksportowe FOB dla tego samego okresu.

W badaniach integracji cenowej ukraińskiego rynku kukurydzy w ujęciu międzynarodowym wykorzystano dłuższe szeregi czasowe. Zakres czasowy szeregów ukraińskich cen eksportowych oraz cen w innych krajach obejmował okres od stycznia 2010 do grudnia 2024 r. Do badania powiązań międzynarodowych zostało wybranych kilkanaście krajów podzielonych na trzy grupy: główni eksporterzy światowi, kraje wschodniej UE oraz kraje zachodniej UE. Szerzej te kwestie omówiono i uzasadniono na początku rozdziału piątego.

Z uwagi na występowanie potencjalnych zmian strukturalnych i w odpowiedzi na zmiany w polityce handlowej oraz wybuch wojny analizy empiryczne cen prowadzono nie tylko na danych z całych ww. okresów czasowych, ale też na podpróbach. W badaniu integracji cen w ujęciu krajowym został zastosowany podział szeregów cen na dwa podokresy: przed wybuchem pełnoskalowej wojny (styczeń 2016 – luty 2022 r.) oraz w czasie jej trwania (sierpień 2022 – grudzień 2024 r.). W analizie integracji międzynarodowej wykorzystano dłuższy horyzont danych, przy podziale na okres od stycznia 2010 do grudnia 2015 r., od stycznia 2016 do lutego 2022 r. oraz sierpnia 2022 do grudnia 2024 r. Podokres styczeń 2010 – grudzień 2015 r. obejmuje etap stopniowego wzrostu ukraińskiego eksportu

po akcesji do WTO (w 2008 r.) i jednocześnie poprzedza rozpoczęcie tymczasowego stosowania DCFTA w handlu z UE (1.01.2016 r.), a więc okres sprzed istotnej zmiany ram instytucjonalnych i dostępu do kanałów handlowych z UE. Wydzielenie okresu od stycznia 2016 do lutego 2022 r. odzwierciedla utrwalenie roli Ukrainy w handlu kukurydzą oraz zacieśnianie powiązań z UE, co sprzyjało stabilniejszej transmisji cen. Luty 2022 r. stanowi wyraźną cezurę strukturalną: agresja Rosji przerwała łańcuchy logistyczne i przejściowo procesy rynkowe determinujące kształtowanie się cen i ich wzajemne powiązania. Początek podokresu „wojennego” przyjęto na sierpień 2022 r., tj. po uruchomieniu Czarnomorskiej Inicjatywy Zbożowej (BSGI) i wdrożeniu unijnych „korytarzy solidarnościowych”, które częściowo przywróciły handel i przeorganizowały koszty transferu, a tym samym oczekiwane relacje cenowe. Warto dodać, że w wielu źródłach brakuje nawet notowań cen eksportowych kukurydzy na Ukrainie w pierwszych kilku miesiącach wojny z uwagi na brak eksportu drogą morską. Stąd, aby nie obciążać zbytnio wyników, ostatni podokres rozpoczyna się w momencie wznowienia eksportu przez porty Morza Czarnego.

Głównym źródłem notowań cen kukurydzy na Ukrainie była instytucja komercyjna APK-Inform, specjalizująca się w usługach analitycznych dla sektora rolniczego Ukrainy. Szeregi czasowe cen zagranicznych zostały pozyskane z komercyjnych i otwartych źródeł, takich jak APK-Inform, FAOSTAT oraz Komisja Europejska. Wykorzystanie oraz przygotowanie danych zostało szerzej opisane w rozdziałach empirycznych 4 i 5.

Jakość danych została wstępnie zweryfikowana przez autora rozprawy doktorskiej. Zidentyfikowane brakujące obserwacje uzupełniono metodą hybrydową, łącząc interpolację liniową z algorytmem Akimy (Akima, 1970), co pozwoliło zachować ciągłość szeregów czasowych przy minimalnym błędzie estymacji. Wszystkie analizy oparto na szeregach czasowych wyrażonych w USD/tonę, co umożliwiło przede wszystkim porównanie cen wewnętrznych z cenami eksportowymi (wyrażanymi w USD/tonę). Przeliczenia cen wewnętrznych dokonano zgodnie z kursem USD/UAH (wg danych ze strony Investing.com).

Badania o charakterze przeglądowym były również oparte na informacjach i danych wtórnych zamieszczonych w krajowych oraz zagranicznych bazach danych, raportach oraz publikacjach naukowych koncentrujących się na problematyce rynku zbóż. Dodatkowo były analizowane ogólnodostępne dane i publikacje wydawane za pośrednictwem międzynarodowych i krajowych instytucji, takich jak FAO, USDA, Komisja Europejska,

IGC, Comtrade, Ukrstat czy Eurostat. Wykorzystane w tej części publikacje zaliczano do ogólnodostępnych, znajdujących się na oficjalnych portalach wymienionych wcześniej organizacji.

Wykorzystane metody

Modele wykorzystywane w badaniach właściwości szeregów czasowych

Z metodycznego punktu widzenia badania powiązań cenowych między rynkami kukurydzy obejmowały ocenę właściwości szeregów, ocenę konwergencji typu beta, testowanie przyczynowości w sensie Grangera, badania kointegracji cen oraz szybkości dostosowań cenowych w krótkich i długich okresach. Wszystkie obliczenia i estymacje przeprowadzono na logarytmicznych szeregach czasowych cen.

Wnioski z badania właściwości szeregów czasowych wykorzystano jako punkt wyjścia w badaniach ilościowych z wykorzystywaniem modeli ekonometrycznych. Właściwości szeregów czasowych decydowały o doborze narzędzi analitycznych i specyfikacji modeli ekonometrycznych. W pierwszym kroku przeprowadzono analizy struktury oraz **istotności wahań sezonowych**. Sezonowość zdefiniowano jako regularne, powtarzalne w cyklu rocznym odchylenia od trendu, wynikające z czynników pogodowych, kalendarzowych oraz sezonowej aktywności uczestników rynku. Tygodniowe szeregi poddano weryfikacji pod kątem sezonowości deterministycznej (test łącznej istotności zmiennych sezonowych) oraz sezonowości stochastycznej (obecność losowej składowej sezonowej w modelu). Weryfikację przeprowadzono w ramach modeli strukturalnych STS/SSM z wykorzystaniem filtracji Kalmana, zgodnie z ujęciem przedstawionym u Lucchettiego (2011).

W drugim kroku zostały zbadane właściwości stochastyczne szeregów cen. W ramach tych analiz dokonano oceny **stacjonarności szeregów cen**. Do analiz stacjonarności zostały wykorzystane testy na obecność pierwiastka jednostkowego. Wykorzystano dwa testy o zróżnicowanej mocy statystycznej w celu zapewnienia wiarygodności wyników: rozszerzony test Dickeya-Fullera (ADF) oraz test Philipasa-Perrona (PP). W rozszerzonym **teście Dickeya-Fullera** równanie regresji estymuje się w jednej z postaci: bez składowych deterministycznych, z wyrazem wolnym lub z wyrazem wolnym i trendem. Najbardziej

ogólna forma, która ma wyraz wolny (dryft), jak i deterministyczny trend liniowy jest następująca (Dickey i Fuller, 1979):

$$\Delta Y_t = a + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{k=1}^p \phi_k \Delta Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (0.1)$$

gdzie: Y_t – wartości szeregu czasowego w czasie t ; a, β, γ, ϕ_k – parametry strukturalne; ε_t – składnik losowy; t – zmienna czasowa; p – opóźnienia autoregresyjne $k = 1, \dots, p$. Hipoteza testowa zakładająca występowanie pierwiastka jednostkowego ($H_0: \gamma = 0$) jest konfrontowana z hipotezą alternatywną o braku pierwiastka jednostkowego ($H_0: \gamma < 0$). Liczbę opóźnień (p) dobierano minimalizując kryterium informacyjnego Akaike’a (AIC) oraz by reszty nie wykazywały autokorelacji. Wybór składników deterministycznych w testach wynikał z diagnostyki danych i modeli (wykresy, istotność).

W odróżnieniu od testu ADF, który eliminuje autokorelację reszt przez dodanie do modelu opóźnionych przyrostów zmiennej, test **Phillipsa-Perrona** (PP) (Phillips i Perron, 1988) wykorzystuje do tego celu inną metodę. Test PP opiera się na podstawowym równaniu testu Dickeya-Fullera, ale wprowadza nieparametryczną korektę HAC Neweya-Westa do statystyki testowej t dla współczynnika γ . Korekta ta uwzględnia zarówno autokorelację, jak i potencjalną heteroskedastyczność reszt, bez potrzeby modyfikowania struktury samego równania regresji. Równanie testowe ma następującą formę:

$$\Delta Y_t = a + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (0.2)$$

gdzie oznaczenia jak w równaniu 0.1. Hipoteza zerowa (H_0) w teście PP zakłada występowanie pierwiastka jednostkowego (jego niestacjonarność). Odrzucenie H_0 świadczy o stacjonarności szeregu.

W ramach badań wstępnych analizowano też relacje cen (ceny względne) i ich zmiany w czasie. Uzupełniono je badaniami zróżnicowania cen regionalnych w czasie tzw. sigma-konwergencji. Konwergencja typu sigma wiąże się ze zmniejszaniem dyspersji cen w czasie i czasami jest w literaturze postrzegana jako przejaw pogłębienia integracji między rynkami w kontekście absolutnego prawa jednej ceny (Goldberg i Verboven, 2005). Sigma-konwergencja odnosi się do redukcji wariancji względnych cen między regionami, mierzonej np. odchyleniem standardowym logarytmów, współczynnikiem zmienności lub odchyleniem standardowym poziomów cen.

Modele β -konwergencji

Siłę integracji przestrzennej między poszczególnymi regionami Ukrainy oceniono w ramach modeli tzw. β -konwergencji. Modele konwergencji pozwalają na ocenę tempa wyrównywania różnic cenowych między regionami bez wskazywania kierunku przyczynowości. W badaniach zostały wykorzystane modele panelowe, ponieważ analizy na danych przekrojowych są wrażliwe na wartości w okresie początkowym i końcowym. Wykorzystanie testów panelowych sprzyjało większej precyzji estymacji w stosunku do modeli szeregów czasowych (więcej obserwacji) oraz umożliwiała przeprowadzenie analiz w krótszych przedziałach czasowych. Estymacja modeli β -konwergencji była wykonana na różnicach logarytmów cen $[R_{ij,t} = \ln(P_{i,t}) - \ln(P_{j,t})]$ w lokalizacjach $i \neq j$; $i, j = 1, \dots, N$ w okresie $t = 1, \dots, T$. Rozwiązanie bazujące na różnicach cen w badaniach konwergencji czy transmisji cen jest czasami stosowane w literaturze (np. Dercon i van Campenhout, 1999; Wolszczak-Derlacz, 2010). Przyjęcie takiego rozwiązania umożliwia też badania konwergencji między cenami w jednej lokalizacji a cenami w lokalizacjach pozostałych (np. cena eksportowa a ceny regionalne). Punktem wyjścia analiz β -konwergencji był jeden z czterech modeli w postaci (Caselli i in., 1996; Baltagi, 2009; Wooldridge, 2010; Kusideł, 2013):

$$\text{I. } \Delta R_{ij,t} = \alpha_0 + \rho(R_{ij,t-1}) + \sum_{k=1}^p \delta_k \Delta R_{ij,t-k} + u_{ij,t} \quad (0.3)$$

$$\text{II. } \Delta R_{ij,t} = \alpha_0 + \rho(R_{ij,t-1}) + \sum_{k=1}^p \delta_k \Delta R_{ij,t-k} + \eta_{ij} + u_{ij,t} \quad (0.4)$$

$$\text{III. } \Delta R_{ij,t} = \alpha_0 + \rho(R_{ij,t-1}) + \sum_{k=1}^p \delta_k \Delta R_{ij,t-k} + \eta_{ij} + t_{ij} + u_{ij,t} \quad (0.5)$$

$$\text{IV. } \Delta R_{ij,t} = \alpha_0 + \rho(R_{ij,t-1}) + \sum_{k=1}^p \delta_k \Delta R_{ij,t-k} + \eta_{ij} + v_t + u_{ij,t} \quad (0.6)$$

gdzie: $P_{i,t}, P_{j,t}$ – ceny P w lokalizacji i oraz j ; α_0 – wyraz wolny; η_{ij} – efekty specyficzne (stałe) dla par i, j ; t_{ij} – trendy indywidualne poszczególnych różnic cenowych; v_t – wspólne efekty czasowe dla okresu t ; u_{it} – składnik losowy równania; ρ – współczynnik warunkujący tempo konwergencji: $\beta = -\ln(1 + \rho)$; δ – współczynniki autoregresyjne; p – opóźnienia autoregresyjne $k = 1, \dots, p$. Dla ułatwienia interpretowalności wyników na podstawie współczynników szybkości dostosowań obliczono miary tzw. półokresy wygaszania (Half-Life, H-L), obrazujące czas wymagany na zmniejszenie się o połowę odchyłeń od stanu równowagi: $H-L = \ln(0,5)/\ln(1 + \rho)$.

Ujemny i statystycznie istotny współczynnik ρ wskazuje na proces beta-konwergencji rozumianej jako zbieżność różnic cenowych do stanu równowagi. Przy czym każdy z zaprezentowanych modeli ma inną interpretację zjawiska konwergencji. Model I dany wzorem 0.3 to tzw. pooled model służący do testowania konwergencji absolutnej, zakładającej całkowite wyrównanie się cen (Badi i in., 1984). Pozostałe trzy modele (II-IV) są modelami konwergencji warunkowej z efektami stałymi, które dopuszczają możliwość niepełnego wyrównywania się cen. W modelu II danym wzorem 0.4, i przy założeniu ujemnego i istotnego współczynnik ρ , ceny w badanej zbiorowości ceny zbliżają się do siebie, ale zachowane są trwałe i stałe w czasie różnice między nimi wynikające z uwarunkowań strukturalnych. W modelu III wg wzoru 0.5 wyrównywanie cen ma miejsce mimo różnych trendów cenowych między jednostkami, co potwierdza σ -konwergencję względem heterogenicznych ścieżek rozwoju. Po wystąpieniu szoku ceny dążą do stanu równowagi długookresowej, ale zachowane są trwałe i zmienne w czasie różnice między nimi. Aby uwzględnić wspólne szoki (np. makroekonomiczne, sektorowe), w modelu IV danym równaniem 0.6, wprowadzono efekty czasowe w postaci zmiennych zero-jedynkowych dla poszczególnych okresów (tygodni). Tym działaniem ograniczono obciążenie estymacji wynikające z pominiętych, współzmiennych w czasie czynników i poprawiono wiarygodność wniosków (Dańska-Borsiak, 2009). W takim modelu, przy istotnej konwergencji, ceny w poszczególnych jednostkach się do siebie zbliżają po uwzględnieniu wspólnych trendów wynikających z oddziaływania cen światowych, kosztów transportu czy wydarzeń politycznych.

Modele panelowe oszacowano stosując techniki estymacji odporne na heteroskedastyczność i jednocześnie skorelowanie pomiędzy panelami (tzw. estymator Beck-Katz's PCSE oraz Driscolla-Kraaya SSC). Wybór estymatorów zależał od wielkości grupy – dla mało licznych przekrojów (4-6 regionów/krajów) stosowano SSC, a dla grup o liczebnościach powyżej 10 regionów stosowano PCSE. W badaniach próbowano również estymacji polecanych dla modeli dynamicznych (por. Dańska-Borsiak, 2011), niemniej jednak w większości z nich zastosowane instrumenty były za słabe (przy współczynnikach konwergencji zbliżonych do tych z modeli z efektami stałymi).

Testy przyczynowości w sensie Grangera

Analizy przyczynowości w sensie Grangera (1969) zostały zastosowane w celu wskazania rynków (regionów, krajów) pełniących rolę liderów w procesie odkrywania cen oraz wskazania kierunków przepływu impulsów cenowych. W badaniach zawartych w pracy testy przyczynowości przeprowadzono zgodnie z procedurą Toda-Yamamoto (TY) (1995), którą można stosować zarówno do stacjonarnych, jak i niestacjonarnych szeregów czasowych. Postać testu TY można przedstawić w układzie dwóch równań tworzących model wektorowej autoregresji – VAR (Toda i Yamamoto, 1995):

$$P_{i,t} = a_1 + \sum_{k=1}^{p+d} \delta_{1,k} P_{i,t-k} + \sum_{k=1}^{p+d} \beta_{1,k} P_{j,t-k} + \varepsilon_{1t}, \quad (0.7)$$

$$P_{j,t} = a_2 + \sum_{k=1}^{p+d} \delta_{2,k} P_{i,t-k} + \sum_{k=1}^{p+d} \beta_{2,k} P_{j,t-k} + \varepsilon_{2t}, \quad (0.8)$$

gdzie: a – wyraz wolny (można również uwzględnić trend t); β, δ – współczynniki regresji; $P_{i,t}, P_{j,t}$ – poziomy szeregu ceny w okresie t w regionie/kraju i oraz j ; p – optymalna liczba opóźnień (w równaniu modeli VAR), d – max stopień integracji zmiennych, ε_t – składnik losowy.

W ramach testu TY obliczono wartości statystyki testowej F:

$$F = \frac{SSE - SSE'}{SSE' / (n - m - 1)}, \quad (0.9)$$

gdzie: SSE' – suma kwadratów reszt w równaniu modelu nieograniczonego (równania 0.7 i 0.8); SSE – suma kwadratów reszt w równaniu modelu ograniczonego (równania 0.7 i 0.8, ale bez opóźnień $\beta_{i,1}, \dots, \beta_{i,p}$); n – liczba obserwacji; m – liczba parametrów w modelu nieograniczonym.

Postępowanie jest następujące: (i) na podstawie testów ADF wyznaczono maksymalny rząd integracji wśród badanych szeregów (d); (ii) dla każdej pary serii oszacowano model VAR w poziomach o rzędzie, gdzie p (rząd „podstawowy”), który dobrano według kryterium AIC; (iii) weryfikowano hipotezę H_0 o braku przyczynowości wykorzystując do tego statystykę F. Przykładowo, hipoteza zerowa o nieistotnym wpływie zmian przeszłych cen w lokalizacji i na zmiany cen w lokalizacji j ($P_{i,t} \neq P_{j,t}$) sprowadzała się do testowania łącznej nieistotności współczynników β przy pierwszych p opóźnieniach zmiennej P_j w równaniu 0.8. Wybór kryterium informacyjnego AIC spośród innych (np. BIC czy SC) uzasadnić można faktem, że AIC lepiej eliminuje autokorelacje reszt i jest bardziej konserwatywny dla wyników testów niż BIC (szerzej pisał o tym Lütkepohl, 2013). Testy

zostały wykonywane w obu kierunkach, dopuszczając ewentualną przyczynowość dwukierunkową między cenami.

Modele transmisji cen i testy kointegracji

Do szczegółowej analizy transmisji i kointegracji wykorzystano **modele ARDL-ECM** oraz towarzyszące im testy graniczne (*ARDL bound-test*). Modele te pozwalają na analizę krótkookresowej dynamiki i długookresowych zależności między zmiennymi. Metoda zaproponowana przez Pesarana i Shina (1995) oraz Pesarana i in. (2001) może być stosowana w sytuacji, kiedy wszystkie szeregi są niestacjonarne, jak również wtedy, kiedy część z nich jest $I(0)$ a część $I(1)$. Metodyka ta pozwala udzielić odpowiedzi na pytania: czy istnieje relacja długookresowa (kointegracja); jakie są siła i znak zależności w długim okresie; jak szybko układ wraca do równowagi po wystąpieniu szoku.

Model ARDL w swojej wyjściowej formie i na poziomach szeregów cen w dwóch lokalizacjach i oraz j ogólnie można zapisać w postaci następującego równania:

$$P_{i,t} = a_0 + a_1 t + \sum_{k=1}^p \lambda P_{i,t-k} + \sum_{l=0}^q \gamma P_{j,t-l} + \varepsilon_t \quad (0.10)$$

gdzie: p i q to optymalna liczba opóźnień ($k = 1, \dots, p$; $l = 0, \dots, q$); $a_0, a_1, \lambda, \gamma$ – współczynniki równania; pozostałe oznaczenia jak we wzorach 0.7-0.8. Optymalną liczbę opóźnień dobierano na podstawie wartości kryterium informacyjnego AIC.

Aby wykryć obecność zależności długookresowych między szeregami, stosujemy testu granicznego ARDL wg Pesarana i in. (2001). W tym celu reparametryzujemy równanie 0.10 do postaci modelu korekty błędem, co umożliwia analizę dynamiki krótkoterminowej i długoterminowej:

$$\Delta P_{i,t} = a_0 + a_1 t + \pi_1 P_{i,t-1} + \pi_2 P_{j,t-1} + \sum_{k=1}^{p-1} \lambda \Delta P_{i,t-k} + \sum_{l=0}^{q-1} \gamma \Delta P_{j,t-l} + \varepsilon_t \quad (0.11)$$

gdzie dodatkowo obok zmiennych na pierwszych różnicach pojawiają się opóźnione poziomy szeregi ze współczynnikami warunkującymi relację długookresową (π_1 i π_2). Jest to tzw. model bez ograniczeń. Model z ograniczeniami na pierwszych różnicach przyjmuje formę:

$$\Delta P_{i,t} = a_{0,i} + a_1 t + \sum_{k=1}^{p-1} \lambda \Delta P_{i,t-k} + \sum_{l=0}^{q-1} \gamma \Delta P_{j,t-l} + \varepsilon_t \quad (0.12)$$

gdzie oznaczenia jak wyżej.

Model ARDL z ograniczeniami nie uwzględnia poziomów zmiennych, a jedynie pierwsze różnice, gdzie ujęta jest tylko dynamika krótkookresowa, przy założeniu braku

długookresowych relacji. W kolejnym kroku testowano (*ARDL bound-test*) hipotezę zerową $H_0: \pi_1 = \pi_2 = 0$ względem alternatywnej $H_1: \pi_1 \neq \pi_2 \neq 0$ wykorzystując statystykę testu F. W ramach procedury wykonano porównanie statystyki testowej F z wartościami krytycznymi wskazanymi w pracy Pesarana i in. (2001), uwzględniając wartości krytyczne tam zawarte. Przekroczenie przez statystykę testową górnej granicy ($F > I(1)$)² wiązało się z odrzuceniem hipotezy zerowej (H_0) zakładającej brak kointegracji. Testowanie długookresowych relacji odbywało się na podstawie modeli w dwóch specyfikacjach z wyrazem wolnym (przypadek 2 w pracy Pesaran i in., 2001) oraz z wyrazem wolnym i trendem (przypadek 4). Uwzględnienie trendu liniowego w relacji długookresowej (przypadek 4) umożliwia uchwycenie niejednorodnych trajektorii cen w badanych lokalizacjach wynikających ze zmiennych w czasie uwarunkowań rynkowych (np. zmian kosztów transportu).

Po potwierdzeniu relacji długookresowych z modelu bez restrykcji można wyprowadzić końcową postać modelu ARDL-ECM w celu przeprowadzenia szczegółowej analizy relacji długookresowych i krótkookresowych (Pesaran i in., 2001). Przykład modelu z nieograniczonym wyrazem wolnym i ograniczonym trendem (przypadek 4) przedstawiono poniżej:

$$\Delta P_{i,t} = a_0 + \lambda (P_{i,t} - a_1 t - \theta P_{j,t-1}) + \sum_{k=1}^{p-1} \lambda_i \Delta P_{i,t-k} + \sum_{l=0}^{q-1} \gamma_l \Delta P_{j,t-l} + \varepsilon_t \quad (0.13)$$

gdzie: $\lambda(P_{i,t} - a_1 t - \theta P_{j,t-1})$ – mechanizm korekty błędem (ECM), λ – współczynnik szybkości dostosowań do równowagi długookresowej, θ – parametr relacji długookresowej. Dla wybranych relacji dodatkowo zostały przedstawione szczegółowe postaci modeli.

W ramach testowania relacji długookresowych w roli alternatywnego testu kointegracji wykorzystano dwustopniową procedurę Engle’a-Grangera EG (Engle i Granger, 1987). Służy ona do sprawdzenia, czy między niestacjonarnymi szeregami [zwykle $I(1)$] istnieje wspólna relacja długookresowa (kointegracja), a jeśli tak – jak wygląda mechanizm krótkookresowej korekty do tej relacji. Do zalet modelu EG zalicza się prostotę, przejrzystość oraz jasną interpretację wyników.

² W literaturze, wartość statystyki F (w ramach testu granicznego ARDL) porównuje się z dwoma zestawami wartości krytycznych: dolnymi $I(0)$ oraz górnymi $I(1)$. Najczęściej, jeśli statystyka F przekracza górną wartość $I(1)$, wtedy odrzuca się hipotezę zerową o braku relacji kointegracyjnej. Jeśli statystyka F jest poniżej dolnej wartości $I(0)$, w tej sytuacji brakuje podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Natomiast jeśli statystyka testowa F mieści się między $I(0)$ a $I(1)$, w tej sytuacji wynik testu uznawany jest za niejednoznaczny (por. Pesaran i in. 2001).

W pierwszym kroku szacowano długookresową zależność między szeregami cen (np. dla modelu z wyrazem wolnym: $P_{i,t} = a + \beta * P_{j,t} + E_t$). Stacjonarność reszt E_t stanowi potwierdzenie kointegracji szeregów czasowych (procedura testowania stacjonarności jest analogiczna do testu ADF, ale przy innych wartościach krytycznych). Przyjęcie założenia o kointegracji umożliwiało estymację modelu krótkookresowego EG-ECM (Engle i Granger, 1987) na podstawie równania:

$$\Delta P_{i,t} = a_0 + \lambda ECT_{t-1} + \sum_{k=1}^p \lambda_i \Delta P_{i,t-k} + \sum_{l=1}^q \gamma_l \Delta P_{j,t-l} + \varepsilon_t \quad (0.14)$$

gdzie $ECT_{t-1} = E_{t-1}$ reprezentuje odchylenia od równowagi długookresowej. Ujemna i istotna wartość λ gwarantuje wygaszanie odchyleń od stanu równowagi, co zapewnia stabilną długookresową relację mimo niestacjonarności poszczególnych szeregów. Parametr λ w modelach ARDL-ECM i EG-ECM oszacowanych na logarytmach informuje o tempie powrotu systemu cen do stanu równowagi długookresowej.

Model EG jest intuicyjnym i prostym narzędziem do analiz par szeregów cen o podobnym rzędzie integracji [zwykle I(1)] i dłuższych próbach, gdy badacz chce wyraźnie rozdzielić etap identyfikacji kointegracji od estymacji ECM. Model ARDL jest bardziej uniwersalny przy mieszanych rzędach integracji, mniejszych próbach i specyfikacjach z różnymi opóźnieniami – dlatego w praktyce warto traktować te podejścia jako komplementarne. Zastosowanie różnych przekrojów czasowych (podokresów) pozwoliło na wskazanie zmiany siły dostosowań cenowych w warunkach oddziaływania liberalizacji handlu na rynku kukurydzy.

1. Teoretyczno-metodyczne uwarunkowania badania przestrzennej integracji cenowej towarowych rynków rolnych

1.1. Istota przestrzennej integracji towarowych rynków

Integracja instytucjonalna i realna

Integracja rynków w sensie ekonomicznych wiąże się ze wzrostem powiązań w ramach gospodarek lub między gospodarkami. Częściej przyjmuje się, że integracja ma dynamiczny charakter i jest procesem ujednolicania czy scalania gospodarek lub poszczególnych sektorów (Balassa, 1961). Na procesy integracyjne składają się działania zarówno w sferze regulacyjnej, jak i w sferze realnej. Sfera regulacyjna to instytucje, struktury rynkowe i regulacje prawne stanowiące warunki funkcjonowania podmiotów i gospodarstw domowych. Z kolei sfera realna wiąże się z przepływem dóbr, usług oraz czynników produkcji.

Integracja instytucjonalna polega na harmonizacji systemów prawnych, regulacji i standardów. W ujęciu międzynarodowym pozwala ona na eliminację barier handlowych oraz sprzyja przepływowi czynników produkcji (World Bank, 2023). Przystąpienie Ukrainy do WTO (2008) czy też podpisanie umowy DCFTA (2016) stanowi przykład integracji instytucjonalnej. Ich efektem była redukcja ceł, barier pozataryfowych, a nawet stworzenie szerszych ram współpracy gospodarczej. Obok rozwiązań wielostronnych istotną rolę odgrywają porozumienia bilateralne, umożliwiające głębszą i szybszą harmonizację – np. protokoły SPS/TBT (wzajemne uznawanie świadectw fitosanitarnych), porozumienia o współpracy celnej oraz „zielone korytarze” tranzytowe na granicach Ukraina – Polska/Rumunia/Słowacja. Uzupełnieniem są jednostronne (unilateralne) środki liberalizacyjne – takie jak autonomiczne zniesienie ceł i kontyngentów przez UE czy krajowe uproszczenia odpraw po stronie Ukrainy – które obniżają koszty transakcyjne i wzmacniają integrację cenową. Ich skutki mogą jednak być asymetryczne i przejściowe, zależne od przepustowości infrastruktury i uwarunkowań bezpieczeństwa. Skuteczność integracji zależy od jakości instytucji rynkowych, a lokalne szoki mogą dezintegrować rynki nawet przy stabilnych ramach prawnych (Fackler i Goodwin, 2001).

Przyjmuje się, że integracja instytucjonalna sprzyja integracji realnej, która przejawia się powiązaniem handlowymi, długookresową zbieżnością cen w granicach kosztów wymiany czy optymalną alokacją zasobów (Ardeni, 1989). Kluczowym wskaźnikiem realnej integracji jest stopień powiązania rynków poprzez przepływy handlowe, gdzie różnice cen kształtują się jedynie w paśmie określonym przez koszty wymiany, co odzwierciedla skuteczność mechanizmów rynkowych. W niniejszej pracy skoncentrowano się na sferze realnej (rynkowej), biorąc pod uwagę uwarunkowania regulacyjne jako kontekst. Przedmiotem badań był rynek kukurydzy, która jest jednym z najbardziej istotnych towarów rolnych.

Pojęcie i wymiary przestrzennej integracji rynków

Integrację rynków towarowych można rozpatrywać w trzech podstawowych wymiarach, tj.: (i) przestrzennym, (ii) pionowym, (iii) czasowym. Integracja przestrzenna koncentruje się na powiązaniach między geograficznie odseparowanymi rynkami tych samych dóbr, gdzie kluczowym mechanizmem jest arbitraż przestrzenny (Ravallion, 1986). Integracja pionowa dotyczy powiązań w łańcuchu dostaw i obejmuje relacje między producentami, przetwórcami, dystrybutorami i konsumentami (Moser i in., 2005). Z kolei integracja rynków w czasie odnosi się do powiązań między różnymi horyzontami czasowymi, w szczególności związki między rynkiem kontraktów terminowych i rynkiem rzeczywistym danego towaru (von Cramon-Taubadel i Goodwin, 2021).

W literaturze przedmiotu przestrzenna integracja rynków ma solidne podstawy teoretyczne (prawo jednej ceny, modele równowagi przestrzennej, teorie handlu), lecz jest weryfikowana przede wszystkim empirycznie na podstawie współzależności cen, testów kointegracji czy analiz przepływów handlowych. Punktem odniesienia dla niej jest koncepcja rynku, w której – zgodnie z paradygmatem neoklasycznym – integracja przestrzenna stanowi miarę sprawności mechanizmu rynkowego. Trwałe i nieuzasadnione różnice cen między lokalizacjami są sukcesywnie niwelowane na rynkach zintegrowanych. Integracja przestrzenna to inaczej przyjęcie, że dwa lub więcej krajów/regionów tworzą jeden rynek (Hamulczuk, 2020).

Jak podkreślają m.in. Fackler i Goodwin (2001) oraz Hamulczuk (2019), definicje integracji przestrzennej rynków można porządkować według trzech komplementarnych

wymiarów, biorąc pod uwagę charakter wykorzystywanych informacji: (i) handlowego – istnienie i trwałość przepływów towarowych; (ii) kosztowego – relacja różnic cenowych do pełnych kosztów wymiany (transport, przeładunek, cła/podatki, inne koszty wymiany); (iii) cenowego – stopień i kierunek transmisji cen oraz tempo korekty odchyłeń od stanu równowagi długookresowej.

Integracja w wymiarze handlowym koncentruje się na fizycznych przepływach towarów między różnymi lokalizacjami. Uważa się, że handel stanowi efekt przenoszenia szoków popytowo-podażowych między rynkami. Przyjmuje się, że im większa wymiana handlowa, tym rynki są bardziej zintegrowane. Podstawą teoretyczną takiej integracji są specjalizacja towarowa i przewagi komparatywne (Fackler i Goodwin, 2001). W przypadku rynków zintegrowanych podaż z obszarów nadwyżkowych jest systematycznie kierowana do obszarów z niedoborami, co redukuje dysproporcje cenowe między nimi do poziomu kosztów wymiany handlowej (Ravallion, 1986). Integracji rynków sprzyja spadek kosztów wymiany handlowej, a w przypadku wymiany międzynarodowej szczególną rolę odgrywa ograniczanie barier handlowych. Przyjęcie, że wymiana stanowi jedyną podstawę oceny integracji rynków ma swoje wady, gdyż brak bezpośredniej wymiany handlowej między krajami/regionami uznaje się za przejaw braku integracji. Jednak, jak wskazuje Hamulczuk (2013), kraje nie muszą prowadzić bezpośredniej wymiany ze sobą, aby szoki popytowo-podażowe generowane na jednym rynku były przenoszone na inny rynek. W przypadku lokalnych i globalnych powiązań handlowych o charakterze sieciowym szoki te przenoszą się w sposób pośredni poprzez rynki krajów trzecich (a nawet poprzez rynki towarów komplementarnych i substytucyjnych).

Integracja w wymiarze kosztów wymiany handlowej koncentruje się na barierach ograniczających efektywność przepływów towarów i informacji między rynkami. Jak wskazuje El-Agraa (1989), integracja rynków stanowi trwały proces eliminacji barier dyskryminujących uczestników wymiany, osiąganą poprzez instytucjonalną koordynację polityk handlowych. Tym samym przyjmuje się, że im niższe koszty wymiany handlowej między krajami/regionami, tym potencjalnie większa skłonność do wymiany handlowej. Koszty wymiany handlowej stanowią fundamentalny wskaźnik integracji, gdzie ich wzrost prowadzi do ograniczenia wymiany handlowej, a w tym możliwości arbitrażu, przekładając się jednocześnie na fluktuacje cen (Tomek i Robinson, 2001). Z uwagi na trudności pomiaru

kosztów czasami przyjmuje się, że to różnice między cenami homogenicznych towarów stanowią odzwierciedlenie kosztów wymiany. Wydaje się jednak, że to założenie jest prawdziwe tylko wtedy, gdy dane kraje/regiony prowadzą wymianę. Jeśli nie prowadzą, to znaczy, że koszty wymiany są wyższe niż różnice cen. Sbroisig i in. (2007) dopuszczają sytuację braku wymiany handlowej nawet w sytuacji, gdy różnice cen przewyższają koszty wymiany. Świadczy to o dezintegracji rynkowej, wynikającej z nieefektywnych mechanizmów korekcyjnych (braku arbitrażu).

Integracja przestrzenna w wymiarze cenowym opiera się na badaniu powiązań cenowych między tymi samymi towarami w dwóch lub więcej lokalizacjach. Przyjmuje się, że szoki popytowo-podażowe w jednym kraju w przypadku rynków zintegrowanych powinny znajdować odzwierciedlenie nie tylko w cenach w danym kraju, ale też i w innych. Tym samym szybkość transmisji cen i siła ich wzajemnych dostosowań świadczą o stopniu zintegrowania rynków. Im szybsze i silniejsze wzajemne dostosowania cen, tym silniejsza integracja rynków. Transmisja cen możliwa jest zarówno w przypadku bezpośredniej wymiany handlowej, jak i jej braku.

Niektórzy autorzy w swoich koncepcjach i badaniach jako podstawę oceny integracji przestrzennej wykorzystują kilka rodzajów informacji (np. Baulch, 1997; Barrett i Li, 2002). Wykorzystując informacje o cenach (a dokładnie różnicach cen), kosztach wymiany oraz rzeczywistej wymianie handlowej, definiowali różne reżimy rynku, które odpowiadały m.in. integracji, segmentacji czy też równowadze rynkowej.

Teoretyczne podstawy przestrzennej integracji rynków

Przestrzenna integracja rynków, mimo jej empirycznego charakteru, odwołuje się do wielu teorii i praw. Teoretycznym punktem wyjścia dla analizy przestrzennej integracji cenowej jest prawo jednej ceny (Law of One Price – LOP), które zakłada, że w doskonale zintegrowanym systemie, po wyrażeniu w tej samej walucie, identyczne dobro powinno mieć tę samą cenę we wszystkich lokalizacjach. Mechanizmem wymuszającym zbieżność są transakcje arbitrażowe – zakup na rynku tańszym i odsprzedaż na droższym, o ile nie występują bariery, eliminują trwałe różnice cen. Klasyczne modele równowagi cen w przestrzeni (ang. *Spatial Price Equilibrium*) – od Enke (1951) i Samuelsona (1952), po formalizację Takayamy i Judge’a (1971) – pokazują, że arbitraż jest ograniczany kosztami

wymiany (transport, cła, ubezpieczenia etc.). Empirycznie oznacza to, że LOP z reguły przyjmuje formę „względną”, oznaczającą, że ceny między krajami czy regionami mogą się różnić o wartość równą kosztom wymiany handlowej. Równocześnie w długim okresie, zgodnie z założeniami modelu równowagi rynkowej, ceny w różnych lokalizacjach nie powinny zachowywać się niezależnie [por. Baulch (1997), Fackler i Goodwin (2001)]. Szerzej mechanizmy te omówiono w dalszej części niniejszego rozdziału.

Jak już wspomniano, głównym ograniczeniem wymiany handlowej, a co za tym idzie integracji rynków, są koszty wymiany handlowej. Współczesne ujęcie, inspirowane nową ekonomią instytucjonalną, rozszerza pojęcie barier handlowych poza fizyczny transport. Bariery dodatkowo obejmują koszty transakcyjne (poszukiwania informacji, egzekwowania umów), bariery pozataryfowe, ryzyko kursowe czy „dystans instytucjonalny” (North, 1990; Williamson, 1985). W tym świetle integrację przestrzenną rozumie się jako redukcję wielowymiarowych tarć rynkowych, co powinno przejawiać się silniejszą i szybszą transmisją szoków cenowych oraz występowaniem zależności długookresowych (kointegracji) między cenami. Historycznie rolę odległości i kosztów przewozu podkreślał już von Thünen (1826) w swojej teorii lokalizacji stref produkcji rolniczej. Bardziej współczesne teorie handlowe często ujmują bariery jako „koszty góry lodowej” (iceberg costs), w których część wartości „topnieje” w trakcie wymiany – ich spadek zacieśnia pasmo braku arbitrażu i wzmacnia LOP (Samuelson, 1952; por. także Krugman, 1991). Teorie kosztowe również ukazują podstawy dla regionalnego zróżnicowania cen w przestrzeni oraz zasięgu geograficznego rynków.

Przestrzenna integracja towarowych rynków rolnych odwołuje się też do teorii handlu zagranicznego. Teorie handlu dostarczają fundamentów dla arbitrażu cenowego i oczekiwanej konwergencji cen. W ujęciu Ricardo różnice cen w autarkii wynikają z odmiennych produktywności (przewaga komparatywna), a w modelu Heckschera-Ohlina wiążą się z różnicami w wyposażeniu w zasoby. Teorie te w przejrzysty sposób ukazują nie tylko uzasadnienie dla wymiany handlowej, ale i korzyści wynikające z przestrzennej integracji towarowych rynków. Integracja rynków dóbr – przez handel i spadek barier – prowadzi w teorii do wyrównywania się cen dóbr (LOP), a w granicznym przypadku do wyrównywania się cen czynników (Samuelson, 1952). W praktyce, gdy koszty wymiany nie są zerowe, testy kointegracji i modele korekty błędem stanowią operacjonalizację tych idei,

pozwalając odróżnić prawdziwą integrację (trwała relacja równowagi i skuteczna korekta odchyleń) od współzmienności napędzanej jedynie wspólnymi szokami.

Integracja cenowa

Jak już wcześniej wspomniano, integracja cenowa wiąże się z analizą związków między cenami w różnych lokalizacjach (krajach, regionach). Pojęcie integracji cenowej rynków jest dosyć często używane w literaturze światowej, do polskiej literatury prowadził je Figiel (2004). Za punkt wyjścia integracji cenowej rynków można przyjąć stopień, w jakim szoki popytowe i podażowe są bezpośrednio lub pośrednio transmitowane między lokalizacjami (McNew i Fackler, 1997; Fackler i Goodwin, 2001). Należy zaznaczyć, że integracja cenowa to nie tylko transmisja szoków; obejmuje też wspólne trendy cen (kointegrację), szybkość korekty do równowagi oraz czynniki kosztowe i informacyjne warunkujące arbitraż. Ocenę przekazu szoków można sprowadzić do oceny transmisji cen między tymi lokalizacjami:

$$\varphi_{AB} = \frac{\partial P_B / \partial \varepsilon_A}{\partial P_A / \partial \varepsilon_A}, \quad (1.1)$$

gdzie φ_{AB} to współczynnik transmisji cen między regionami A i B; P_B i P_A to ceny w tych regionach, a ε_A to hipotetyczny szok przesuwający funkcję popytu nadwyżkowego w regionie A.

Im większa wartość współczynnika transmisji, tym silniejsza integracja rynków. Ihle i Amikuzuno (2010) definiując zintegrowane rynki zwracali uwagę na efektywność przepływu informacji cenowych między geograficznie odseparowanymi lokalizacjami, których efektem jest synchronizacja zmian cen towarów w czasie. Wysokie współczynniki transmisji cen między krajami oznaczają silniejszy wpływ szoków zagranicznych i globalnych, a mniejszy czynników lokalnych (Kelle i Shiue, 2007).

Również Ravallion (1986) za zintegrowane rynki uznaje lokalizacje, w których ceny nie zachowują się niezależnie. Według niego, integracja między przestrzennie zdefiniowanymi rynkami ma miejsce, jeśli ceny zachowują się w sposób podobny w długim bądź krótkim okresie. Podkreśla się tym samym, że w praktyce integracja rynków wiąże się z procesami konwergencji, procesami dostosowawczymi oraz rozłożoną w czasie reakcją na szoki płynące z innych rynków. Ten typ integracji wiąże się najczęściej z oceną występowania prawa jednej ceny. Zbliżoną wykładnię cenowej integracji rynków przyjęli

Goldberg i Verboven (2005), którzy traktują ją bardziej jako proces wyrównywania się cen (konwergencji cenowej) w ramach prawa jednej ceny.

Ravallion (1986) podkreślał również znaczącą rolę arbitrażystów w procesie wymiany i doprowadzania do stanu równowagi, wyróżniając jednocześnie dwa reżimy integracji: natychmiastowej oraz długookresowej. To rozróżnienie jest szczególnie istotne w kontekście rynków rolnych, gdzie sezonowość produkcji i bariery transportowe wpływają na dynamikę dostosowań cenowych. Dercon (1995) podkreślał, iż skrócenie czasu transmisji szoków między rynkami nie tylko poprawia efektywność działań arbitrażowych, ale także zmniejsza ryzyko utraty płynności przez uczestników rynku.

Część autorów łączy integrację cenową z badaniem kointegracji szeregów cenowych oraz stacjonarności odchyłeń od równowagi długookresowej między lokalizacjami. Kluczowym kryterium jest stabilność różnic cenowych w czasie, co pozwala na rozróżnienie dwóch fundamentalnych reżimów integracji cenowej rynków. Pierwszą jest długookresowa zależność między cenami. Drugą z kolei są krótkookresowe dostosowania cen do tej równowagi. Oznacza to, że dostosowania cen po wystąpieniu szoku nie muszą być natychmiastowe, ale są rozłożone w czasie.

Goldberg i Verboven (2005) rozwinęli tę koncepcję, definiując integrację cenową jako proces zbieżności relacji cenowych w długim okresie, którego granicą teoretyczną jest prawo jednej ceny. Jak podkreślają autorzy, realizacja jednej ceny jest jednak warunkowana przez efektywność arbitrażu przestrzennego – na zintegrowanych rynkach różnice cenowe muszą być co najmniej równe kosztom wymiany, aby zapewniać rentowność działań arbitrażowych.

Ekonomiczne znaczenie przestrzennej integracji rynków

Badania przestrzennej integracji rynków mają kluczowe znaczenie dla polityki gospodarczej, bezpieczeństwa żywnościowego i dobrobytu społecznego. Zintegrowane rynki umożliwiają kierowanie nadwyżek z regionów nadwyżkowych do deficytowych, stabilizując podaż i ceny oraz poprawiając alokację zasobów. Sprawniejsza transmisja cen sprawia, że notowania lepiej odzwierciedlają relacje popytowo-podażowe i sygnały kosztowe, co sprzyja wzrostowi produktywności. Integracja ogranicza także lokalną siłę rynkową pośredników (monopol/monopson), zwiększając dostęp małych gospodarstw do rynków i poprawiając ich

pozycję konkurencyjną (Hamulczuk, 2019). Analiza stopnia integracji pozwala identyfikować „wąskie gardła” łańcuchów dostaw i przygotowywać się na szoki zewnętrzne (Ardeni, 1989), a także dostarcza argumentów w negocjacjach handlowych oraz przy projektowaniu polityk sprzyjających efektywnej współpracy międzynarodowej (Fackler i Goodwin, 2001).

Znajomość warunków integracji cenowej jest kluczowa dla decydentów: zmiany w taryfach, barierach pozataryfowych, regulacjach logistycznych czy kursach walut wpływają na siłę sprzężeń cenowych, a tym samym na bilans handlowy. Teoretycznie badania te służą ocenie sprawności mechanizmów rynkowych i efektywności alokacji zasobów – fundamentów stabilności rynków i bezpieczeństwa żywnościowego.

Na rynkach rolnych integracja cenowa przynosi korzyści na poziomie mikro- i makroekonomicznym (Krugman, 1979), lecz ich podział zależy od jakości instytucji i konkurencyjności rynków; niedoskonałości (np. asymetria informacji) mogą te efekty ograniczać, czyniąc integrację procesem stopniowym (Fackler i Goodwin, 2001). Brak integracji generuje trwałe dysproporcje cenowe i straty społeczne wynikające z nieefektywnej alokacji, zniekształconej sygnalizacji cenowej oraz asymetrii informacyjnej (von Cramon-Taubadel i Goodwin, 2021). Zintegrowane rynki sprzyjają ograniczaniu zmienności cen surowców rolnych i ryzyka w łańcuchach dostaw, a przejrzysta transmisja sygnałów cenowych zwiększa atrakcyjność inwestycyjną (produkcja, magazynowanie, infrastruktura transportowa).

Zgodnie z neoklasycznym paradygmatem, integracja cenowa przyczynia się do trzech kluczowych efektów:

1. Stabilizacji cen i redukcji zmienności – poprzez transmisję szoków między rynkami (nadwyżki są kierowane do regionów z niedoborami), co zwiększa odporność na lokalne zakłócenia i wzmacnia bezpieczeństwo żywnościowe (Krugman, 1979).
2. Wzrostu wymiany handlowej i dystrybucji – integracja tworzy nowe kanały logistyczne, umożliwiając uzupełnianie niedoborów i wykorzystanie nadwyżek.
3. Efektywnej alokacji zasobów – ceny odzwierciedlające relację podaży – popytu kierują produkcję do regionów o najwyższym potencjale i osłabiają pozycję lokalnych monopolistów (Figiel, 2002).

Integracja przestrzenna ma znaczenie w skali międzynarodowej (strefy wolnego handlu, unie celne) i krajowej (spójność regionalna, koordynacja w łańcuchach dostaw). Ważna bywa także integracja pionowa – choć nie jest zjawiskiem czysto przestrzennym, wpływa na przepływ towarów i informacji. Hamulczuk (2020) zwraca uwagę, że w literaturze dominuje ujęcie instytucjonalne, częściej pomijające mikroekonomiczne mechanizmy arbitrażu cenowego.

Integracja przestrzenna równocześnie generuje ryzyka:

- (i) przyspiesza transmisję szoków (zmiany cen surowców, stawek frachtu, kursów walut, decyzji w polityce handlowej) i sprzyja „importowi” inflacji;
- (ii) zwiększa zależność od węzłów logistycznych oraz pojedynczych korytarzy, co może prowadzić do koncentracji siły rynkowej;
- (iii) nasila ryzyko bazy – wahania różnic/relacji między ceną eksportową (FOB) a ceną krajową oraz ich ekspozycję na zmiany regulacyjne. Kluczowa różnica w reakcji na wstrząsy polega na tym, że rynki zintegrowane są mniej podatne na zakłócenia lokalne, ale bardziej wrażliwe na czynniki egzogeniczne, podczas gdy rynki słabo zintegrowane wykazują większą zmienność cen wskutek lokalnych szoków (Keller i Shiue, 2007).

1.2. Arbitraż cenowy i równowaga przestrzenna

Arbitraż cenowy

Mechanizm integracji przestrzennej opiera się na arbitrażu przestrzennym (ang. *spatial arbitrage*), który poprzez fizyczny przepływ towaru i informacji koryguje różnice cen do poziomu kosztów wymiany towarów między odseparowanymi rynkami (Faminow i Benson, 1990). Arbitraż polega na kupnie w lokalizacji o niższych cenach i odsprzedaży w lokalizacji o wyższych cenach. W efekcie w długim okresie ceny dóbr jednorodnych wyrównują się do poziomu kosztów wymiany, przez co arbitraż eliminuje trwałe, nieuzasadnione kosztowo odchylenia (Fackler i Goodwin, 2001). Koszty wymiany wyznaczają więc dopuszczalny margines odchyleń, a sprawny arbitraż jest warunkiem równowagi przestrzennej i efektywności mechanizmu konkurencyjnego (Barrett, 1999). Tym

samym arbitrażyści integrują rynki, eliminując nierównowagi poprzez wykorzystanie okazji cenowych.

Na rynkach towarowych można wyróżnić trzy sytuacje funkcjonowania arbitrażu przestrzennego (Fackler i Goodwin, 2001). Przyjmijmy, że mamy dwie lokalizacje (A i B) o cenach odpowiednio P_A i P_B . Koszty wymiany towaru homogenicznego między nimi wynoszą TC_{AB} i są symetryczne ($TC_{AB} = TC_{BA}$). Koszty wymiany obejmują transport, przeładunek, magazynowanie, ubezpieczenie, cła/podatki, finansowanie, ryzyko, poszukiwanie informacji (Faminow i Benson, 1990).

Pierwszą sytuacją jest ta, w której różnica cen jest równa kosztom wymiany (TC_{AB}) lub od nich niższa:

$$P_B \leq P_A + TC_{AB} \text{ lub } P_A \leq P_B + TC_{AB}. \quad (1.2)$$

W takiej sytuacji mamy brak możliwości efektywnego arbitrażu, gdyż różnice cen nie przekraczają kosztów wymiany, co eliminuje zyski arbitrażystów.

Drugą sytuacją to arbitraż w kierunku A→B:

$$P_B > P_A + TC_{AB}. \quad (1.3)$$

Jego efektem jest wzrost cen na rynku nadwyżkowym (A) i spadek na rynku deficytowym (B) poprzez przepływ towarów.

Trzecia sytuacja to arbitraż w kierunku B→A, gdzie B to rynek nadwyżkowy, zaś A to rynek deficytowy:

$$P_A > P_B + TC_{AB}. \quad (1.4)$$

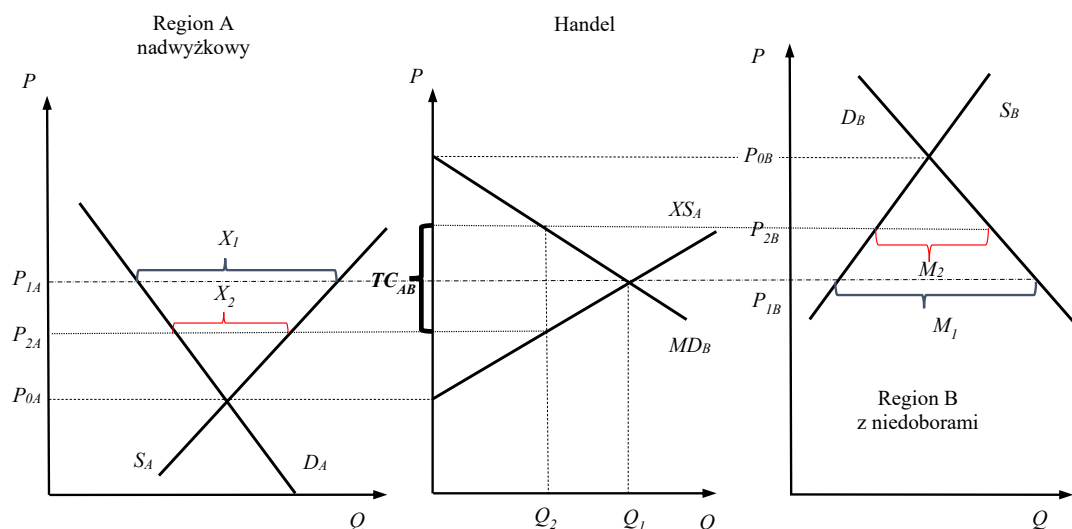
Z powyższych przykładów wynika, że arbitraż przestrzenny jest możliwy tylko wtedy, gdy różnica cen przekracza koszty wymiany. Efektem działań arbitrażystów jest wzrost cen na rynku nadwyżkowym i spadek na deficytowym, co w długim okresie prowadzi do zbieżności cen w granicach kosztów wymiany (Ardeni, 1989; Tomek i Robinson, 2001). Długookresowa zbieżność cen w granicach kosztów wymiany ($|P_B - P_A| \leq TC_{AB}$) czyni arbitraż mechanizmem równoważącym rynki.

Jak wskazują Rashid i Minot (2010), kluczowe znaczenie dla skutecznego arbitrażu ma dostęp do informacji (szybkość i aktualność danych). Koncepcja arbitrażu najlepiej sprawdza się na rynkach finansowych, gdzie mamy do czynienia z jednoczesnym zakupem i sprzedażą tego samego wystandaryzowanego instrumentu praktycznie przy zerowych kosztach transakcyjnych. Na rynkach fizycznych towarów sytuacja jest nieco inna. Pippenger

i Philips (2008) podają trzy warunki efektywnego arbitrażu na rynkach towarowych: identyczność produktów, możliwość odsprzedaży oraz brak ryzyka. Należałoby tutaj jeszcze dodać znajomość pełnych kosztów wymiany. Arbitraż cenowy z definicji jest działaniem bez ponoszenia ryzyka. Stąd w swojej czystej postaci dotyczy kontraktów forward (na dostawę). Przepływ towaru związany jest z czasem, w którym może dochodzić do zmian cen i kosztów wymiany. Oznacza to, że aby transakcja była bez ryzyka, arbitrażysta musi znaleźć dostawcę i odbiorcę towaru, zawrzeć z nimi kontrakty, pokryć koszty załadunku i transportu oraz opłacić wszystkie inne koszty. Efektywność arbitrażu ograniczają też ryzyko cenowe i kursowe oraz ograniczenia płynności towaru. Fackler i Goodwin (2001) wskazują, że lepszy dostęp do kapitału (kredyt, zabezpieczenia) i rozwinięte rynki finansowe sprzyjają arbitrażowi.

Model równowagi przestrzennej – przykład dwóch lokalizacji

W literaturze ekonomicznej model równowagi przestrzennej najczęściej wykorzystywano do zilustrowania kluczowych kwestii przestrzennych powiązań na rynkach towarowych. Wielu autorów w swoich badaniach odwołuje się do modelu równowagi przestrzennej Enke-Samuelsona-Takayamy-Judge'a (ESTJ), szczegółowo przedstawionego na rysunku 1.1.



Rysunek 1.1. Model równowagi przestrzennej

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Hamulczuk (2020).

Analizując mechanizm przestrzennej równowagi, przyjęto pewne uproszczenie, ograniczając się do dwóch lokalizacji (A i B), między którymi zachodzi wymiana jednego homogenicznego dobra. Popyt na to dobro oznaczono symbolami D_A i D_B , a podaż symbolami S_A i S_B . Ceny w odseparowanych regionach, przedstawione jako P_{0A} i P_{0B} , prezentują jednostkowe ceny dla poszczególnych rynków, gdy spełnione są warunki równowagi autarkicznej w stanie, w którym region jest samowystarczalny, a ceny kształtują się pod wpływem lokalnego popytu oraz podaży (rys. 1.1).

W powyższych warunkach szoki popytowo-podażowe w jednym lub obu regionach powodują przesunięcia funkcji popytu i podaży, prowadząc do czasowego odchylenia od relacji równowagi między rynkami. W warunkach doskonałej konkurencji i braku barier handlowych (w tym zerowych kosztów wymiany) ceny w obu regionach zmierzałyby do wspólnego poziomu P_1 , a wielkość handlu Q_1 określa punkt przecięcia linii nadwyżki podaży w regionie A (XS_A) i funkcji popytu importowego w regionie B (MD_B). Tak sytuacja w rzeczywistości jest nierealna z uwagi na to, że do zrealizowania fizycznej transakcji trzeba ponieść pewne koszty wymiany towaru (TC).

Przy uwzględnieniu dodatnich kosztów wymiany (TC_{AB}) rynki A i B osiągają równowagę, w której różnica cen nie powinna przekraczać tych kosztów ($|P_A - P_B| = TC$). Tym samym, mimo przepływów handlowych, nie jest możliwe pełne wyrównanie cen. Handel z A do B ma miejsce (na poziomie Q_2), jeśli $|P_B - P_A| \geq TC_{AB}$, natomiast gdy $|P_B - P_A| < TC_{AB}$ – handel zanika, ponieważ koszty przewyższają potencjalne korzyści z arbitrażu. Przy czym w teorii i w świecie realnym arbitrażysty dokonują transakcji, jeśli różnice przekroczą poziom kosztów wymiany. Pozostali uczestnicy rynku (producenci, przetwórcy) mogą dokonywać też transakcji po kosztach wymiany.

Należy zauważyć, że przy uwzględnieniu kosztów wymiany (TC_{AB}) ilość wymienianego towaru zmniejszy się z Q_1 do Q_2 . Cena w regionie B przyjmie wówczas postać: $P_{2B} = P_{2A} + TC_{AB}$ co oznacza, że koszty jednostkowe w równowadze rynkowej wynoszą $TC_{AB} = P_{2B} - P_{2A}$. W stanie równowagi cena i wielkość przepływów handlowych równoważą lokalny popyt i podaż w obu regionach. W zależności od specyfiki rynków (np. elastyczności podaży) zewnętrzny szok (np. zakłócenia logistyczne) może to prowadzić do przejściowej utraty integracji lub przyspieszenia transmisji cenowej, jeżeli uruchamiany jest opłacalny arbitraż.

W przypadku pojawienia się dużych barier handlowych (np. zakaz importu) lub gdy koszty wymiany są większe niż różnice cen, w gospodarkach autarkicznych handel zanika. Ceny w regionach A i B kształtują się na poziomie wynikającym z lokalnych uwarunkowań popytowo-podażowych. W regionie B rosną do poziomu P_{0B} , a w regionie A spadają do poziomu P_{0A} .

Model równowagi przestrzennej – przykład trzech lokalizacji

Z teoretycznego punktu widzenia na skutek przepływu towarów dostosowania cen w dwóch lokalizacjach A i B (rys. 1.1) powinny następować, jeżeli $|P_B - P_A| \geq TC$. Handel towarem obrazuje bowiem przepływ szoków popytowo-podażowych między regionami. Brak handlu $|P_A - P_B| < TC_{AB}$ powinien skutkować znacząco niższą współzmiennością cen, a nawet jej brakiem. Wiele jednak badań (np. Stephens, 2007) wskazuje, że mimo braku wymiany handlowej, dostosowania cen wcale nie są niższe niż w przypadku występowania handlu między krajami.

Wymiana towarowa funkcjonuje w sieciach powiązań: obok krajów z trwałymi nadwyżkami i niedoborami występują też gospodarki bliskie samowystarczalności. Kraje nadwyżkowe rzadko handlują między sobą, jednak ich ceny pozostają skorelowane, ponieważ reagują na wspólne rynki zbytu i wspólne punkty odniesienia cen (np. kontrakty giełdowe, koszty frachtu). Zarówno w układzie dwóch, jak i wielu regionów otwarcie handlu obniża ceny w regionach deficytowych, podnosi je w nadwyżkowych, a przy tranzycie koryguje poziomy cen w regionach pośrednich. Równowaga utrzymuje się, gdy różnice cen na aktywnych relacjach zrównały się z pełnymi kosztami transferu, a na pozostałych parach mieszczą się w paśmie braku arbitrażu.

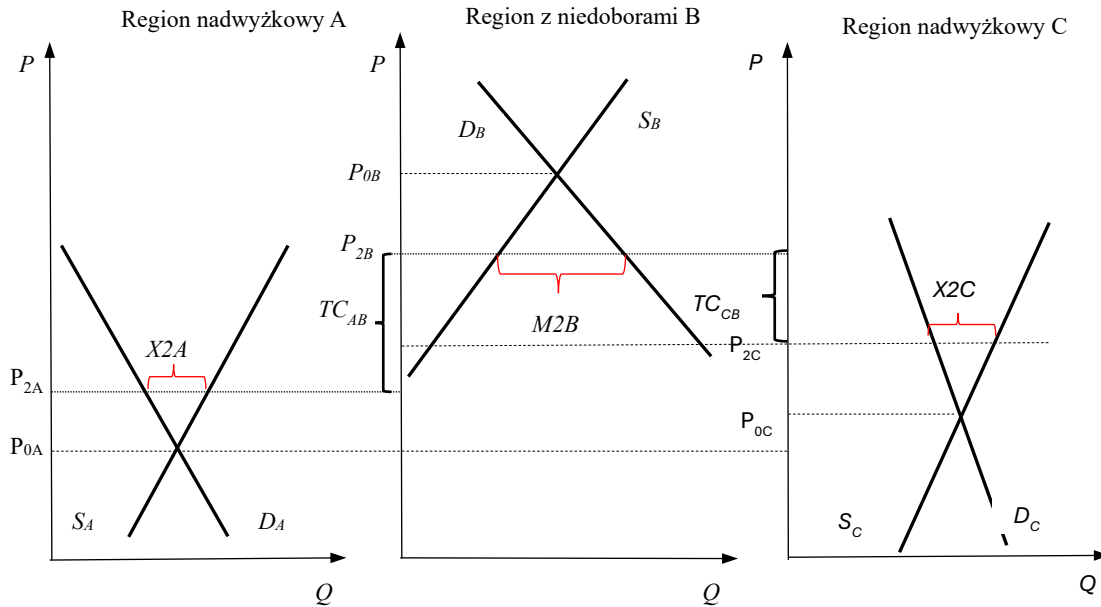
W przypadku więcej niż dwóch regionów, przy utrzymaniu warunków konkurencji doskonałej oraz wspólnej waluty, przy dodatnich kosztach wymiany ceny między wszystkimi parami rynków dążą do wspólnego poziomu, lecz nie muszą się zrównać: dla każdej pary lokalizacji $(i, j) \in \{A, B, C\}$ warunek arbitrażu ma postać (Barret, 2002):

$$-TC_{ji} \leq P_j - P_i \leq TC_{ij} \quad (1.5)$$

gdzie TC_{ij} i TC_{ji} reprezentuje najniższy koszt przemieszczenia towaru z lokalizacji i do j . Jest to koszt bezpośredni lub przez rynek pośredni, przykładowo $TC_{AC} =$

$\min \{TC_{AC}, TC_{AB}, TC_{BC}\}$. W tych warunkach równowaga jest takim układem przepływów handlowych, który bilansuje popyt i podaż we wszystkich (trzech) regionach jednocześnie.

Rysunek 1.2 pokazuje przykład dochodzenia do stanu równowagi rynkowej dla dobra homogenicznego w przypadku trzech regionów: A i C (eksportowy) oraz B (importowy). Pionowa oś reprezentuje cenę (P) a pozioma – ilość (Q); krzywe podaży i popytu oznaczono S i D. Poziome linie wyznaczają strefy cen w autarkii (P_0) oraz po otwarciu handlu (P_2). Czerwone nawiasy reprezentują wielkości przepływów: X_{2A} i X_{2C} – eksport z regionów A i C; M_{2B} – import do regionu B. Oznaczenia TC_{AB} i TC_{CB} to jednostkowe koszty wymiany/transportu między regionami A i C a regionem B.



Rysunek 1.2. Model równowagi przestrzennej w przypadku trzech regionów

Źródło: opracowanie własne.

Przestrzenna równowaga rynkowa zachodzi, gdy region B importuje, a regiony A i C eksportują, arbitraż zaś ustaje, ponieważ różnice cen są równe pełnym kosztom wymiany:

$$P_B - P_A = TC_{AB}, \text{ oraz } P_B - P_C = TC_{CB}. \quad (1.6)$$

Jeżeli oba warunki są spełnione, to B może być zasilany jednocześnie z A i C, a bilans przepływów ilości towaru wynosi:

$$X_{2A} + X_{2C} = M_{2B}. \quad (1.7)$$

Wówczas w regionach nadwyżkowych (A, C) cena rośnie z poziomów autarkicznych do P_{2A} , P_{2C} ; w regionie deficytowym (B) spada do P_{2B} , różnice $P_{2B} - P_{2A}$ oraz $P_{2B} - P_{2C}$ odzwierciedlają odpowiednie koszty wymiany (TC).

Inne formy pośredniej integracji rynkowej nie są wynikiem bezpośredniego przepływu identycznego towaru, lecz wspólnych mechanizmów ustalania cen oraz substytucji. Kontrakty terminowe na giełdach takich jak CBOT czy MATIF pełnią rolę narzędzi zabezpieczających przed ryzykiem cenowym i jednocześnie stanowią punkty odniesienia dla kontraktów fizycznych, co poprzez mechanizm bazy oraz cross-hedgingu prowadzi do zbieżności notowań cenowych. Substytucja towarów (np. pomiędzy pszenicą a kukurydzą lub rzepakiem a soją) powoduje przekierowanie popytu i presji cenowej między poszczególnymi rynkami, gdzie wahania względnych cen generują zmiany zarówno w preferencjach konsumenckich, jak i w zastosowanych technologiach produkcyjnych.

Handel produktami przetworzonymi, takimi jak mąka, olej czy śruta, przekazuje sygnały cenowe z rynków surowcowych poprzez marże przetwórcze oraz koszty związane z energią i logistyką, kształtując powiązania. Wspólne czynniki produkcji (nawozy, paliwa, fracht) wpływają na wysokość krańcowych kosztów produkcji i transportu w różnych regionach, co prowadzi do jednoczesnych ruchów cen nawet w sytuacji ograniczonego bezpośredniego obrotu handlowego.

1.3. Prawo jednej ceny i efektywność rynków

Definicja prawa jednej ceny

Prawo jednej ceny (ang. *The Law of One Price* – LOP) stanowi fundamentalną koncepcję w analizie przestrzennej integracji rynków: arbitraż pełni funkcję kluczowego mechanizmu ograniczającego trwałe różnice cen między geograficznie odseparowanymi lokalizacjami. W najprostszym ujęciu zakłada on wyrównywanie się cen dóbr homogenicznych w różnych lokalizacjach (regionach). Przy czym ceny dóbr homogenicznych niekoniecznie muszą się wyrównać, nawet gdy kraje powadzą ze sobą wymianę handlową. Przyjmuje się, że ceny na różnych rynkach (lokalizacjach) powinny różnić się co najwyżej o koszty wymiany $|P_A - P_B| \leq TC_{AB}$, gdzie TC_{AB} obejmuje koszty transportu, podatków i przełamывania regulacji instytucjonalnych (Fackler i Goodwin, 2001).

Cournot (1838) położył fundamenty analizy konkurencji i dostosowań cenowych w ujęciu neoklasycznym. Marshall (1920), w *Principles of Economics*, opisał mechanizm długookresowego wyrównywania cen dóbr homogenicznych między rynkami, stanowiący teoretyczne zaplecze współczesnego rozumienia prawa jednej ceny. Choć koncepcja LOP wywodzi się z teorii neoklasycznej, jej empiryczna operacjonalizacja opiera się na modelach korekty błędu (ECM) oraz ich progowych rozszerzeniach, które pozwalają uwzględnić sezonowość i ograniczoną płynność rynku.

Prawo jednej ceny to koncepcja teoretyczna osadzona w modelu doskonałej konkurencji. Zakłada, że ceny dóbr jednorodnych na różnych rynkach mogą różnić się co najwyżej o pełne koszty wymiany (m.in. transport, ubezpieczenie, informacja; por. Phillips i Pippenger, 2005). Dostosowanie cen wynika z arbitrażu – możliwości zakupu i odsprzedaży tego samego (jednorodnego) dobra przy pomijalnym ryzyku. Model konkurencji doskonałej bywa jednak krytykowany za uproszczenia; tradycja neoklasyczna, rozwijana m.in. przez Marshalla (1890), opisuje mechanizmy długookresowego wyrównywania cen, lecz w praktyce dodatkowe koszty i bariery sprawiają, że LOP ma charakter względny, a nie absolutny.

Formy prawa jednej ceny

W literaturze wyróżnia się dwie koncepcje prawa jednej ceny: absolutną i względną. Absolutna wersja zakłada natychmiastowe wyrównanie cen i kursów walutowych między rynkami, pomijając kluczowe ograniczenia tj. koszty wymiany, bariery handlowe oraz asymetrię transmisji cen. Założenie pełnej homogeniczności dóbr jest uproszczeniem, nieuwzględniającym różnic w jakości czy preferencjach konsumentów (Broda i Weinstein, 2008). W kontekście kursów walutowych przejawia się to w parytecie siły nabywczej (ang. *Purchasing Power Parity* – PPP), który łączy kursy walutowe ze stosunkiem cen identycznych koszyków konsumpcyjnych. Jednak niedoskonałości rynków (np. opóźnienia w dostosowaniach) czynią to założenie trudnym do empirycznego potwierdzenia.

Absolutna forma prawa jednej ceny (ang. *Absolute Law of One Price*) w kontekście rynków międzynarodowych wyraża się równaniem (Taylor i in., 2004):

$$P_{A,t}^A = P_{B,t}^B \cdot E_{AB,t} \quad (1.8)$$

gdzie: $P_{A,t}$ – cena dobra na rynku A w walucie A w czasie t , $P_{B,t}$ – cena dobra na rynku B w walucie B w czasie t , $E_{AB,t}$ – kurs wymiany wyrażony jako liczba jednostek waluty A za 1 jednostkę waluty B w czasie t .

Spełnienie prawa jednej ceny w wersji absolutnej następuje, gdy $E \frac{P_{A,t}^A}{P_{B,t}^B} = 1$.

Paradoksalnie może mieć to miejsce wówczas, gdy kraje nie prowadzą wymiany handlowej. W warunkach wymiany handlowej ceny z uwagi na koszty wymiany nie mogą się w pełni wyrównywać.

Forma absolutna zakłada natychmiastowe i pełne przenoszenie zmian cen oraz kursów walutowych między rynkami, pomijając kluczowe ograniczenia praktyczne, takie jak koszty wymiany i bariery handlowe. Jej niedoskonałości wynikają z restrykcyjnych założeń modelu doskonałej konkurencji³. W rzeczywistości – nawet na rynkach zintegrowanych – ceny identycznego dobra mogą różnić się między lokalizacjami; różnice mieszczące się w pełnych kosztach transferu są zgodne z LOP, natomiast trwałe odchylenia wykraczające poza te koszty wskazują na tarcia⁴ rynkowe (Ardeni, 1989).

Kluczowym ograniczeniem jest także nieliniowy profil kosztów transakcyjnych: koszty transportu rosną wraz z dystansem (często skokowo, m.in. przez stałe koszty przeładunków i ograniczenia przepustowości), a cła i opłaty graniczne mają charakter dyskretnych „progów” przy przekraczaniu granicy (Wejner, 2008). W efekcie nawet dla dóbr homogenicznych mogą utrzymywać się trwałe, kosztowo uzasadnione różnice cen.

Hamulczuk (2019) zwrócił uwagę, iż najczęściej analizie podlegają podobne towary, lecz nie są one identyczne. Dlatego niemożliwa jest analiza hipotezy w formie absolutnej, ponieważ nie wiadomo, czy brak jednej ceny jest wynikiem zróżnicowania parametrów produktów czy braku arbitrażu.

³ Do podstawowych założeń modelu konkurencji doskonałej należą (Barrer i in. 2000; Wejner, 2008; Phillips i Pippenger, 2005): (i) duża liczba niezależnych producentów i konsumentów, (ii) jednorodność produktów (pełna substytucyjność dóbr), (iii) pełna dostępność informacji rynkowej dla wszystkich podmiotów, (iiii) brak barier wejścia i wyjścia z rynku, (iiiii) racjonalne decyzje podmiotów oparte na maksymalizacji użyteczności, (iiiii) mobilność czynników produkcji.

⁴ Rozumiane jako przeszkody, które sprawiają, że ceny natychmiast nie dążą do jednego poziomu, mimo że istnieją sprzyjające warunki na arbitraż. Do najczęstszych rodzajów tarć (frykcji) zaliczane są: infrastruktura, informacja, finanse, ryzyko, jakość i parametry produkcji, struktury rynku.

Względna forma prawa jednej ceny (ang. *Relative Law of One Price*) wyraża się równaniem:

$$\frac{P_{A,t}^A/P_{A,t-1}^A}{P_{B,t}^B/P_{B,t-1}^B} = \frac{E_{AB,t}}{E_{AB,t-1}} \quad (1.9)$$

gdzie: $P_{A,t}^A/P_{A,t-1}^A$ – stopa zmiany cen w regionie A ; $P_{B,t}^B/P_{B,t-1}^B$ – stopa zmiany cen w regionie B ; $\frac{E_{AB,t}}{E_{AB,t-1}}$ – stopa zmiany nominalnego kursu walutowego (liczba jednostek waluty A za jednostkę waluty B).

Ze względu na ograniczenia absolutnej wersji prawa jednej ceny najczęściej testowane jest prawo jednej ceny w formie względnej (inaczej też słabej formy, ang. *weak form of LOP*) lub relatywnej formy (*relative form of LOP*).

Względna wersja LOP zakłada proporcjonalne zmiany cen w obu regionach. Implikuje to stałe różnice logarytmów cen w czasie (kointegrację) po uwzględnieniu kursu walutowego. Wersja względna nie wymaga zbieżności poziomów cen, lecz zbliżonego tempa zmian, przy czym odchylenia od równowagi długookresowej powinny mieć charakter przejściowy. Takie ujęcie pozwala uwzględnić kluczowe czynniki różnicujące ceny między krajami – wahania kursów walutowych, koszty arbitrażu/transakcyjne, różnice w preferencjach i jakości oraz globalne zmiany poziomów cen (Hamulczuk, 2019; Ardeni, 1989).

Względna forma prawa jednej ceny jest badana częściej, ponieważ forma absolutna wymaga spełnienia silnych założeń (brak kosztów i barier, pełna możliwość arbitrażu). Ma jednak istotne ograniczenia. Po pierwsze, operowanie prostymi ilorazami czy różnicami cen nie pozwala zidentyfikować relacji LOP, która może ulegać zmianom w czasie. Dodatkowo prawo jednej ceny ma sens empiryczny jedynie dla dóbr identycznych lub bliskich substytutów (Hamulczuk, 2019).

Czynnik czasu determinuje skuteczność arbitrażu: w krótkim okresie opóźnienia transakcyjne powodują większe różnice cen niż w długim okresie, gdzie ceny zbiegają się w granicach kosztów transakcyjnych (Davids i in., 2017). Relatywna forma prawa jednej ceny zakłada, że długoterminowa zbieżność cen jest możliwa jedynie po uwzględnieniu kosztów arbitrażu, podczas gdy absolutna forma LOP – pomijająca czynnik czasu – pozostaje nierzeczywistym uproszczeniem.

Na ograniczenia prawa jednej ceny wynikające z asymetrii informacyjnej i kosztów pozyskiwania informacji zwraca uwagę zarówno ekonomia instytucjonalna, jak i ekonomia informacji. Stigler (1961) pokazał, że niepełna informacja i wysokie koszty poszukiwania informacji ograniczają arbitraż i mogą powodować zróżnicowanie cen. Stiglitz (1980) wykazał, że przy dodatknych kosztach informacji ceny nie mogą w pełni i natychmiast odzwierciedlać całej dostępnej informacji – w przeciwnym razie nikt nie miałby bodźców, by ją gromadzić – co implikuje utrzymywanie się różnic cenowych mimo przepływów handlowych. Z kolei Arrow (1962) podkreślał, że informacja ma cechy dobra publicznego, a koszty jej pozyskania i przekazywania stanowią barierę dla natychmiastowego osiągnięcia równowagi konkurencyjnej, co wyjaśnia opóźnienia reakcji cen na szoki.

Efektywność rynku

Zgodnie z hipotezą efektywnego rynku (ang. *Efficient-market hypothesis* – EMH), ceny odzwierciedlają dostępną informację. W tym ujęciu prawo jednej ceny działa poprzez arbitraż, który ogranicza trwałe różnice cen. W praktyce jednak koszty wymiany i asymetria informacji naruszają warunki idealne, przez co LOP ma głównie charakter długookresowy, a odchylenia cen od równowagi ulegają powolnej korekcie. Efektywność rynku wiąże się z przestrzenną integracją cenową: szybka korekta odchyleń wskazuje na sprawny arbitraż. Badania Yanga i Leathama (2021) oraz McKenziego i Holta (2002) pokazują, że większa efektywność współwystępuje z długookresową zależnością (kointegracją) cen oraz ich zbieżnością w obrębie kosztów wymiany, co empirycznie wspiera względną formę prawa jednej ceny.

Należy zaznaczyć, że prawo jednej ceny nie wymaga bezpośredniego handlu, lecz jedynie możliwości (także pośredniego) arbitrażu. Ceny powinny pozostawać w relacji zgodnej z brakiem arbitrażu, gdzie różnica cen nie powinna przekraczać kosztów wymiany handlowej, a ceny na rynkach mogą się różnić najwyżej o minimalny koszt wymiany w grupie badanych lokalizacji. Jeśli różnica cen nie przekracza tego kosztu, to relacja znajduje się w obszarze bezarbitrażowym; jeśli jest większa – pojawia się bodziec do arbitrażu wielostronnego. Gdy bariery są zaporowe (autarkia), bilateralne LOP nie jest empirycznie weryfikowalne, a współzmiennność cen może wynikać jedynie ze wspólnych czynników globalnych (np. ceny referencyjne, fracht, paliwa).

Na rynkach powiązanych przestrzennie różnice cen są ograniczone kosztami wymiany, a szybka korekta odchyłeń świadczy o sprawnym arbitrażu i większej efektywności. Efektywność rynku rośnie, gdy różnice cen (po skorygowaniu o koszty transferu) są niewielkie, a okres korekty odchyłeń jest krótki. Sprzyjają temu niskie koszty transakcyjne oraz brak barier dla arbitrażu (Singh i in., 1987). W praktyce jednak trwałe odchylenia od prawa jednej ceny wynikają z niedoskonałości rynku (koszty transakcyjne, bariery logistyczne i informacyjne), przez co efektywność przejawia się głównie jako długookresowa, względna zbieżność cen.

O efektywności rynku można także mówić w sensie Pareto – ma ona miejsce, gdy alokacja zasobów opiera się na równowadze wszystkich rynków konkurencyjnych i nie da się poprawić dobrobytu jednego podmiotu bez pogorszenia sytuacji innego (Pareto, 1896–1897). Varian (1992) podkreśla, że twierdzenia o Pareto-efektywności równowagi konkurencyjnej wymagają m.in. doskonałej konkurencji, braku barier wejścia, pełnej informacji oraz braku kosztów transakcyjnych. Samuelson i Nordhaus (2017) definiują efektywność ekonomiczną jako optymalne wykorzystanie zasobów przy minimalnych stratach dobrobytu – w praktyce: zaspokajanie potrzeb przy możliwie najwyższej produktywności w danych ograniczeniach.

W literaturze wyróżnia się trzy wymiary efektywności w rolnictwie: techniczną, alokacyjną oraz ekonomiczną (całkowitą). Efektywność ekonomiczna jest wynikiem jednoczesnego osiągnięcia efektywności technicznej i alokacyjnej (w sensie Farrella). Techniczna oznacza wytwarzanie maksymalnego możliwego produktu przy danych nakładach (lub minimalizację nakładów dla zadanego poziomu produkcji) w ramach dostępnej technologii, natomiast alokacyjna – dobór takiej kombinacji nakładów, która minimalizuje koszt (lub maksymalizuje zysk) przy danych cenach czynników i produktów. W praktyce alokację ograniczają niedoskonałości rynku, więc efektywność ma charakter relatywny, a nie absolutny (Figiel, 2002). Integracja rynków oraz ich efektywność sprzyja zbieżności cen i ogranicza marnotrawstwo zasobów, a co za tym idzie – sprzyja ich optymalnej alokacji.

Generalnie efektywny rynek spełnia trzy warunki: różnice cen wynikają wyłącznie z kosztów transportu, różnica cenowa między okresami nie przekracza kosztów przechowywania i normalnego zysku, cena produktów przetworzonych nie przewyższa ceny

surowców o więcej niż koszty przetworzenia i normalny zysk. Czynniki determinujące efektywność rynkową i techniczną to struktura rynku, charakter towaru oraz uwarunkowania społeczno-gospodarcze. W literaturze brak konsensusu co do relacji między efektywnością a integracją rynkową: część autorów rozróżnia je, inni utożsamiają, przy czym obie koncepcje opierają się na eliminacji przejściowych zysków arbitrażowych poprzez mechanizmy rynkowe. Kluczowa różnica dotyczy poziomu analizy – efektywność (informacyjna) mierzy dynamikę inkorporacji informacji w ceny na pojedynczym rynku, podczas gdy integracja opisuje powiązania międzyrynkowe.

1.4. Koncepcje empirycznej weryfikacji cenowej integracji rynków

Istota badania transmisji cen

Integracja cenowa w sensie ekonomicznym oznacza spójność rynków: brak trwałych różnic cen przekraczających koszty wymiany oraz skuteczną transmisję sygnałów cenowych. Badania transmisji cen są kluczowym podejściem w ocenie przestrzennej integracji rynków. Transmisja cen to przekazywanie impulsów cenowych między różnymi lokalizacjami (por. wzór 1.1).

Integrację cenową często definiuje się jako występowanie długookresowej relacji między niestacjonarnymi szeregami czasowymi, których liniowa kombinacja tworzy proces stacjonarny. Oszacowanie szybkości powrotu do równowagi umożliwia określenie, jak szybko po szoku ceny powracają do stanu długookresowej równowagi mimo krótkookresowych różnic. Ze względu na kierunek, szybkość i asymetrię transmisji analizy te wymagają zaawansowanych metod ekonometrycznych (np. modeli korekty błędów), a nie prostych korelacji, co jest kluczowe dla sektora rolnego, gdzie opóźnienia i bariery handlowe kształtują długookresowy proces wyrównywania cen (Baulch, 1997). Fackler i Goodwin (2001) również podkreślają, że badania przestrzennej integracji rynków wymagają modelowania zgodności z teoretycznymi wzorcami długookresowej zbieżności cen (np. prawem jednej ceny). Kluczowe prace w zakresie testowania kointegracji to m.in.: Engle i Granger (1987), Johansen (1991), Gregory i Hansen (1996), Pesaran i in. (2001), Westerlund (2008); definiują one podstawy empirycznej analizy. Klasyczne narzędzia ekonometryczne (np. modele ECM, VECM czy ARDL-ECM) są preferowane ze względu na prostotę interpretacji i głębokie zrozumienie specyfiki procesów rynkowych, co jest kluczowe dla

sektora rolnego. Należy zwrócić uwagę, że kointegracja jest jednym z operacyjnych kryteriów jej weryfikacji.

Badania kointegracji cen są uzupełniane m.in. badaniami przyczynowości, oceną szybkości przekazywania impulsów cenowych między rynkami w krótkim i długim okresie, liniowymi lub nieliniowymi (progowymi) dostosowaniami cen czy występowaniem β -konwergencji. Testy przyczynowości pozwalają formalnie ustalić kierunek oddziaływań – innymi słowy wskazują, który rynek pełni rolę lidera w procesie odkrywania cen. Szybkość przekazywania impulsów mierzona funkcjami odpowiedzi na impuls (ang. *Impulse Response Function* – IRF) w modelach transmisji pokazuje, jak szybko i w jakiej skali zmiana na rynku referencyjnym przenosi się na rynek zależny. Szybsze procesy wyrównywania cen wraz z ujemnym i istotnym współczynnikiem dostosowań długookresowych odzwierciedlają sprawny arbitraż (Kim i in., 2003). Wielkość skumulowanej odpowiedzi (IRF) bliska jedności wskazuje na niemal pełne przenoszenie impulsów, niższe wartości sugerują niepełną transmisję oraz bariery handlowe. Nieliniowe dostosowania zakładają, że rynek nie reaguje jednakowo na każde odchylenie ceny od równowagi. Korekta może nastąpić dopiero po przekroczeniu pewnego progu kosztów obrotu albo narastać stopniowo: im większe odchylenie, tym szybszy powrót do równowagi.

Analizy mogą być też prowadzone w większej grupie krajów i regionów. Wzajemne dostosowania cen między nimi mogą być badane w konwencji β -konwergencji. W tym znaczeniu β -konwergencja ukazuje ocenę szybkości dostosowań cenowych do stanu równowagi długookresowej w większej grupie lokalizacji jednocześnie. Zaletą tego podejścia jest możliwość prowadzenia badań w krótszych okresach lub oparcia badań na szeregach o mniejszej częstotliwości.

Linowe modele jednorównaniowe i wielorównaniowe

Jednorównaniowe dynamiczne modele ekonometryczne odgrywają kluczową rolę w analizie integracji rynków, umożliwiając badanie związków między zmienną zależną a niezależną przyjmując jednokierunkową relację przyczynową. Najstarsze podejścia badawcze opierały się na jednorównaniowych modelach statycznych, w których cena w jednym regionie była funkcją liniową lub nieliniową ceny w innym regionie. Idealnie byłoby, gdyby do tego równania zostały włączone koszty wymiany (Fackler i Goodwin, 2001). Wadą

modeli statycznych było założenie o natychmiastowym dostosowaniu cen. Ravallion (1986) jako jeden z pierwszych uwzględnił dynamiczne dostosowania cenowe towarów rolnych w modelu ARDL łączącym analizę krótko- i długookresowej integracji rynków. W jego podejściu stopień integracji weryfikowano poprzez testowanie czterech hipotez dotyczących segmentacji rynku, słabej oraz silnej formy krótkookresowej integracji oraz długookresowej kointegracji.

Również często stosowane jest podejście Engle'a-Grangera w postaci modelu korekty błędem (ECM). Składnik korekty błędem (ECT) w tym modelu reprezentuje odchylenia od długookresowej równowagi, gdzie ujemna wartość współczynnika λ w równaniu 0.14 (w we wstępie w części metodycznej) wskazuje na zbieżność do stanu równowagi, a $|\lambda|$ określa szybkość dostosowań ($|\lambda| = 1$ – natychmiastowe, $0 < |\lambda| < 1$ – częściowe, rozłożone w czasie) (Pesaran i in., 1997). Stacjonarność reszt z długookresowej regresji kointegracyjnej jest kluczowym wskaźnikiem istnienia długoterminowej równowagi między szeregami cenowymi. W podejściu Engle'a-Grangera (1987) hipotezę braku kointegracji testuje się poprzez analizę stacjonarności reszt za pomocą testów pierwiastka jednostkowego.

Główne ograniczenie modeli jednorównaniowych polega na konieczności określenia *a priori* zmiennych endogenicznej i egzogenicznej, co uniemożliwia w pełni identyfikację rynku centralnego absorbującego nadwyżki (Hamulczuk, 2019). Testy przyczynowości czy egzogeniczności częściowo rozwiązują ten problem. Niemniej jednak modele te nie pozwalają na pełną analizę dynamicznych powiązań między wieloma rynkami jednocześnie.

Bardziej elastycznym podejściem są modele wielorównaniowe (np. VAR, VECM), gdzie poziom cen na badanym rynku jest funkcją przeszłych cen zarówno na danym rynku, jak i przeszłych cen na wszystkich pozostałych rynkach. Modele takie eliminują problem wyboru *a priori* zmiennych endogenicznych i egzogenicznych, umożliwiając analizę współzależności wielokierunkowej. W przypadku modelu VAR (Sims, 1980) estymacja wymaga stacjonarności szeregów (słabej lub trendo-stacjonarności); niestacjonarne szeregi należy zróżnicować do osiągnięcia $I(0)$. Alternatywą dla VAR w przypadku zmiennych skointegrowanych jest wektorowy model korekty błędów (VECM), zaproponowany przez Johansena (1988). Kointegrację testuje się poprzez analizę rzędu macierzy dostosowań. Przewaga modelu VECM nad modelem VAR polega na jednoczesnym modelowaniu krótko-

i długookresowej dynamiki. Johansen (1988) zaproponował procedurę wykorzystującą modele liniowe, umożliwiającą identyfikację wielu wektorów kointegrujących przy użyciu estymacji metodą największej wiarygodności, co zapewnia wyższą moc statystyczną testów w porównaniu z podejściem Engle’a-Grangera. Z propozycji wynikają dwa podejścia w testowaniu kointegracji: test śladu oraz test maksymalnej wartości własnej.

W literaturze przedmiotu nie istnieje uniwersalna procedura testowania kointegracji, a wybór metody zależy od rzędu integracji szeregów czasowych oraz specyfiki badanej próby. Procedura Engle’a-Grangera (1987), mimo ograniczenia do jednego wektora kointegrującego, jest preferowana w analizach wstępnych ze względu na prostotę i intuicyjną strukturę, ale wymaga jednorodności rzędu integracji $[I(1)]$. Metoda Johansena (1988) umożliwia identyfikację wielu wektorów kointegrujących, podczas gdy podejście ARDL (Pesaran i Shin, 1995) jest bardziej uniwersalne i może być stosowane również, gdy zmienne mają różne rzędy integracji $[I(0)/I(1)]$. Kluczowe jest dostosowanie metody do założeń badanych danych, ponieważ nieprawidłowy wybór może prowadzić do błędnej interpretacji długookresowej równowagi (Baulch, 1997).

Model liniowe są najczęściej wykorzystywane w badaniach przestrzennej integracji rynków. Przykłady zastosowań takich modeli w analizach przestrzennej integracji towarowych rynków rolnych na świecie prace autorstwa m.in. Stephens (2012), Nyongo (2014) i Kidane (2022). W literaturze polskojęzycznej można wymienić m.in. prace: Rembezy (2009), Hamulczuka i Stańko (2015), Szajnera (2021).

Modele nieliniowe

Większość badań empirycznych towarowych rynków rolnych opiera się na modelach liniowych. Pozwalają one z reguły na dobrą aproksymację przepływu impulsów cenowych oraz wnioskowanie na temat cenowej integracji rynków. Niemniej jednak do ograniczeń modeli liniowych zalicza się ignorowanie nieliniowych dostosowań cenowych oraz wrażliwość na zmiany strukturalne (Baffes, 2007). Modele liniowe ignorują koszty wymiany jako granicę opłacalności arbitrażu oraz możliwość nieciągłości wymiany czy też zmiany kierunku przepływu towaru zgodnie z teorią arbitrażu przestrzennego (wzór 1.2). Tym samym, szczególnie w przypadku badania powiązań cenowych między krajami, które prowadzą wymianę handlową, może dochodzić do występowania zależności nieliniowych

(McNew, Fackler 1997). Z drugiej strony, jak wykazali Stephens i in. (2012), siła wzajemnych dostosowań cen w okresach, w których mamy do czynienia z wymianą handlową oraz w okresach bez wymiany nie różni się istotnie. Również, jak się wydaje, prawdopodobieństwo występowania nieliniowych dostosowań cenowych w przypadku badania cen w większej sieci powiązań (np. wśród głównych eksporterów) jest mniejsze.

Modele nieliniowe stanowią kluczową alternatywę dla liniowych podejść w analizie integracji cenowej, umożliwiając modelowanie dostosowań cenowych zależności między lokalizacjami oraz charakteryzują się wyższą mocą statystyczną w porównaniu do modeli liniowych. W porównaniu z modelami liniowymi modele nieliniowe charakteryzują się większą elastycznością w uchwyceniu nieliniowych relacji równowagi, np. w warunkach asymetrycznych dostosowań (Baulch, 1997), co czyni je skutecznymi w analizie zróżnicowanych reakcji rynkowych na fluktuacje.

Jeśli za punkt wyjścia przyjmiemy model równowagi rynkowej (rys. 1.1 oraz wzór 1.2), to widzimy, że ceny między krajami prowadzącymi wymianę handlową nie wyrównują się w pełni. W efekcie tego możemy mieć do czynienia z kilkoma sytuacjami, które będą skutkowały nieliniowymi dostosowaniami cen. Jeśli jeden z krajów jest w całym okresie nadwyżkowy, a drugi jest importerem netto, to może dochodzić do asymetrycznych dostosowań cen. To znaczy, że dostosowania cen (transmisja) będą miały miejsce wówczas, gdy różnica cen przekroczy poziom kosztów wymiany $P_B > P_A + TC_{AB}$. Gdy $P_B \leq P_A + TC_{AB}$, transmisja cen może nie zachodzić lub mieć mniejszą siłę. Zastosowanie modelu liniowego w takim przypadku „uśredni” siłę transmisji w obydwu reżimach. W badaniach asymetrycznych dostosowań cen stosuje się modele wykazane wcześniej, ale ze specyfikacją asymetryczną, np. asymetryczny ARDL czy asymetryczny VECM. Specyfikacja ta polega na dekompozycji szeregów czasowych na skumulowane szoki pozytywne i negatywne, co pozwala na oddzielne szacowanie wpływu wzrostów i spadków cen na zmienną zależną.

Drugą możliwością bazującą na teoretycznych założeniach jest sytuacja, w której kraje mają zbliżony bilans handlowy i następują zmiany kierunku przepływu towarów. Wówczas dostosowania cenowe będą zachodziły, gdy $P_B > P_A + TC_{AB}$ oraz gdy $P_A > P_B + TC_{AB}$. Wymaga to zastosowania trzyreżimowego modelu progowego, gdzie wzajemne dostosowania cenowe następują, gdy różnice cen przekroczą koszty wymiany; jeśli różnice są mniejsze, to ceny mogą zachowywać się niezależnie (a z reguły są słabsze). Dercon i van

Campenhout (1999) zastosowali progowe modele autoregresyjnych TAR (ang. *threshold autoregressive*) do badań przestrzennej integracji rynków ryżu na Filipinach. Balke i Fomby (1997) oraz Goodwin i Piggott (2001) badali dostosowania cen na rynkach rolnych wykorzystując trzyreżimowy model progowy VECM (TVECM).

W modelu TAR funkcja przejścia między reżimami jest skokowa po przekroczeniu pewnego progu ustalanego empirycznie lub przyjętego z góry. Alternatywą są ciągłe funkcje przejścia o charakterze wykładniczym lub logistycznym w postaci modeli wygładzonego przejścia STAR (ang. *smooth transition autoregressive*) (van Dijk in., 2002). W modelach takich siła dostosowań cenowych zmienia się płynnie w zależności od odchylenia od stanu równowagi oraz parametru kontrolującego gładkość przejścia funkcji. Modele STAR stosowali w badaniach dostosowań cenowych na rynkach rolnych m.in.: Ghoshray (2010), Pede i in. (2013), Götz i in. (2016), Hamulczuk (2018).

Według Bruzdy (2008), należy rozróżniać nieliniowe dostosowania cen od stanu długookresowej równowagi (omawiane wyżej) od nieliniowych relacji długookresowych procesów ekonomicznych. Nieliniowość w długookresowej relacji równowagi polega na założeniu, że parametry opisujące stacjonarny związek między procesami ekonomicznymi nie są stałe, lecz mogą zmieniać się w zależności od określonych warunków rynkowych. W przeciwieństwie do nieliniowych dostosowań (gdzie ścieżka równowagi jest liniowa, ale powrót do niej jest nieliniowy), tutaj nieliniowa jest sama natura długookresowego związku. Oznacza to, że wektor kointegrujący, opisujący tę relację, jest nieliniowy co do istoty. Do przykładowych prac, w których zakłada się nieliniowe dostosowania długookresowe cen na towarowych rynkach rolnych, należą m.in. publikacje Brümmera i in. (2006), Serry i in. (2011), Götz i in. (2013).

Modele panelowe i konwergencja cen

Alternatywą dla badania powiązań cenowych między parami lokalizacji czy też kilkoma lokalizacjami za pomocą modeli jedno- czy wielorównaniowych jest wykorzystanie podejść pozwalających formułować wnioski na temat dużej liczby lokalizacji. Można w tym celu wykorzystać modele panelowe. Istnieje wiele rodzajów modeli panelowych, takich jak łączona regresja, model z efektami stałymi, model z efektami zmiennymi czy też modele dynamiczne (Baltagi, 2008; Kusideł 2013). Przewaga modeli panelowych nad podejściami

jednorównaniowymi czy wielorównaniowymi wynika z kontroli nieobserwowalnej heterogeniczności i większej efektywności estymacji długookresowych związków, szczególnie tam, gdzie szeregi czasowe są krótkie (Baffes, 2007).

W literaturze przedmiotu jest wiele prac, w których badano dostosowania cenowe w kontekście beta-konwergencji. W przypadku danych przekrojowych beta-konwergencja zakłada szybsze tempo wzrostu poziomu ceny w obiektach o niższych wartościach początkowych. Natomiast w danych panelowych pozwala na określenie szybkości zbieżności cen do stanu równowagi długookresowej w większej grupie lokalizacji (Hamulczuk, 2018).

W literaturze wyróżnia się kilka strategii analizy danych panelowych na potrzeby badań integracji cenowej. Pierwszą są badania w oparciu o indywidualne testy pierwiastka jednostkowego dla każdej jednostki (np. Levin-Lin-Chu, 2002; Im, Pesaran, Shin, 2003). Drugą jest wykorzystanie panelowych testów kointegracji (Kao, 1999; Pedroni, 1999; Breitung, 2000; Pesaran, 2007), które zwiększają moc statystyczną poprzez wykorzystanie wspólnych struktur szeregów czasowych. Kao (1999) i Pedroni (1999) zaproponowali procedury testowania kointegracji w danych panelowych, analogiczne do dwustopniowego podejścia Engle’a-Grangera (1987). W pierwszym kroku oszacowuje się długookresową relację dla każdej jednostki panelu, a w drugim – testuje stacjonarność reszt. Stacjonarność reszt potwierdza istnienie długookresowej relacji kointegrującej (Strzała, 2012). Kluczową różnicą jest to, że test Kao zakłada jednorodną kointegrację, podczas gdy podejście Pedroni (1999) uwzględnia heterogeniczność wektorów kointegrujących. Westerlund (2008), zaproponował alternatywny test kointegracji panelowej, który jest odporny na zależności przekrojowe (ang. *cross-section dependence*). Trzecim podejściem jest zastosowanie modeli panelowych do określenia tempa dostosowań cen do równowagi w danej grupie regionów czy krajów. Modele takie mogą mieć charakter liniowy lub nieliniowy.

Mimo że metody panelowe są rzadziej stosowane w badaniach integracji cenowej na rynkach rolnych, w literaturze zagranicznej pojawiają się prace oparte na takich modelach (np. Chou i in., 2019; Zhao i in., 2021), ale szerzej wykorzystywane są w sektorach pozarolniczych. W Polsce również jest coraz większa liczba badań, w których stosowane są te narzędzia. Olczyk i Wolszczak-Derlacz (2009) użyli panelowych modeli TAR do oceny zmian integracji rynkowej między krajami UE a Polską. Kusideł (2013) wykorzystwała modele panelowe do estymacji β - i σ -konwergencji jako narzędzia oceny spójności procesów

gospodarczych w ramach UE. Z kolei Hamulczuk i Cherevyk (2025) zastosowali modele panelowe – w tym panelowe testy kointegracji i przyczynowości – do oceny cenowej integracji przestrzennej ukraińskiego i unijnego rynku kukurydzy.

1.5. Powiązania cenowe ukraińskich i światowych rynków zbóż – przegląd wyników badań

Badania transmisji cen rynku pszenicy na Ukrainie

Liczba publikacji na temat transmisji cen na ukraińskich rynkach zbóż jest niewielka. Wyraźniejszy wzrost zainteresowania badaniami ukraińskiego rynku zbóż nastąpił dopiero po rosyjskiej inwazji na Ukrainę. Większość prac wciąż koncentruje się na wpływie wojny na rynki globalne, poziom cen, bez badania kwestii transmisji cen (Ernstein i in., 2022; Nasir i in., 2022; Rose i in., 2023; Janzen i Zulauf, 2023; Lin i in., 2023). Przykładowo Janzen i Zulauf (2023) wskazali, że po rosyjskiej inwazji ceny kukurydzy i rzepaku na Ukrainie spadły, podczas gdy na rynkach światowych wzrosły. Ernstein i in. (2022) potwierdzili istotne przełożenie impulsów cenowych z rynku ukraińskiego (m.in. z powodu ograniczeń eksportowych) na rynki krajów importujących zboża. Cherevyk i Hamulczuk (2020) zwrócili uwagę na rosnące znaczenie ukraińskiego rynku kukurydzy w globalnym eksporcie. Prezentowane w literaturze ukraińskiej badania również koncentrują się głównie na opisie aktualnego stanu rynku krajowego (np. Cherednichenko i Shkurat, 2013). W tych pracach sygnalizuje się powiązania między rynkiem ukraińskim a globalnym, lecz wnioski nie opierają się na metodach ilościowych.

Przegląd literatury wskazuje, że istnieje relatywnie niewiele publikacji bezpośrednio dotyczących ukraińskiego rynku kukurydzy oraz jego wewnętrznej i międzynarodowej integracji cenowej. Można to tłumaczyć tym, że dopiero w ostatniej dekadzie Ukraina umocniła pozycję wśród kluczowych eksporterów kukurydzy na świecie. Nieco więcej publikacji dotyczy powiązań ukraińskiego rynku pszenicy z rynkami światowymi.

Do pierwszych badań nad międzynarodową integracją przestrzenną cen na ukraińskim rynku pszenicy należą prace: Ghoshray (2008), Goychuk (2011, 2013), Goychuk i Meyers (2014). Ich użyteczność dla analiz rynku kukurydzy jest jednak ograniczona. Po pierwsze, badane horyzonty czasowe przypadają na okres, w którym udział Ukrainy w

światowym handlu kukurydzą był jeszcze niewielki, a wnioski koncentrują się przede wszystkim na pszenicy. Po drugie, zakres geograficzny badań był wąski (Ukraina, Rosja, USA, Kanada), a wykorzystywano miesięczne szeregi z okresu obejmującego m.in. globalny kryzys finansowy 2008 r. oraz towarzyszące mu wahania cen energii i paliw. Dodatkowo w tych pracach stosunkowo niewiele miejsca poświęcono opisowi instytucjonalnej organizacji i funkcjonowania ukraińskiego rynku rolnego. Jednocześnie Goychuk i Meyers (2014) trafnie podkreślają przydatność podejść progowych oraz modeli z parametrami zmiennymi w czasie do uchwycenia epizodów braku arbitrażu i zmian reżimu.

Goychuk i Meyers (2011), podobnie jak w późniejszych pracach, w badaniu długookresowych relacji cenowych wykorzystali miesięczne szeregi (wrzesień 2004 – sierpień 2010) dla Ukrainy, Rosji, Kanady, Francji i USA. Zastosowane testy kointegracji Johansena oraz Engle’a-Grangera nie potwierdziły istnienia długookresowych powiązań między cenami w Ukrainie a pozostałymi rynkami. W późniejszych badaniach Goychuk i Meyers (2014), opartych na danych z lat 2004–2010 dla Ukrainy, Australii, Francji i Kanady, metodykę badań rozszerzono o modele progowe TAR. Potwierdzono kointegrację dla pary Ukraina – Francja, lecz nie stwierdzono asymetrycznych dostosowań cenowych; nie wykazano także długookresowej integracji między rynkami pszenicy Ukrainy i USA. Słaba transmisja cen w analizowanym okresie mogła odzwierciedlać niską efektywność rynku ukraińskiego oraz częste zmiany regulacyjne. Jednocześnie szczegółowe wyniki wskazują na powiązania między rynkami rosyjskim i francuskim, co ilustruje zróżnicowany stopień integracji regionalnej w segmencie pszenicy.

Również Ghoshray (2008), koncentrując się na cenach pszenicy paszowej na Ukrainie i w Stanach Zjednoczonych (miesięczne dane z lat 1996–2003), nie potwierdził występowania zależności długookresowej między cenami. W swoich badaniach zastosował test kointegracji Engle’a-Grangera, co tłumaczył wysokimi kosztami transakcyjnymi. Jednocześnie, w ujęciu modelu MTAR, wykazał asymetrię i powolne dostosowania do równowagi.

Götz i in. (2016) wskazali na szoki oraz zmiany strukturalne szeregów czasowych wynikające z niestabilnej polityki handlowej, w szczególności eksportowych restrykcji wprowadzonych przez rząd ukraiński w okresie tzw. kryzysu żywnościowego. Autorzy tej pracy wykazali zmiany relacji długookresowej między cenami pszenicy na rynku ukraińskim

a światowym, będące bezpośrednią konsekwencją wprowadzonych obostrzeń handlowych. Turvey i in. (2023) analizując wpływ wojny na Ukrainie na globalne rynki pszenicy odnotowali zerwanie stabilnych związków przyczynowych między Ukrainą a rynkami regionu Morza Czarnego. W podobnym duchu Cao i in. (2025) wskazali na zmienny w czasie charakter procesów integracji cenowej między ukraińskim a globalnymi rynkami pszenicy. W obydwu pracach podkreślano pozytywny wpływ lądowych korytarzy przez kraje UE oraz Czarnomorskiej Inicjatywy Zbożowej na podtrzymanie integracji ukraińskiego rynku z rynkami światowymi.

Badania transmisji cen rynku kukurydzy na Ukrainie

W literaturze światowej liczba opracowań analizujących integrację ukraińskiego rynku kukurydzy z rynkami głównych uczestników globalnego handlu – zarówno UE, jak i USA, Kanady, Argentyny, Brazylii czy Chin – jest bardzo mała, co stanowi istotną lukę badawczą. Poniżej omówiono główne prace obejmujące kwestie powiązań cenowych między ukraińskim i międzynarodowymi rynkami kukurydzy. Tabela 1.1 zawiera najważniejsze konkluzje z tego przeglądu.

Tabela 1.1. Wykaz najważniejszych badań transmisji cen między ukraińskim i światowymi rynkami kukurydzy

Autorzy	Kraje/dane/okres badań	Metodyka	Wnioski
Potori i Józsa (2014)	Giełdy: BET, CBOT oraz ceny FOB BSR, Dane dzienne [2011.04-2013.04]	Test śladu Johansena	Kointegracja cen kukurydzy regionu Morza Czarnego (w tym Ukrainy) z cenami kontraktów badanych giełd towarowych (CBOT oraz MATIF).
Arnade i Hoffman (2019)	Brazylia, Ukraina, USA, Argentyna; Tygodniowe, [2004.01-2017.12]	Model VAR	Wzrosty znaczenie Ukrainy w procesie odkrywania cen kukurydzy na świecie.
Hamulczuk, i in. (2023)	Ukraina, Węgry, USA; Dane tygodniowe [2016.01-2023.05]	Model ARDL, testy przyczynowości	Potwierdzono integrację cen kukurydzy z cenami badanych krajów przed wojną i brak integracji w czasie wojny.
Hamulczuk i Cherevyk (2025)	Ukraina, UE; Dane tygodniowe [2019.01-2024.12]	Panelowe modele: testy kointegracji, modele ARDL testy przyczynowości	Wzrost krótkookresowych powiązań cenowych z krajami Europy wschodniej i ich spadek z krajami UE zachodniej po wybuchu wojny.

Źródło: opracowanie własne.

Potori i Józsa (2014) zbadali zależności cenowe między rynkiem kukurydzy w krajach basenu Morza Czarnego (w tym Ukrainą) a rynkiem kontraktów terminowych na Węgrzech. Wykorzystali w tym celu dane dzienne z lat 2011-2013 z regionu Morza Czarnego (*de facto* są to ceny ukraińskie) oraz notowania giełdowe BÉT (Budapeszt), MATIF (Paryż) i CBOT (Chicago). Autorzy stojąc podjęcie Johansena doszli do wniosku, że wpływ cen z regionu czarnomorskiego na notowania kontraktów terminowych na rynku węgierskim był niewielki. Arnade i Hoffman (2019) przeanalizowali powiązania cenowe między kluczowymi eksporterami kukurydzy – Argentyną, Brazylią, Ukrainą i USA – ze szczególnym uwzględnieniem roli Ukrainy i Brazylii w kształtowaniu cen światowych. Wykorzystali tygodniowe szeregi czasowe z lat 2004-2017 oraz podejście VAR uzupełnione miarami odkrywania cen Garbade’a-Silbera (1983). Wyniki wskazują na rosnące znaczenie Ukrainy w procesie odkrywania cen na świecie, przy czym siła oddziaływania cen ukraińskich na rynek globalny zależy przede wszystkim od skali eksportu. Autorzy odnotowali także istotne różnice sezonowe w strukturze i sile tych powiązań.

Część prac nawiązujących do transmisji cen między ukraińskimi i zagranicznymi rynkami kukurydzy pojawiła się po wybuchu wojny na Ukrainie. Hamulczuk i in. (2023) badali przyczynowość oraz transmisję między cenami kukurydzy na Ukrainie a wybranymi krajami w dwóch podokresach: przed rosyjską inwazją oraz w trakcie konfliktu zbrojnego (od stycznia 2016 do maja 2023 r.). Wyniki potwierdziły integrację cen z rynkiem globalnym w okresie przedwojennym oraz jej brak w pierwszych kilkunastu miesiącach konfliktu. Przy czym warto dodać, że dla Ukrainy przyjęto ceny wewnętrzne, a nie ceny eksportowe.

W nowszych badaniach Hamulczuk i Cherevyk (2025) potwierdzili długookresowy związek między cenami kukurydzy na Ukrainie i na rynkach UE zarówno przed wojną, jak i w trakcie konfliktu. W badaniach wykorzystano panelowe modele ARDL oraz panelowe testy przyczynowości i kointegracji. Autorzy potwierdzili istnienie długookresowej relacji (kointegracji) między cenami na Ukrainie a cenami w Unii Europejskiej zarówno przed pełnoskalową inwazją Rosji (2019-2022), jak i w jej trakcie (2022-2024). Badanie wskazuje, że wraz z wybuchem wojny długoterminowa relacja między cenami kukurydzy na Ukrainie a cenami w UE uległa osłabieniu. Jednocześnie nastąpił wzrost krótkoterminowej transmisji cen kukurydzy między Ukrainą a wschodnimi krajami UE.

2. Wewnętrzne uwarunkowania funkcjonowania ukraińskiego rynku kukurydzy

2.1. Ogólna charakterystyka sektora rolnego

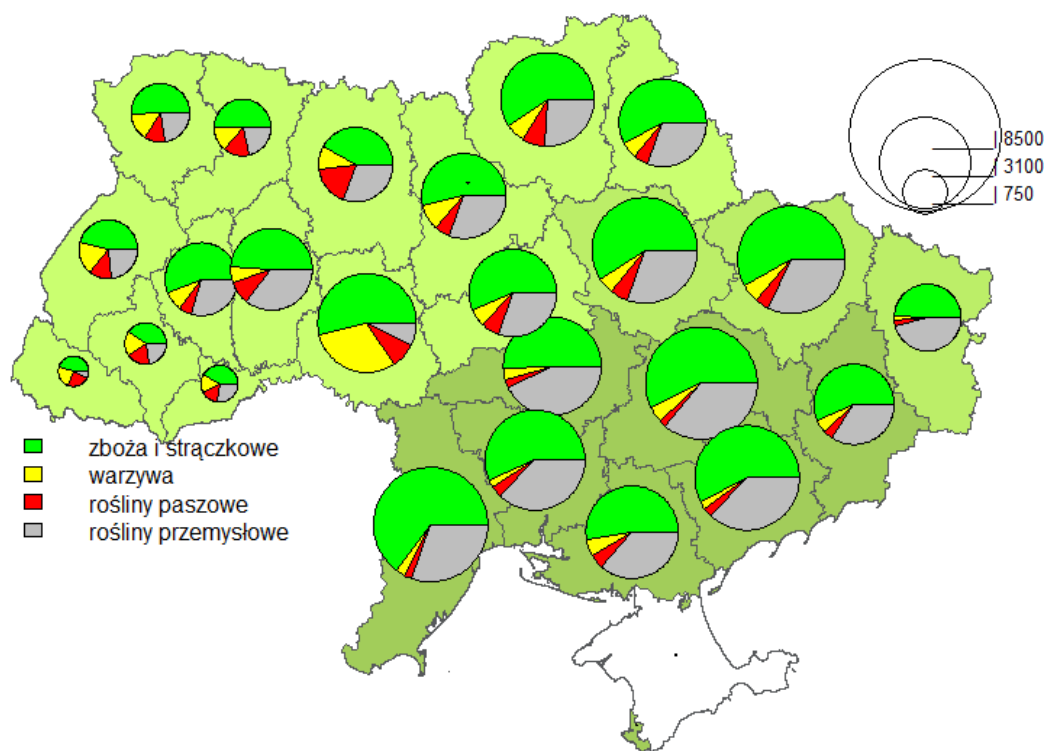
Uwarunkowania klimatyczno-glebowe i regionalizacja produkcji

Tereny współczesnej Ukrainy uznawane są za obszary o ogromnym potencjale produkcji rolniczej, co wynika przede wszystkim z korzystnych warunków glebowo-klimatycznych. Na Ukrainie znajduje się aż 28% światowych zasobów czarnoziemów (FAO 2020). Według Poźniak (2016), gleby te stanowią 44% powierzchni użytków rolnych kraju (Poźniak, 2016). Jednocześnie wśród danych prezentowanych przez Harvard World Map można znaleźć szacunki mówiące nawet o 48% (283 tys. km kw.) udziale czarnoziemów. Duży udział mają też gleby płowe – 19% i kasztanowe – 14% (HWM). Czarnoziemy to wyjątkowo żyzne gleby, charakteryzujące się głębokim, czarnym poziomem próchnicznym, bogatym w składniki mineralne oraz dużą zawartością materii organicznej pochodzącej z rozkładu roślin. Ich skład sprzyja retencji wody oraz efektywnemu transportowi składników odżywczych do roślin. Dodatkowo, szybkie przewodnictwo cieplne tych gleb umożliwia wcześniejsze rozpoczęcie sezonu wegetacyjnego. Należy jednocześnie podkreślić, iż kukurydza może być uprawiana również na średnio przydatnych glebach mniej żyznych (płowe, kasztanowe, brunatne).

Udział czarnoziemów umożliwia producentom rolnym osiągnięcie wyższych plonów przy mniejszych nakładach na materiał siewny i nawozy. Efektywność czarnoziemów w uprawie zbóż, w tym kukurydzy, została szeroko omówiona przez Stefanescu (2004), Kravtsovą i in. (2021) oraz Barannyka i Diachenkę (2022). W ostatnich latach poziom plonów kukurydzy na Ukrainie był zbliżony do średniego poziomu obserwowanego w krajach Unii Europejskiej i przewyższał średnią światową o 32% (FAO-AMIS, 2023). Struktura gruntów ornych w Ukrainie sprzyja uprawie zbóż, przy dominującej roli kukurydzy (Moisiienko, 2015; Talavyria i Vashchenko, 2018). Szacuje się, że zastosowanie nowoczesnych technologii oraz specjalistycznego materiału siewnego może zwiększyć plony do poziomu 8–10 t/ha (Moisiienko, 2015). Na rysunku 2.1 przedstawiono regionalne

zróżnicowanie produkcji rolniczej według jej udziału w powierzchni rolnej. Zboża i rośliny strączkowe utrzymują dominujący udział.

Poziom plonów oraz regionalizacja produkcji zbóż są również uzależnione od warunków klimatycznych. Ukraina posiada korzystne warunki klimatyczne do produkcji zbóż, w tym kukurydzy, ponieważ większość jej terytorium charakteryzuje się klimatem umiarkowanym kontynentalnym oraz kontynentalnym. Matuszak (2021) zwraca uwagę, że długi okres wegetacyjny roślin, wysokie nasłonecznienie oraz brak deficytu wody na potrzeby rolnictwa stanowią podstawę specjalizacji w produkcji roślinnej na Ukrainie. Najkorzystniejsze warunki do produkcji rolniczej występują w regionach centralnych i południowo-wschodnich kraju (rys. 2.1). Warto podkreślić, że wraz z przesuwaniem się na południowy wschód i wzrostem średnich temperatur dochodzi do przesunięcia faz wegetacyjnych roślin oraz wcześniejszych zbiorów (Hrabovskyi i in., 2014).



Rysunek 2.1. Regionalizacja produkcji rolniczej według powierzchni upraw (w tys. ha, rok 2019)

Źródło: opracowanie własne na podstawie UKRSTAT: <https://www.ukrstat.gov.ua>[dostęp: 06.2024].

Osiem, na dwadzieścia cztery, regionów Ukrainy odpowiada za 45,9% powierzchni zasiewów zbóż. W regionach centralnych oraz południowo-wschodnich koncentrowała się największa część upraw roślin zbożowych. Wynikało to z kilku czynników. Regiony te charakteryzują się wysoką liczbą godzin nasłonecznienia w ciągu roku oraz obecnością rozległych pasm czarnoziemów, zaliczanych do najbardziej urodzajnych gleb w kraju. Zachodnia część Ukrainy w większym stopniu niż część wschodnia odpowiada za produkcję warzyw oraz roślin paszowych.

Struktura produkcji rolniczej

W różnych opracowaniach Ukraina postrzegana jest jako kluczowy producent, jak i eksporter surowców rolno-żywnościowych na świecie (Makhanova, 2015; Tanklevska i in., 2020; Lialko, 2021). W ostatnich latach wzrost eksportu był wspierany przez korzystne zmiany koniunktury globalnej, rosnący popyt na żywność i biopaliwa, a także liberalizację handlu (Orden i Diaz-Bonilla, 2002; Vlasenko i in., 2015; Martin, 2017; Boliko, 2019; Holleman, 2020). Czynniki te sprawiły, że rolnictwo zaczęło odgrywać istotną rolę w gospodarce Ukrainy. W 2016 r. sektor rolny odpowiadał za 11,6% wartości PKB, z czego 3,2% przypadało na produkcję zbóż. W 2020 r. udział sektora rolnego w PKB wzrósł do 12,6% (Rosola, 2017; Hordiienko i Borvinko, 2021).

Według urzędu statystycznego Ukrainy, w globalnej strukturze ukraińskiej produkcji rolniczej, według jej wartości w cenach stałych, w 2021 r. dominowała produkcja roślinna (81,4%) w porównaniu z produkcją pochodzenia zwierzęcego (18,6%) (UKRS ..., 2022). Warto podkreślić, że w 2000 r. jej udział wynosił odpowiednio: 61,5 i 38,5% (tab. 2.1). W produkcji roślinnej dominowały zboża, rośliny strączkowe oraz rośliny przemysłowe (głównie oleiste). W 2021 r. stanowiły one około 82% całkowitej wartości produkcji roślinnej, podczas gdy w 2000 r. było to jedynie 47%. Równocześnie obserwowano spadek udziału produkcji ziemniaków oraz roślin pastewnych.

Stagnacja, a nawet regres w produkcji zwierzęcej sprawiają, że Ukraina koncentruje się na eksporcie towarów pochodzenia roślinnego. Jak podkreślają Martusenka i in. (2009), produkcja zbóż na Ukrainie miała strategiczne znaczenie dla gospodarki i stanowiła istotne źródło dochodów producentów rolnych, głównie dzięki eksportowi. Potwierdzały to również prace autorstwa Hafurova i Tkachenko (2019) oraz Samofatova i in. (2021). Kozak i in.

(2016) przypisywali ukraińskiej produkcji zbóż kluczowe znaczenie w pogłębianiu integracji z gospodarką światową. Równocześnie to właśnie popyt światowy stymulował dalszy wzrost wolumenu produkcji zbóż w kolejnych latach. Oprócz popytu zewnętrznego, wzrost ten był możliwy głównie dzięki poprawie efektywności produkcji (plonów) oraz zwiększeniu powierzchni upraw kosztem m.in. roślin okopowych. Eksperti rynków rolnych powszechnie wskazują, że Ukraina posiada potencjał do dalszego wzrostu produkcji zbóż, głównie kukurydzy i pszenicy (Talavira i Vaschenko, 2018; Yaremchuk i Hontaruk, 2022).

Tabela 2.1. Struktura globalnej produkcji rolniczej na Ukrainie w wybranych latach (%)

Wyszczególnienie	2000	2005	2010	2015	2020	2021
Produkcja roślinna	61,50	63,70	63,90	75,90	77,30	81,40
Zboża i strączkowe	18,00	23,20	21,40	32,40	33,90	38,50
Rośliny przemysłowe	11,10	12,50	16,90	25,00	26,50	28,00
Ziemniaki, warzywa	23,20	20,70	19,50	13,00	12,90	11,30
Owoce i jagody	4,20	4,00	3,60	2,50	2,20	2,00
Rośliny pastewne	4,10	2,90	2,10	1,70	1,30	1,10
Pozostała produkcja	0,90	0,40	0,40	1,30	0,50	0,50
Produkcja zwierzęca	38,50	36,30	36,10	24,10	22,70	18,60
Zwierzęta żywe	14,30	13,00	16,00	11,80	12,00	10,10
Mleko	20,00	18,30	14,60	7,90	6,70	5,40
Jaja	2,60	3,20	4,10	3,30	3,10	2,30
Pozostała produkcja	1,60	1,80	1,40	1,10	0,90	0,80

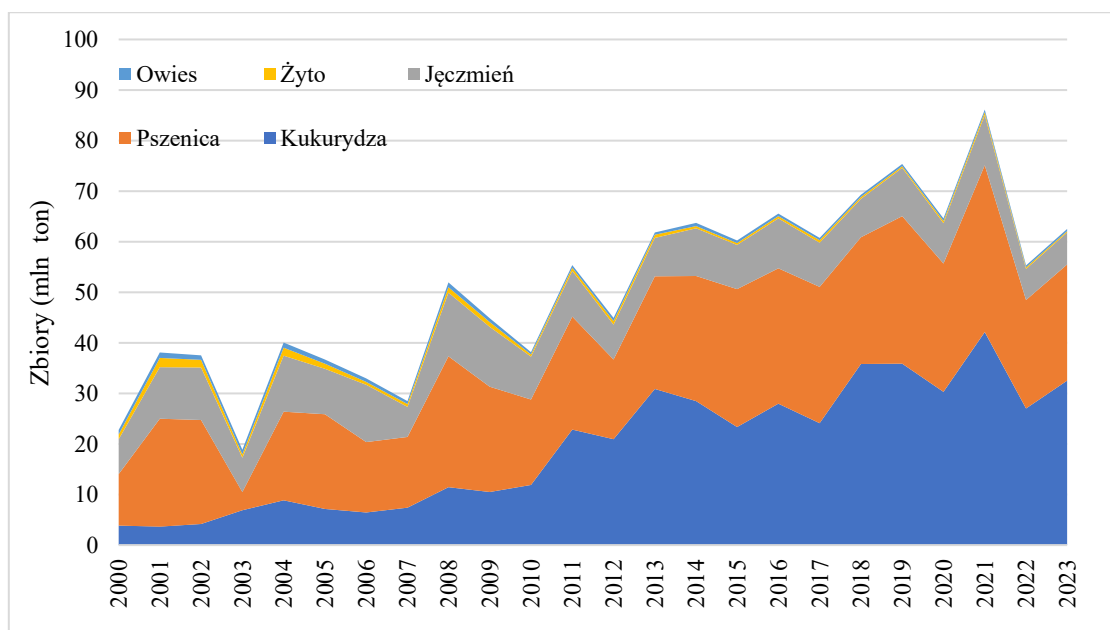
Uwagi: Globalna struktura produkcji wolumenowo wg ceny stałej, wytworzonej przez wszystkie kategorie producentów, w tym produkcja wytworzona przez przedsiębiorstwa oraz gospodarstwa domowe.

Źródło: opracowanie własne na podstawie UKRSTAT: <https://www.ukrstat.gov.ua> [dostęp: 06.2024].

W 2021 r., w porównaniu do 2000 r., w zbiorach kukurydzy odnotowano 10,9-krotny wzrost, natomiast w przypadku pszenicy i jęczmienia – odpowiednio 3,2- i 1,4-krotny wzrost (rys. 2.2). W przypadku pozostałych zbóż zaobserwowano spadki: w zbiorach żyta – o 38,8%, owsa – o 46%. Udział pszenicy miał dominujące znaczenie do 2010 r., jednak w późniejszym okresie nastąpiła powolna zmiana na korzyść kukurydzy, a od 2018 r. kukurydza ma największy udział w strukturze zbiorów. Uzasadnieniem tego trendu były tendencje na światowych rynkach, w tym rosnące zużycie kukurydzy w przetwórstwie paszowym oraz w sektorze przemysłowo-energetycznym, zwłaszcza w produkcji biopaliw.

Na wzrost produkcji zbóż na Ukrainie znaczący wpływ miały zarówno uwarunkowania wewnętrzne, jak i globalne. Wraz ze wzrostem popytu na światowych rynkach coraz większe znaczenie w kraju zyskiwały duże przedsiębiorstwa rolne i

agroholdingi (Pushkar i Pushkar, 2020). Melnyk (2010) oraz Shklyar (2021) wskazywały na istotną rolę agroholdingów rolnych w funkcjonowaniu ukraińskiego sektora rolniczego i jego infrastruktury logistycznej. Holdingi rolne w porównaniu do mniejszych przedsiębiorstw rolnych oraz gospodarstw rolnych były mniej wrażliwe na trudne uwarunkowania gospodarki Ukrainy, jednocześnie zapewniając znaczne inwestycje w sektor produkcji rolniczej.



Rysunek 2.2. Zbiory zbóż na Ukrainie w latach 2000-2023

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych, źródło elektroniczne: <https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/downloads> [dostęp: 02.2025].

Do kluczowych wydarzeń, które zakłóciły funkcjonowanie światowego i ukraińskiego sektora rolnego, należą pandemia COVID-19 oraz konflikty zbrojne z Federacją Rosyjską w latach 2014 i 2022. Pandemia nasiliła bariery logistyczne i koszty transakcyjne (m.in. ograniczenia graniczne, niedobory pracy, droższy transport), podnosząc zmienność cen i ryzyko operacyjne w łańcuchach dostaw. W 2014 r., wraz z początkiem działań zbrojnych na wschodzie Ukrainy i zamknięciem rosyjskiego rynku dla ukraińskiego eksportu mięsa, odnotowano spadek produkcji zwierzęcej. Zjawisku temu sprzyjały m.in. dłuższy cykl produkcji w hodowli (w porównaniu z uprawami roślinnymi), niestabilność cen skupu oraz wahania cen pasz. Dodatkowym czynnikiem były rosnące koszty energii – zwłaszcza gazu wykorzystywanego w przetwórstwie pasz i produkcji nawozów – oraz słaba

integracja pionowa między producentami rolnymi a sektorem przetwórczym, przy jednocześnie ograniczonym wsparciu polityki rolnej dla produkcji zwierzęcej (Shevchenko, 2022).

Pandemia COVID-19 przyczyniła się do znacznego załamania rozwoju gospodarek na świecie, w tym również Ukrainy. Wprowadzone restrykcje najmocniej uderzyły w sektor HoReCa – w wyniku kwarantanny restauracje były zmuszone ograniczyć swoją działalność, co krótkookresowo zmniejszyło popyt na surowce rolno-spożywcze (Averchev i in., 2021). Spadek eksportu ukraińskiej kukurydzy w sezonie 2020/21 w porównaniu do sezonu 2019/20 wyniósł 24% (z 30,4 do 23,1 mln ton) (tab. 2.2).

Kolejną przyczyną załamania krajowego eksportu oraz produkcji była pełnoskalowa inwazja Rosji na Ukrainę w 2022 r., w wyniku której kraj został odcięty od kluczowych portów morskich. Ukraina była zmuszona do reorganizacji szlaków eksportowych – z Morza Czarnego na kierunki lądowe, prowadzące przez kraje Unii Europejskiej, w ramach tzw. korytarzy solidarnościowych, a następnie w ramach Czarnomorskiej Inicjatywy Zbożowej (BSGI) czy też nowego korytarza zbożowego prowadzącego przez wody terytorialne Rumunii i Bułgarii. Wojna też wpływa na spadek produkcji zbóż z uwagi na objęcie konfliktem znacznych obszarów Ukrainy.

2.2. Rynek kukurydzy

Produkcja i zużycie kukurydzy

Na podaż kukurydzy składają się zarówno bieżące zbiory, jak i zapasy surowca z poprzednich sezonów. W sezonie 2023/24, w porównaniu z sezonem 2000/01, odnotowano 7,2-krotny wzrost zbiorów kukurydzy (o 30 mln ton) (tab. 2.2). Było to efektem jednoczesnego wzrostu plonów oraz powierzchni zasiewów kukurydzy. Powierzchnia upraw wzrosła 2,2-krotnie (do 4,03 mln ha) względem sezonu bazowego, natomiast średni plon 1,6-krotnie (do 7,7 t/ha).

Wzrost plonów notowano przede wszystkim w dużych gospodarstwach rolnych, zaliczanych do największych holdingów rolniczych, które znaczną część swoich zysków przeznaczały na inwestycje w zaawansowany materiał siewny. Wzrost powierzchni zasiewów kukurydzy odbywał się kosztem pozostałych zbóż oraz innych roślin i był odpowiedzią na zmiany cen światowych. Produkcja kukurydzy okazała się bardziej rentowna

w porównaniu z produkcją pszenicy i innych zbóż. Import kukurydzy pozostaje marginalny i dotyczy głównie wykwalifikowanego materiału siewnego.

Po stronie popytowej w bilansie kukurydzy na Ukrainie największy udział ma eksport, który od sezonu 2000/01 zwiększył się ponad 68,8-krotnie. Znajduje to odzwierciedlenie w dynamicznym wzroście wskaźnika samowystarczalności (z 1,8 w sezonie 2000/01 do 5,54 w sezonie 2023/24), liczonego jako relacja wielkości zbiorów do zużycia w różnych gałęziach krajowego przetwórstwa. Więcej informacji na temat eksportu kukurydzy znajduje się w rozdziale 3.

Tabela 2.2. Bilans kukurydzy na Ukrainie w wybranych sezonach marketingowych

Wyszczególnienie	2000/01	2005/06	2010/11	2015/16	2020/21	2023/24
Powierzchnia [w mln ha]	1,28	1,66	2,71	4,08	5,39	4,03
Plon [w ton/ha]	2,97	4,32	4,41	5,71	5,62	7,70
Podaż krajowa [w mln ton]:	4,10	11,05	14,15	29,20	32,49	36,93
- zapasy początkowe	0,30	3,88	2,20	5,87	2,20	5,90
- zbiory	3,80	7,17	11,95	23,33	30,29	31,03
Import [w mln ton]	0,03	0,02	0,04	0,03	0,02	0,04
Zużycie krajowe [w mln ton]:	3,23	5,08	6,82	7,78	6,64	5,60
- paszowe	2,60	3,80	5,00	6,00	4,97	4,20
- spożywcze	0,03	0,48	0,52	0,48	0,47	0,40
- pozostałe (w tym straty)	0,60	0,80	1,30	1,30	1,20	1,00
Eksport [w mln ton]	0,41	2,23	5,09	17,41	23,06	28,6
Zapasy końcowe [w mln ton]	0,50	3,74	2,28	4,04	2,82	2,77
Samowystarczalność	1,18	1,41	1,75	3,00	4,56	5,54

Uwagi: wyliczenia na podstawie danych dostępnych w bazie informacyjnej AMIS, których wybranym źródłem jest USDA-PSD.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych: <https://www.amis-outlook.org/> [dostęp: 06.2024].

Według szacunków AMIS/USDA, krajowe zużycie kukurydzy na Ukrainie stanowi zazwyczaj niewielką część zbiorów – rzędu kilkunastu, kilkudziesięciu procent – a gros produkcji trafia na eksport (por. tab. 2.2). W badanym horyzoncie udział wykorzystania krajowego oscylował wokół kilku, kilkunastu milionów ton rocznie (w zależności od urodzaju), przy czym dominowało zużycie paszowe, natomiast komponenty spożywczy i przemysłowy pozostawały relatywnie małe. Innymi słowy, popyt wewnętrzny pełni funkcję wtórną wobec eksportu, a zmienność relacji „produkcja – eksport – zużycie krajowe” była silnie zależna od wielkości zbiorów i warunków logistyczno-handlowych. Warto zaznaczyć, że krajowe średnioroczne spożycie kukurydzy na mieszkańca – zarówno w formie

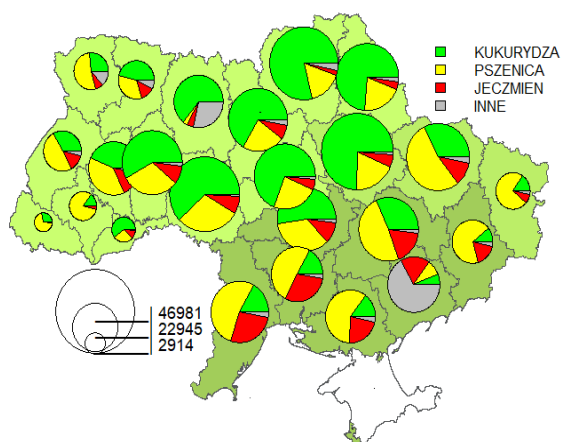
produktów wysoko przetworzonych, jak i kasz – utrzymywało się na niższym poziomie (11 kg) niż średnia światowa, wynosząca 15 kg na osobę (AMIS, 2024). Przyczyną tego stanu rzeczy była specyfika nawyków żywieniowych oraz sytuacja materialna gospodarstw domowych. Produkty wysoko przetworzone były znacznie droższe w porównaniu z innymi artykułami spożywczymi.

Produkcja pasz na rynku wewnętrznym również kształtowała zapotrzebowanie na kukurydzę. W sezonie 2015/16, w porównaniu do sezonu 2000/01, odnotowano ponad dwukrotny wzrost zużycia paszowego (tab. 2.2). Niemniej jednak od sezonu 2015/16, w związku ze spadkiem pogłowia zwierząt, obserwuje się niewielki regres w przetwórstwie paszowym (Voronetska i in., 2018).

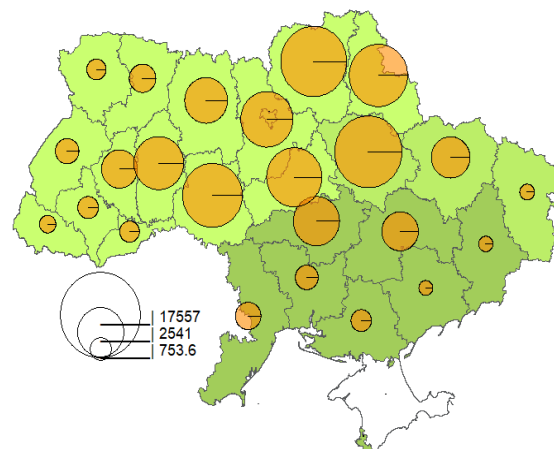
Według danych AMIS, krajowe zużycie kukurydzy w sezonach od 2005/06 do 2023/24 odpowiadało za około 26% (6,5 mln ton) zbiorów, natomiast w sezonach 2015/16-2023/24 udział ten spadł do 18% (6,6 mln ton). Najmniejsze zużycie odnotowano w przetwórstwie spożywczym (udział 1%) oraz przemysłowym (udział 4%). Zjawisko to można tłumaczyć rosnącym spożyciem wysokoprzetworzonych produktów pochodzenia importowanego.

Regionalizacja produkcji kukurydzy

Produkcja kukurydzy na Ukrainie była skoncentrowana w makroregionach położonych w centralnej części kraju. W sezonach 2018/19-2020/21 osiem regionów centralnej Ukrainy odpowiadało za 71% krajowych zbiorów kukurydzy. Pod względem powierzchni upraw regiony te miały 67% udziału w całkowitej produkcji (rys. 2.3a). Koncentracja produkcji w centralnej części kraju wynikała z kilku czynników. Po pierwsze, regiony te charakteryzowały się korzystnymi warunkami klimatycznymi do uprawy kukurydzy. Po drugie, istniała tam rozwinięta sieć szlaków transportowych, łączących elewatory magazynowe z infrastrukturą portową.



2.3a. Produkcja zbóż (w tys. ton) i jej struktura



2.3b. Zbiory kukurydzy (w tys. ton)

Rysunek 2.3. Regionalizacja produkcji kukurydzy na Ukrainie (średnio w sezonach 2018/19-2020/21)

Źródło: opracowanie własne na podstawie UKRSTAT: <https://www.ukrstat.gov.ua> [dostęp: 06.2024].

Regiony zachodnie i centralne charakteryzowały się większą wydajnością plonów, co można uzasadnić korzystnymi warunkami agroklimatycznymi. W regionach południowych temperatury były wyższe niż w innych częściach kraju. Obserwowana efektywność plonów wynikała również z szerszego dostępu do kwalifikowanego materiału siewnego i nowocześniejszych technologii; w rezultacie jednostkowe koszty w przeliczeniu na tonę były niższe, co poprawiało rentowność produkcji.

W wyniku trwających działań wojennych na wschodzie Ukrainy w regionach obwodów donieckiego i ługańskiego w latach 2014-2022 znaczna część powierzchni użytków rolnych oraz infrastruktury została całkowicie wyłączona z użytkowania rolniczego. Według danych z 2016 r., w wyniku konfliktu zbrojnego straty w tych obwodach wyniosły odpowiednio 35 i 20% całkowitej powierzchni upraw (Fernandes i in., 2023). Z kolei w wyniku szeroko zakrojonych działań wojennych po rosyjskiej inwazji na Ukrainę w 2022 r., według stanu na koniec 2023 r., straty objęły około 30% całkowitej powierzchni kraju. Z produkcji rolniczej zostały wyłączone regiony obwodów donieckiego, ługańskiego, zaporoskiego, Autonomiczna Republika Krymu oraz częściowo obwody chersoński i charkowski. Skutki te widoczne są w gwałtownym spadku produkcji zbóż, począwszy od sezonu 2021/22 (rys. 2.2).

2.3. Rynek ziemi i struktura gospodarstw rolnych

Regulacje rynku ziemi

Współczesny sektor rolny na Ukrainie został zbudowany na dzierżawionej ziemi rolniczej. Powierzchnia użytków rolnych mogła być powiększana jedynie poprzez długoterminowe umowy dzierżawy lub dzierżawy wieczystej (Korobka, 2023). Po rozpadzie Ukraińskiej Socjalistycznej Republiki Radzieckiej w 1991 r. transfer ziemi do osób fizycznych i prawnych odbywał się w kilku fazach. W pierwszej fazie przekazywano stałe prawo własności do ziemi rolniczej osobom fizycznym, które wcześniej pracowały w przedsiębiorstwach rolnych. Przekazanie użytków rolnych odbywało się w ramach reformy nr 563-XII⁵, bez możliwości dalszej odsprzedaży. W drugiej fazie, na podstawie rozporządzenia prezydenta Ukrainy z 1994 r. „O natychmiastowych działaniach na rzecz przyspieszenia reformy rolnej w sektorze produkcji rolnej”⁶, rozpoczęto aktywny transfer użytków rolnych do osób prywatnych i prawnych w celu tworzenia jednolitych struktur organizacyjnych w sektorze rolnym (Shchetina, 2012).

Wielkość przekazywanej ziemi zależała od udziału danej osoby fizycznej w przedsiębiorstwie rolnym, który mógł być wyrażony również w formie dochodu lub dywidendy wynikającej z pracy na rzecz gospodarstwa. Przeciętna wielkość certyfikatu własności wynosiła średnio 4 hektary użytków rolnych (Zastavska, 2014). Przez wiele lat jedynym sposobem koncentracji ziemi rolniczej w sektorze rolnym pozostawała dzierżawa, ze względu na obowiązujące na Ukrainie moratorium na sprzedaż ziemi, wprowadzone po raz pierwszy w 2001 r. i przedłużane w latach 2004 oraz 2018.

Dopiero w 2021 r. zainicjowano deregulację rynku ziemi rolniczej na Ukrainie. Zgodnie z nowymi przepisami, od 1 lipca 2021 r. obywatele Ukrainy mogą nabywać do 100 hektarów użytków rolnych, a od 1 stycznia 2024 r. możliwy jest również zakup gruntów rolnych do 10 tysięcy hektarów przez osoby prawne (zarejestrowane jako przedsiębiorstwa). Ukraińskie prawo dopuszcza prawo własności do użytków rolnych wyłącznie dla obywateli

⁵ Ustawa w języku ukraińskim „Про земельну реформу” (pol. „O reformie rolnej”): <https://zakon.rada.gov.ua/laws/show/563-12#Text> [dostęp: 01.01.2024].

⁶ Ustawa w języku ukraińskim „Про невідкладні заходи щодо прискорення земельної реформи у сфері сільськогосподарського виробництва” (pol. „W sprawie pilnych działań mających na celu przyspieszenie pozyskiwania gruntów reformy w dziedzinie produkcji rolnej”): <https://zakon.rada.gov.ua/laws/show/666/94#Text> [dostęp: 01.01.2024].

Ukrainy oraz krajowych firm, jednocześnie wykluczając możliwość nabywania takich gruntów przez obywateli innych państw oraz firmy zagraniczne. Niemniej jednak ustawa przewiduje możliwość uczestnictwa w transakcjach na rynku ziemi rolniczej dla ukraińskich firm z udziałem kapitału zagranicznego oraz dla obywateli innych państw, którzy jednocześnie wykazują ukraińskie pochodzenie etniczne.

Procesy koncentracji gruntów ornych rozpoczęły się wcześniej, niż wskazywałyby na to regulacje prawne. Grunty były oddawane przez państwo w dzierżawę gospodarstwom rolnym, przy czym umowy dzierżawy mogły być zawierane na okres nie krótszy niż 10 lat, ale nie dłuższy niż 50 lat. Deininger i in. (2023) podkreślają, że ponad 50% (20 mln ha) użytków rolnych było użytkowanych przez agroholdingi, z których większość była już powiązana z kapitałem zagranicznym. Kolejne 30% (12 mln ha) należało do mniejszych gospodarstw rolnych, natomiast 20% (9 mln ha) znajdowało się w posiadaniu lokalnych gmin miejskich lub w rezerwach państwowych, niepodlegających obrotowi. Harust i in. (2021) w swoich badaniach zwrócili uwagę na brak wypracowanych mechanizmów regulujących rynek ziemi, co umożliwiała monopolizację działalności przez duże przedsiębiorstwa i holdingi. Sakharchenko (2021) wskazywał również, że liberalizacja rynku ziemi rolniczej wiąże się z potencjalnymi zagrożeniami, takimi jak orientacja na samo posiadanie ziemi zamiast jej efektywnego wykorzystania, a także przejmowanie gruntów rolnych przez fikcyjne osoby.

W celu przeciwdziałania koncentracji ziemi rolniczej na Ukrainie wprowadzono ograniczenia prawne, które miały na celu ograniczenie nadmiernego gromadzenia gruntów przez agroholdingi. Do 2015 r. obywatele oraz przedsiębiorstwa mogli nabywać na własność użytki rolne o powierzchni nieprzekraczającej 100 ha. Powierzchnia ta mogła być większa jedynie w przypadku dziedziczenia. Od 2014 r. wprowadzono dodatkowe ograniczenia, zgodnie z którymi jedna osoba nie mogła posiadać więcej niż 10% gruntów ornych zlokalizowanych w jednym regionie oraz nie więcej niż 50 tys. ha gruntów rolnych w całym kraju (Kovalenko, 2023).

Struktura obszarowa gospodarstw rolnych

Użytki rolne mają dominujący udział w strukturze powierzchni Ukrainy – w 2020 r. stanowiły 68,5% powierzchni kraju, co odpowiadało 41,3 mln ha (UKRS, 2022). Dla

porównania, w tym samym roku w Unii Europejskiej użytki rolne zajmowały 38% całkowitej powierzchni. Grunty rolne Ukrainy stanowiły 23% powierzchni użytków rolnych w Europie oraz 2% powierzchni użytków rolnych na świecie (NICU, 2018). Znaczne zasoby gruntów ornych umożliwiały stosowanie prawidłowego zmianowania, co stabilizowało plony i ograniczało ryzyko degradacji gleb.

Sektor indywidualny na Ukrainie tworzą gospodarstwa rolne (farmerskie), a sektor korporacyjny to przedsiębiorstwa i holdingi oraz pozostałe gospodarstwa. Przedsiębiorstwa rolne funkcjonowały na zasadach własności zbiorowej, przyjmując różne formy spółdzielni. Spółdzielnie produkcyjne były tworzone wyłącznie przez osoby fizyczne, w celu prowadzenia wspólnej produkcji lub innej działalności gospodarczej, przy obowiązkowym udziale członków w pracy na rzecz osiągnięcia zysku. Spółdzielnie usługowe mogły być zakładane zarówno przez osoby fizyczne, jak i prawne, w celu świadczenia usług głównie na rzecz członków spółdzielni, a także innych podmiotów prowadzących działalność gospodarczą. Agroholdingi funkcjonowały w formie spółek akcyjnych, spółek z ograniczoną odpowiedzialnością oraz stowarzyszeń gospodarczych, z udziałem kapitału krajowego i zagranicznego.

Gospodarstwa farmerskie (rolne) na Ukrainie funkcjonowały jako prywatne gospodarstwa prowadzone przez osoby fizyczne. W takich gospodarstwach mogli uczestniczyć członkowie rodziny, a w szczególnych przypadkach możliwe było zatrudnianie dodatkowych pracowników. Osoba prowadząca gospodarstwo deklarowała chęć zaangażowania się w działalność produkcyjną oraz przetwarzanie produktów rolnych na własnych użytkach rolnych w celu uzyskania przychodu⁷. Użytki rolne mogły należeć do farmera na zasadzie własności lub dzierżawy. Ich powierzchnia najczęściej nie przekraczała 5 tys. hektarów, natomiast gospodarstwa o powierzchni do 10 tys. hektarów były zbliżone wielkością do średnich przedsiębiorstw. Gospodarstwa farmerskie specjalizowały się głównie w produkcji ziemniaków, w produkcji zbóż uczestniczyły w najmniejszym stopniu (Borodina, 2022).

Tabela 2.3 prezentuje strukturę użytkowania użytków rolnych przedsiębiorstw i gospodarstw korporacyjnych na Ukrainie w 2020 r. według głównych kategorii

⁷ Ustawa w języku ukraińskim „Про фермерське господарство” (pol. „O gospodarstwach rolnych”): <https://zakon.rada.gov.ua/laws/show/973-15#Text> [dostęp: 06.2024].

użytkowników. Użytkowały one łącznie 20,3 mln ha (49,0%) całkowitej powierzchni UR. Pozostała część obejmowała: grunty użytkowane przez osoby fizyczne nieposiadające statusu rolnika – 12,0 mln ha (29%), prywatne gospodarstwa farmerskie – 6,1 mln ha (15%) oraz grunty odłogowane – 2,8 mln ha (7%). Łącznie daje to około 41,2 mln ha (100%). Należy podkreślić, że oficjalne statystyki dostępne na moment przygotowywania rozprawy nie udostępniają bardziej aktualnych (niż na 2020 r.) oraz szczegółowych przekrojów dla wskazanych kategorii (np. według klas obszarowych lub regionów), co ogranicza możliwość dalszej dekompozycji.

Tabela 2.3. Liczba oraz powierzchnia przedsiębiorstw i gospodarstw korporacyjnych prowadzących działalność rolniczą na Ukrainie według użytków rolnych (w 2020 r.)

Wyszczególnienie	Przedsiębiorstwa rolne				Gospodarstwa rolne korporacyjne			
	liczba	udział (w %)	powierzchnia (w tys. ha)	udział (w %)	liczba	udział (w %)	powierzchnia (w tys. ha)	udział (w %)
do 5 ha	174	1,11	0,4	0,00	1801	5,65	6,0	0,12
5-20	412	2,63	5,1	0,03	4526	14,21	57,3	1,19
20-100	1279	8,16	71,4	0,46	12742	40,01	614,9	12,76
100-500	2520	16,08	669,8	4,34	5369	16,86	1258,3	26,12
500-1000	1454	9,28	1060,2	6,87	1262	3,96	897,7	18,63
1000-4000	2986	19,05	6007,5	38,92	926	2,91	1581,6	32,83
4000-7000	445	2,84	2233,1	14,47	65	-	402,0	8,34
7000-10000	132	0,84	1107,0	7,17	-	-	-	-
> 10000 ha	184	1,17	4280,1	27,73	-	-	-	-
Bez ziemi	6086	38,83	-	-	5160	16,20	-	-
Razem	15672	100	15434,6	100,00	31851	100,00	4817,8	100,00

Źródło: opracowano na podstawie UKRSTAT: <https://www.ukrstat.gov.ua/> [dostęp: 05.2025].

W 2020 r. gospodarstwa indywidualne stanowiły 33%, a przedsiębiorstwa rolne – 67% ogółu podmiotów korporacyjnych. Jeśli chodzi o powierzchnię użytkowanych gruntów, to przedsiębiorstwa uprawiały 76% użytków rolnych gospodarstw korporacyjnych na Ukrainie. Według Zolotnytskej i Kowalczyka (2022), spośród 184 przedsiębiorstw o powierzchni przekraczającej 10 tys. ha 93 można było najprawdopodobniej zaklasyfikować do grupy agroholdingów.

W 2020 r. gospodarstwa rolne o powierzchni przekraczającej 4 tys. ha gospodarowały na niespełna 2% wszystkich użytków rolnych gospodarstw korporacyjnych, podczas gdy przedsiębiorstwa rolne o takiej powierzchni posiadały blisko 38% udziału w powierzchni użytków rolnych. Przedsiębiorstwa o powierzchni powyżej 10 tys. ha w 2020 r.

gospodarowały na 21% powierzchni użytków rolnych gospodarstw korporacyjnych. Można zatem zauważyć, że brak skutecznych regulacji prawnych dotyczących krajowego rynku ziemi rolniczej doprowadził do silnej koncentracji użytków rolnych w rękach największych przedsiębiorstw, które wywierały znaczący wpływ na cały sektor rolny na Ukrainie, w tym na ceny surowców rolno-żywnościowych.

2.4. Znaczenie agroholdingów

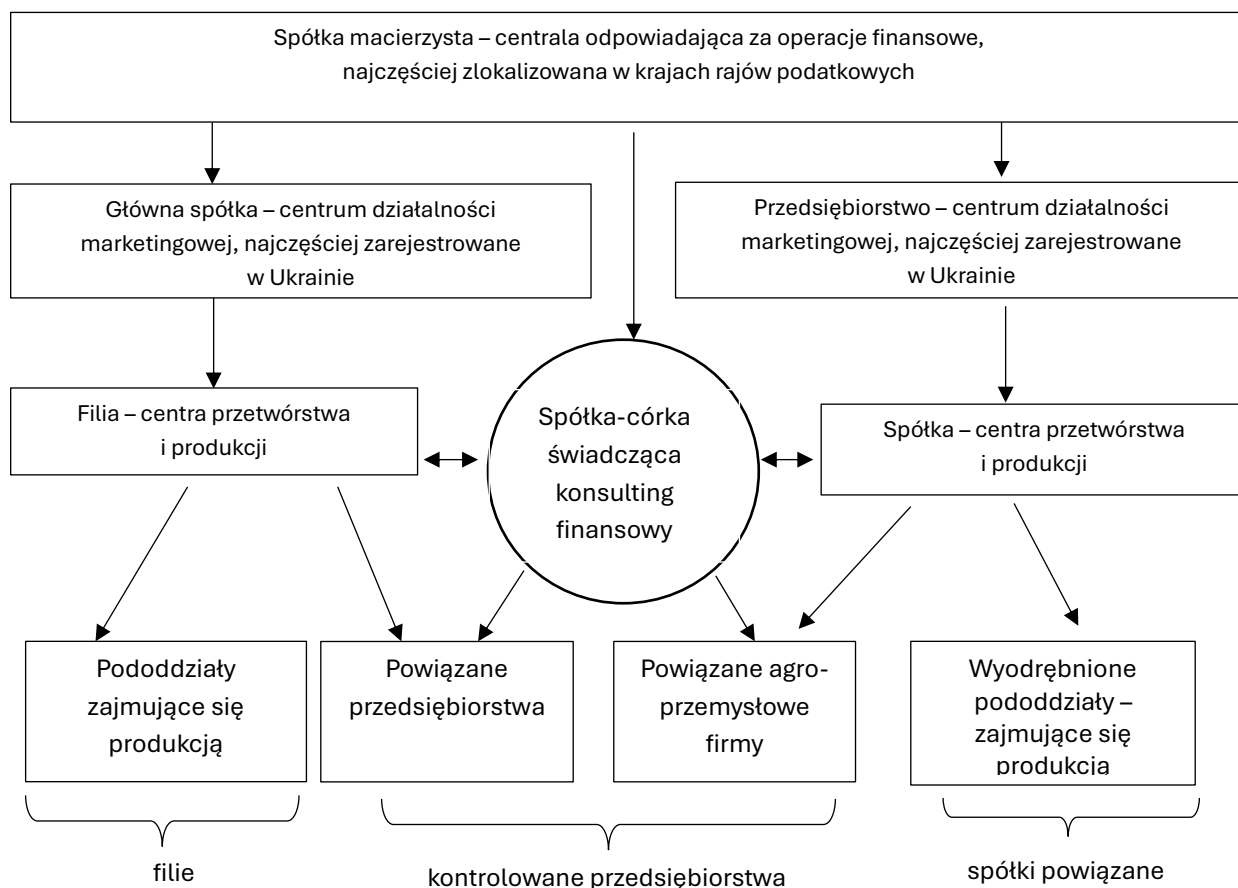
Definicja i struktura agroholdingu

Agroholdingi na Ukrainie to rozbudowane struktury gospodarcze, które najczęściej obejmują grupę powiązanych spółek i wywierają istotny wpływ zarówno ekonomiczny, jak i technologiczno-logistyczny w regionach, w których prowadzą działalność. Zgodnie z ukraińską ustawą „O holdingowych przedsiębiorstwach na Ukrainie”⁸, agroholdingiem mogła być spółka akcyjna, która posiadała, użytkowała oraz zarządzała udziałami w formie akcji korporacyjnych (części lub pakietów) dwóch lub więcej przedsiębiorstw. Taki pakiet akcji, przekraczający określony próg, umożliwiał podejmowanie strategicznych decyzji w przedsiębiorstwie będącym spółką akcyjną. Rysunek 2.4 prezentuje przykład organizacji agroholdingu oraz rolę spółek w jego strukturze. Na szczycie znajduje się spółka-matka (często zarejestrowana w jurysdykcjach podatkowo korzystnych), która centralizuje finanse i nadzór właścicielski. Operacyjny rdzeń w Ukrainie tworzą podmioty odpowiedzialne za marketing i sprzedaż oraz spółka-córka świadcząca usługi konsultingowo-finansowe. Niżej działają filie/centra produkcji i przetwórstwa oraz pododdziały produkcyjne, a obok – sieć spółek powiązanych: przedsiębiorstwa zależne i agrobiznesowe oraz wyodrębnione jednostki funkcjonalne. Układ ilustruje pionową integrację łańcucha wartości (od produkcji po przetwórstwo i zbyt) połączoną z rozproszoną siecią jednostek powiązanych kapitałowo i operacyjnie.

Lupenko i Kropyvko (2013), podkreślili, iż najczęściej agroholdingi na Ukrainie funkcjonowały jako struktury wertykalnie zintegrowane, w których spółka macierzysta zarządzała kilkoma spółkami lub grupą spółek, uczestniczących w produkcji, przetwórstwie

⁸ Ustawa w języku ukraińskim „Про холдингові компанії в Україні” (pol. „O spółkach holdingowych na Ukrainie”): <https://zakon.rada.gov.ua/laws/show/3528-15#Text> [dostęp: 06.2024].

oraz dostarczaniu produktów do końcowego odbiorcy, według własnego modelu finansowo-ekonomicznego. Agroholding prowadził działalność na szeroką skalę – oprócz produkcji rolnej dysponował zazwyczaj dobrze rozwiniętą infrastrukturą logistyczną, obejmującą własny transport oraz elewatory, w których prowadzono suszenie i obróbkę zbóż. Z tej infrastruktury, za odpłatnością, mogły korzystać również niezależne gospodarstwa rolne oraz inne przedsiębiorstwa.



Rysunek 2.4. Organizacja agroholdingu

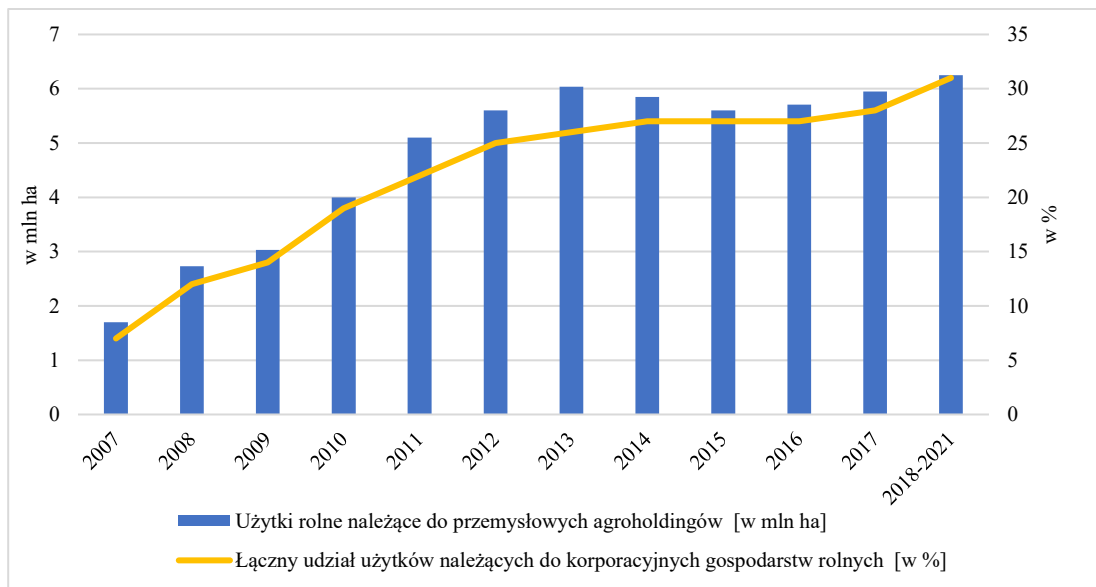
Źródło: opracowanie na podstawie Lupenko i Kropyvko (2013).

Zróznicowana struktura powiązanych spółek pozwala agroholdingom na czerpanie przychodów z różnych etapów wytwarzania produkcji. Uczestniczące spółki zależne są połączone ze sobą systemem stosunków umownych lub majątkowych, który pozwala spółce dominującej regulować produkcję i działalność gospodarczą spółek zależnych (Cherevko i Kolodiy, 2012). Struktura może funkcjonować w formie otwartej, jak i zamkniętej spółki

akcyjnej, gdzie kapitał dzieli się na określoną liczbę akcji wyznaczających wagę odpowiedzialności akcjonariuszy (UCAB, 2023). Założycielami agroholdingu mogą być zarówno osoby fizyczne, jak i prawne.

Skala produkcji

Aktywne tworzenie struktur agroholdingowych odbywało się w warunkach rosnącej kapitalizacji sektora rolniczego, będącej odpowiedzią na zwiększające się zapotrzebowanie na surowce rolno-żywnościowe. Khodakivska i Mohilnyi (2017) zwróciły uwagę, że w 2000 r. blisko 88% użytków rolnych zostało przekazanych przedsiębiorstwom na podstawie umów dzierżawy. Po ośmiu latach duże przedsiębiorstwa rolne mogły uzyskać prawo do dzierżawy aż 50% gruntów rolnych wśród wszystkich przedsiębiorstw rolnych i rolników. Obecność struktur agroholdingowych skutkowałą koncentracją gruntów poprzez ich przejmowanie od innych przedsiębiorstw oraz od indywidualnych rolników. Urkevich (2013) zwracał uwagę, że działalność holdingów rolnych wiązała się z upadłością lokalnych przedsiębiorstw, spadkiem zatrudnienia, zmniejszeniem wpływów do budżetu oraz ograniczeniem środków inwestycyjnych na rozwój infrastruktury społecznej na obszarach wiejskich.



Rysunek 2.5. Użytki rolne należące do przemysłowych agroholdingów na Ukrainie

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych pochodzących ze źródła elektronicznego: <https://www.farmer.pl/> [dostęp: 04.2024].

Na Ukrainie obserwowano wzrost liczby agroholdingów wraz ze zwiększaniem się ich udziału w powierzchni gruntów rolnych (rys. 2.5). Przyjmując, że przedsiębiorstwa rolne zarządzające powierzchnią powyżej 10 tys. ha można uznać za agroholdingi, to w 2012 r. ich liczba wynosiła 80, natomiast w latach 2017 i 2021 odpowiednio 93 i 184. Do głównych przyczyn wzrostu liczby agroholdingów należały m.in.: sprzyjająca koniunktura gospodarcza, niskie koszty surowców, paliw i energii, tania siła robocza, niskie opłaty za dzierżawę gruntów rolnych, ulgi podatkowe oraz dotacje państwowe.

Użytki rolne ogółem wykazywały systematyczny spadek w latach 2014-2016, co związane było z trwającym konfliktem zbrojnym na wschodzie Ukrainy. Sytuacja ta wymusiła reorganizację struktury gruntów, w tym przeklasyfikowanie części rezerw państwowych na grunty rolne w celu utrzymania ciągłości produkcji żywnościowej. Na udział gruntów kontrolowanych przez korporacyjne gospodarstwa rolne wpływ miały również reformy legislacyjne, których celem było zapobieganie monopolistycznej akumulacji zasobów ziemi przez pojedyncze podmioty gospodarcze na poziomie powiatowym. Ustawowe ograniczenia dotyczące maksymalnej powierzchni gruntów kontrolowanych przez jedną jednostkę spowodowały redystrybucję zasobów oraz wzrost znaczenia drobnych i średnich gospodarstw rodzinnych w strukturze użytkowania ziemi.

Charakterystyczną cechą ukraińskich przedsiębiorstw agroholdingowych była znaczna powierzchnia użytków rolnych pozostających pod ich kontrolą. Jak wskazują Lupenko i Kropyvko (2013), średnia wielkość gruntów rolnych zarządzanych przez pojedynczy agroholding w 2014 r. wynosiła około 60 tys. ha, co znacząco odbiegało od standardów obowiązujących w krajach Unii Europejskiej. W państwach członkowskich UE przedsiębiorstwa uznawane za latyfundia kontrolowały zazwyczaj obszary rzędu 2–3 tys. ha, co podkreśla wyjątkowy charakter ukraińskiego modelu koncentracji zasobów ziemi.

Dominacja największych podmiotów była szczególnie widoczna w przypadku pięciu największych agroholdingów, które łącznie kontrolowały 1,898 mln ha gruntów rolnych (tab. 2.4). Taka skala akumulacji ziemskiej świadczyła o wysokim poziomie monopolizacji sektora rolnego w Ukrainie, co w kontekście reform legislacyjnych stanowiło przedmiot zainteresowania zarówno polityków, jak i ekonomistów zajmujących się zagadnieniami nierówności strukturalnej.

Działalność ukraińskich agroholdingów była skoncentrowana przede wszystkim na produkcji przeznaczonej na eksport, przy czym dominującą rolę odgrywały zboża, takie jak kukurydza, stanowiące rdzeń ukraińskiego eksportu rolnego. Oprócz działalności wytwórczej, przedsiębiorstwa działające w ramach agroholdingów realizowały zintegrowane usługi logistyczne i doradcze, w tym transport oraz magazynowanie zbóż, doradztwo finansowo-księgowe oraz optymalizację łańcuchów dostaw. Struktura upraw rolnych na posiadanych gruntach była celowo dywersyfikowana w odpowiedzi na globalne trendy rynkowe, co obejmowało zarówno produkcję zbóż, jak i adaptację gruntów do wypasu zwierząt gospodarskich oraz hodowli drobiu. Przykładem takiej szerokiej działalności jest agroholding MPH, który jako największy producent drobiu w Europie łączył uprawy roślinne z hodowlą zwierząt, oraz Kernel – lider globalny w produkcji olejów roślinnych, równocześnie utrzymujący pozycję kluczowego producenta zbóż, w tym kukurydzy (tab. 2.4). Agroholdingi pełniły zatem funkcję nie tylko podmiotów produkcyjnych, ale również integratorów łańcucha wartości, łącząc etapy produkcji, przetwórstwa i dystrybucji w jednym systemie organizacyjnym.

Tabela 2.4. Charakterystyka pięciu największych holdingów rolniczych na Ukrainie

Nazwa	Powierzchnia UR [tys. ha]	Zatrudnienie [tys. os.]	Przychód [mln USD]	Działalność/ /produkcja	Kraj rejestracji	Kraj notowania giełdowego
Kernel	510	12,8	3992 (rok 2019)	Słonecznik, pszenica, kukurydza, jęczmień	Luksemburg	Polska
UkrLandFarming	475	20	658 (rok 2017)	Jaj kurze, pszenica, kukurydza, bydło	Cypr	Wielka Brytania
MPH	370	28,5	2056 (rok 2019)	Przetwórstwo mięsne, drób, zboża	Cypr	Wielka Brytania
Agroprosperis	300	0,32	322	Pszenica, kukurydza, słonecznik	Cypr	-
Astarta	243	10	500	Produkcja cukru, przetwórstwo mleka	Holandia, Cypr	Polska

Źródło: opracowanie własne na podstawie źródła elektronicznego <https://tripoli.land/ua/agrokholdingi-ukrainy> [dostęp: 10.2023].

Największe spółki (tab. 2.4) posiadają udziały zagranicznych funduszy i banków, co ułatwiło ich obecność na zagranicznych giełdach papierów wartościowych, w tym w krajach Unii Europejskiej oraz Wielkiej Brytanii. Największe krajowe spółki rolnicze notowane są

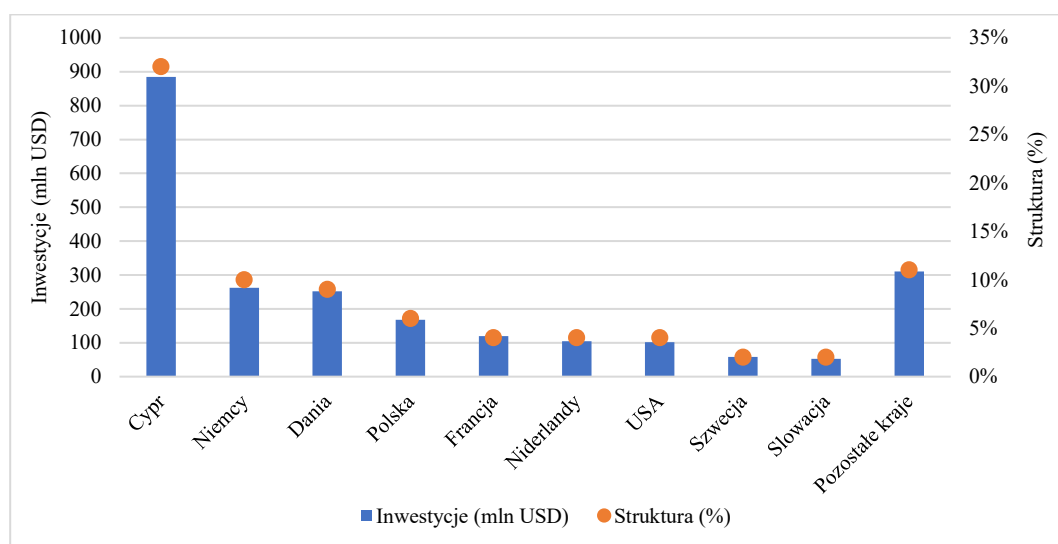
na giełdach w takich krajach jak Polska, Wielka Brytania, Niemcy i Francja. Przychody gospodarstw pochodziły głównie z eksportu surowców rolnych na rynki zagraniczne, w których uczestniczą jako agenci eksportowi. Wśród agroholdingów znaczna część przedsiębiorstw ma duży udział kapitału zagranicznego. Niemniej jednak należy podkreślić, że ukraińskie prawo ogranicza prawa własności do użytków rolnych dla zagranicznych funduszy inwestycyjnych oraz udziałowców agroholdingów.

Inwestycje

Inwestycje w sektor rolno-żywnościowy charakteryzują się wysokim poziomem ryzyka wynikającym z długookresowego charakteru procesów produkcyjnych oraz podatności na zmienność warunków klimatycznych, które mogą całkowicie zniwelować oczekiwane zyski. Zgodnie z danymi Państwowej Służby Statystyki Ukrainy (UKRS ..., 2020), w latach 2015-2019 udział zagranicznych inwestycji bezpośrednich (BIZ) w rolnictwie oscylował jedynie wokół 2% ogólnej wartości BIZ w gospodarce, co świadczy o marginalizacji tego sektora w strategiach międzynarodowych inwestorów. Strukturalne bariery rozwoju zostały zidentyfikowane przez liczne badania. Semikina (2011) wskazuje na brak spójnych mechanizmów instytucjonalnych wspierających rozwój sektora, w tym nieokreślonych priorytetów polityki rolnej oraz niejasnych ram regulacyjnych, co prowadzi do nieracjonalnej alokacji zasobów. Z kolei Vovchak i in. (2018) podkreślają ograniczenia dostępu do finansowania średnio- i długoterminowego, które utrudniają modernizację produkcji oraz adaptację technologii. Wśród czynników makroekonomicznych wymienia się luki w przepisach administracyjno-prawnych, dominację strefy szarej ekonomii (dochodzącej do 30% PKB w 2019 r.), wysoki poziom korupcji oraz fiskalne obciążenia, a także obowiązujące do 2021 r. moratorium na sprzedaż gruntów rolnych dla zagranicznych podmiotów, które stanowiły dodatkowe bariery dla trwałych inwestycji. Konsekwencje tych dysfunkcji obejmują zahamowanie innowacji w produkcji rolnej, utrzymywanie się technologicznej przepaści między Ukrainą a krajami UE oraz zwiększoną wrażliwość sektora na wstrząsy zewnętrzne, takie jak zmiany cen światowych czy konflikty.

Jak wskazują Pokalchuk i Krakoi (2018), przedsiębiorstwa agroholdingowe wyróżniały się na tle innych podmiotów działających w Ukrainie najwyższym potencjałem inwestycyjnym, co wynikało z ich silnych powiązań z kapitałem zagranicznym. Szczególnie

istotne były inwestycje pochodzące z krajów uznawanych za jurysdykcje o preferencyjnym systemie podatkowym, takich jak Cypr, Luksemburg, Szwajcaria oraz Wielka Brytania. Dominującą pozycję w strukturze zagranicznych inwestycji bezpośrednich w sektorze rolniczym Ukrainy zajmowały środki pochodzące z Cypru (rys. 2.6), co wskazuje na koncentrację przepływów kapitałowych w ramach strategii optymalizacji podatkowej. W pracach Sheremetynskiej i Savchuk (2016) zauważono, że przepływy kapitału z wymienionych jurysdykcji często miały charakter transakcji transferowych, których celem było minimalizowanie obciążeń fiskalnych poprzez wykorzystanie różnic w systemach podatkowych. Mechanizmy te prowadziły do sztucznej fragmentacji struktur własnościowych agroholdingów, utrudniając identyfikację rzeczywistych beneficjentów oraz kontrolę nad przeznaczeniem środków.



Rysunek 2.6. Inwestycje bezpośrednie w rolnictwie Ukrainy według kraju pochodzenia kapitału (łącznie z lat 2016-2019)

Źródło: opracowano na podstawie UKRSTAT: <https://ukrstat.gov.ua/> [dostęp: 04.2024].

Pomimo dominującej pozycji Cypru w strukturze zagranicznych inwestycji bezpośrednich, inne kraje Unii Europejskiej utrzymywały istotny udział w finansowaniu sektora rolniczego Ukrainy. Szczególnie interesującym obszarem alokacji kapitału była produkcja zbóż, która stanowiła kluczowy element eksportowej działalności przedsiębiorstw agroholdingowych. Równocześnie istotną rolę odgrywały inwestycje w rozwój logistyki

rolniczej, obejmujące modernizację infrastruktury magazynowej, terminali przeładunkowych oraz systemów transportowych, co zostało podkreślone w badaniach Zaharchuka i Ionitsoi (2020). Takie działania przyczyniały się do wzmocnienia pozycji konkurencyjnej ukraińskiego sektora rolnego na rynkach globalnych, a jednocześnie wspierały integrację z europejskimi łańcuchami dostaw.

Cypr odgrywał kluczową rolę w geograficznej strukturze bezpośrednich inwestycji związanych z Ukrainą – zarówno po stronie napływu (inward FDI), jak i odpływu (outward FDI). Był też głównym kierunkiem ukraińskich inwestycji bezpośrednich: według danych Ukrstat udział Cypru w inwestycjach bezpośrednich z Ukrainy wynosił 93,4% w 2016 r., a w 2020 r. spadł do 85%. Dominacja ta wynikała przede wszystkim z korzystnego reżimu podatkowo-prawnego (m.in. rozwiązania dla spółek holdingowych, sieć umów o unikaniu podwójnego opodatkowania), co sprzyjało wykorzystywaniu wehikułów inwestycyjnych przez przedsiębiorstwa – w tym duże agroholidingi. Po stronie Ukrainy uproszczenia procedur (np. celnych) poprawiały ogólne warunki prowadzenia działalności i pośrednio ułatwiały kierowanie przepływów przez jurysdykcje pośrednie, takie jak Cypr. Wysoki udział Cypru nie musi zatem odzwierciedlać realnej lokalizacji działalności gospodarczej.

Istotnym czynnikiem wzmacniającym współpracę inwestycyjną był dwustronny układ podpisany w lipcu 2013 r., którego celem było uniknięcie podwójnego opodatkowania dochodów rezydentów Ukrainy posiadających udziały w spółkach cypryjskich⁹. Układ ten przyczynił się do stabilizacji ram prawnych oraz zwiększenia przepływów kapitałowych między krajami, zwłaszcza w kontekście działalności agroholidingów i sektora finansowego. Jednocześnie mechanizmy te budziły kontrowersje, ponieważ mogły być wykorzystywane do agresywnej optymalizacji podatkowej, co wskazuje na potrzebę dalszych reform w ukraińskiej polityce fiskalnej.

⁹ Konwencja w języku ukraińskim „КОНВЕНЦІЯ між Урядом України і Урядом Республіки Кіпр про уникнення подвійного оподаткування та запобігання податковим ухиленням стосовно податків на доходи” (pol. „Konwencja między Rządem Ukrainy a Rządem Republiki Cypryjskiej w sprawie unikania podwójnego opodatkowania i zapobiegania uchylaniu się od płacenia podatków w zakresie podatków dochodowych”): https://zakon.rada.gov.ua/laws/show/196_016#Text [dostęp: 01.2024].

2.5. Obrót zbożem

Uczestnicy rynku

Ukraina charakteryzuje się specyficznym łańcuchem obrotu zbożem, łączącym producentów – gospodarstwa rolne i przedsiębiorstwa agroholdingowe – z pośrednikami i eksporterami (rys. 2.7). Choć produkcję prowadzą zarówno drobne gospodarstwa rodzinne, jak i duże podmioty, w kluczowych ogniwach łańcucha rynkowego dominują agroholdingi. Kontrolują one nie tylko uprawę, lecz także magazynowanie, transport i eksport, co pozwala im kształtować warunki wymiany handlowej na rynku krajowym i międzynarodowym. Wynika to z rozbudowanych zasobów infrastrukturalnych, dostępu do zagranicznego kapitału oraz większych zdolności w zakresie zarządzania ryzykiem.

Spółki w strukturach agroholdingów oraz pozostali uczestnicy rynku kukurydzy tworzą łańcuch powiązanych organizacji w dużym stopniu zorientowany na eksport. Szczegółową strukturę organizacji przedstawia rysunek 2.7. Import kukurydzy (głównie na siew) ma nieistotny udział w bilansie krajowym. Za podaż krajową odpowiadają indywidualne gospodarstwa rolne oraz spółki należące do agroholdingów. Ziarno od producentów rolnych trafia albo bezpośrednio do elewatorów, albo do hurtu pierwotnego (skupu) – najczęściej za pośrednictwem spółek skupowych obsługujących mniejszych producentów. Kukurydzę kieruje się do elewatorów/magazynów w celu przygotowania (czyszczenie, suszenie, standaryzacja), a następnie – w zależności od popytu – na eksport lub na rynek krajowy. Szerzej na temat organizacji eksportu będzie w rozdziale 3.3. Zboża, w tym kukurydza, pozostające w kraju są przetwarzane w ramach przetwórstwa pierwotnego i wtórnego.

Krajowe przetwórstwo kukurydzy koncentrowało się głównie w przemyśle paszowym (na potrzeby produkcji zwierzęcej), w mniejszym stopniu w przetwórstwie spożywczym (m.in. mąka i płatki kukurydziane, skrobia) oraz w przemyśle produkującym biopaliwa i alkohole. Część przetworzonych towarów jest przeznaczana do zużycia krajowego a część na eksport. Dystrybucja produktów do odbiorców końcowych w kraju odbywa się różnymi kanałami w zależności od przeznaczenia produktu i charakteru odbiorcy końcowego.

ograniczano wyłącznie do licencjonowanych giełd towarowych. Takie uregulowania prawne miały na celu zapewnienie przejrzystości procedur handlowych oraz minimalizację ryzyka nadużyć w międzynarodowym obrocie towarowym.

Eksport zboża mógł być realizowany wyłącznie przez podmioty posiadające licencję eksportową, wydaną przez Ministerstwo Rozwoju Gospodarki¹⁰. Dodatkowo, w procesie eksportu mogły uczestniczyć spółki, którym przyznano status państwowego agenta eksportu, uprawnionego do sprzedaży zboża pochodzącego ze skupów interwencyjnych. Status ten był rezerwowany dla spółek, w których udział państwa wynosił co najmniej 75% kapitału. Wprowadzono również obowiązek rejestracji podmiotów w Krajowym Rejestrze Eksporterów Rolnych, co stanowiło warunek konieczny do legalnego udziału w transakcjach eksportowych. Podmioty niezarejestrowane w rejestrze traciły możliwość przeprowadzania operacji eksportowych, co miało na celu zapewnienie kontroli nad kanałami dystrybucji surowców rolnych oraz ograniczenie ryzyka działań nieformalnych lub nielegalnych.

Zgodnie z ustawą nr 832/2000 z 2000 r., transakcje eksportowe mogły być realizowane wyłącznie w formie kontraktów terminowych (forward). Umowy te zawierane były na certyfikowanych giełdach towarowych, a ich zawarcie wymagało uprzedniego uzyskania zezwolenia od Ministerstwa Rozwoju Gospodarki. W ramach transakcji dwaj kontrahenci ustalali kluczowe parametry dostawy, takie jak: wielkość partii zboża, jego jakość, termin realizacji oraz cenę. Proces ten mógł obejmować również udział firm ubezpieczeniowych oraz banków, które świadczyły usługi zabezpieczające transakcje przed ryzykiem niewywiązania się z warunków umowy.

Finalizacja kontraktu kończyła się dostawą towaru. Należy jednak podkreślić, że specyfika tego instrumentu nie wymagała publicznego ujawniania szczegółów dotyczących zawartych transakcji. Ze względu na brak dostępności danych szczegółowych dotyczących wielkości i warunków zawieranych kontraktów w niniejszej pracy nie odniesiono się do szczegółowych statystyk transakcji eksportowych. Ograniczenie to wynikało zarówno z charakteru regulacji prawnych, jak i praktyk rynkowych, które utrudniały dostęp do kompleksowych informacji.

¹⁰ Ustawa w języku ukraińskim „Про порядок ліцензування експорту окремих видів сільськогосподарської продукції” (tłumaczenie: „O procedurze wydawania zezwoleń na wywóz niektórych rodzajów produktów rolnych”): <https://zakon.rada.gov.ua/laws/show/z0274-07#Text> [dostęp: 08.2024].

Sprzedaż zboża bezpośrednio w miejscach skupu przez gospodarstwa farmerskie i przedsiębiorstwa była uzależniona od spełnienia wielu wymogów prawnych i technicznych. Podstawowym warunkiem było posiadanie statusu podmiotu uprawnionego do prowadzenia działalności związanej z produkcją i dystrybucją produktów rolnych. Ponadto, wymagane było posiadanie certyfikatów jakościowych, potwierdzających zgodność produktu z normami obowiązującymi na rynku krajowym i międzynarodowym. Takie regulacje miały na celu zapewnienie przejrzystości procedur handlowych oraz minimalizację ryzyka wprowadzania na rynek produktów o niskiej jakości lub niezgodnych ze standardami.

Transport zboża z miejsc zbioru do elewatorów oraz do miejsc magazynowania podlegał ścisłym regulacjom państwowym, które dotyczyły deklarowania gabarytów i masy ładunku. Niedostosowanie się do tych wymagań skutkowało nałożeniem kar finansowych na przewoźników, co stanowiło mechanizm egzekwowania przestrzegania przepisów. Dodatkowo, utrzymywanie zboża w elewatorach wymagało zawarcia właściwych umów, sporządzonych zgodnie z obowiązującymi regulacjami dotyczącymi dokumentowania operacji związanych z obrotem zbożem.

W ukraińskim prawie były wypracowane mechanizmy regulujące różnego typu transakcje surowcami rolno-żywnościowymi na giełdach towarowych. Od 2008 r. w ramach instrumentów wsparcia krajowego rolnictwa w Ukrainie funkcjonował rządowy program forwardowych zakupów zboża, realizowany zgodnie z przepisami Kodeksu cywilnego Ukrainy oraz ustawy „O wsparciu państwa rolnictwa Ukrainy”. Głównymi podmiotami odpowiedzialnymi za realizację tego programu były państwowa firma zbożowa Ukrainy – State Food and Grain Corporation of Ukraine (PJSC) – oraz Fundusz Rolny, działające w formie publicznych spółek akcyjnych, w których państwo posiadało pełny, 100-procentowy udział kapitałowy. Program ten miał na celu zapewnienie stabilności dochodów gospodarstw rolnych poprzez gwarantowanie zakupu zboża po ustalonych cenach, co minimalizowało ryzyko związane z wahaniami cen rynkowych. Według danych z 2017 r., w sektorze rolniczym działało około 30 firm ubezpieczeniowych posiadających licencje na świadczenie usług w tym obszarze. Większość tych firm współpracowała z PJSC lub była z nią bezpośrednio powiązana, co świadczy o istnieniu silnej integracji między instytucjami państwowymi a sektorem prywatnym w zakresie zarządzania ryzykiem rolniczym.

3. Handel międzynarodowy kukurydzą i jego uwarunkowania

3.1. Polityka handlowa i jej liberalizacja

Ogólny zarys procesów liberalizacji

Z teoretycznego punktu widzenia integracja instytucjonalna tworzy podstawy umożliwiające współdziałanie i powiązania gospodarcze między krajami czy regionami. Odnotowuje się ją jako zbiór aspektów administracyjno-prawnych, które przyczyniają się do obniżenia barier i kosztów transakcyjnych związanych z wymianą towarową, co z kolei sprzyja intensyfikacji wymiany handlowej oraz integracji cenowych (Faminov i Benson, 1990; Fackler, 1996; Goychuk i Mayers, 2014; Hamulczuk, 2020).

W Ukrainie w latach 2000-2024 zachodziły dynamiczne procesy integracji międzynarodowej, które ujawniały się w zawieraniu licznych porozumień o charakterze polityczno-gospodarczym. W tym okresie Ukraina została członkiem ponad 40 organizacji międzynarodowych, w tym m.in.: Organizacji Narodów Zjednoczonych do spraw Wyżywienia i Rolnictwa (FAO), Światowej Organizacji Handlu (WTO), Międzynarodowego Funduszu Walutowego (IMF), Międzynarodowego Banku Odbudowy i Rozwoju (IBRD). Jednocześnie warto podkreślić, że szczególny akcent w polityce zagranicznej Ukrainy kładziono na rozwijanie intensywnej współpracy z Unią Europejską oraz Organizacją Traktatu Północnoatlantyckiego (NATO) (Kupchak, 2009). Skutkiem tego były liczne reformy o charakterze prawnym, mające na celu przybliżenie krajowego systemu prawnego i gospodarczego do standardów obowiązujących w państwach członkowskich wspomnianych organizacji, a także liberalizacja przepisów handlowych poprzez stopniowe łagodzenie polityki handlowej. Reformy obejmowały również podnoszenie standardów jakości produkcji rolnej oraz zwiększanie poziomu bezpieczeństwa inwestycji.

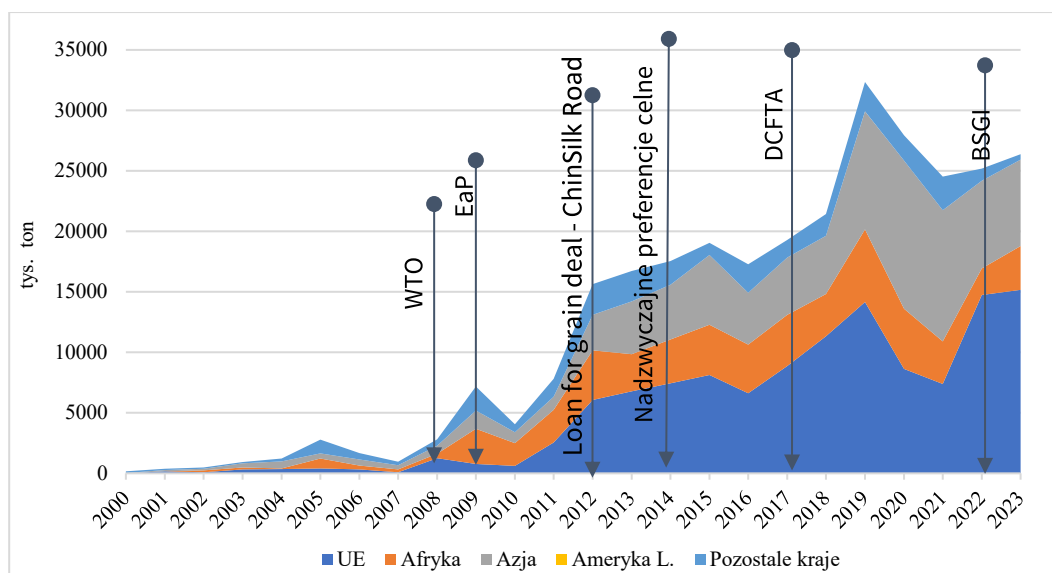
Według autora pracy, kluczowe znaczenie dla międzynarodowej integracji ukraińskiego rynku kukurydzy miały następujące porozumienia o charakterze bilateralnym, jak i regionalnym:

- Podpisanie w maju 2009 r. Partnerstwa Wschodniego (Eastern Partnership – EaP), którego celem było pogłębienie współpracy politycznej, instytucjonalnej i gospodarczej między Unią Europejską a sześcioma krajami Europy Wschodniej.

- Podpisanie w 2014 r. przez UE Układu o stowarzyszeniu z Ukrainą, zawierającego Pogłębioną i kompleksową umowę o wolnym handlu (Deep and Comprehensive Free Trade Agreement – DCFTA), która weszła w życie w całości w 2017 r.¹¹.
- Jednostronne przyznanie Ukrainie przez Unię Europejską w 2014 r. nadzwyczajnych preferencji celnych i kwot eksportowych.
- Otwarcie Chin na ukraiński import towarów w ramach dwóch inicjatyw: Nowego Jedwabnego Szlaku oraz pożyczek udzielanych Ukrainie przez Chiny w zamian za zakup zboża przez Chiny z Ukrainy (od 2012 r.).
- Jednostronna likwidacja cel i kwot przez Unię Europejską po wybuchu wojny rosyjsko-ukraińskiej w 2022 r. oraz późniejsze zawieszenie tych ograniczeń przez kraje Europy Środkowo-Wschodniej w 2023 r.
- Zawarcie Czarnomorskiej Inicjatywy Zbożowej (Black Sea Grain Initiative – BSGI), obowiązującej od lipca 2022 do lipca 2023 r., umożliwiającej odblokowanie portów i morskich szlaków handlowych.

Skutkiem wyżej wymienionych porozumień był wzrost eksportu kukurydzy z Ukrainy (tzw. efekt kreacji handlu) oraz zmiany kierunków eksportu (tzw. efekt przesunięcia handlu). Moment wejścia w życie tych umów, w odniesieniu do eksportu kukurydzy, przedstawiono na rysunku 3.1. W roku wejścia w życie nadzwyczajnych preferencji handlowych przyznanych przez Komisję Europejską nie odnotowano dynamicznego wzrostu eksportu kukurydzy w stosunku do okresu poprzedniego, jednak na koniec 2012 r. eksport kukurydzy wzrósł dziewięciokrotnie – z 625 tys. w 2009 r. do 7,4 mln ton. Wzrost eksportu ukraińskiej kukurydzy do krajów Unii Europejskiej był rezultatem ścisłej współpracy oraz konsultacji pomiędzy ukraińskimi urzędnikami a przedstawicielami Komisji Europejskiej.

¹¹ Szarzej warunki opisane w umowie dostęp: https://eur-lex.europa.eu/EN/legal-content/summary/association-agreement-with-ukraine.html?utm_source [dostęp: 05.2025]



Rysunek 3.1. Eksport kukurydzy z Ukrainy a ważniejsze porozumienia międzynarodowe

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych: <https://comtradeplus.un.org> [dostęp: 05.2024].

Przystąpienie Ukrainy do WTO

Kluczowe znaczenie dla rozpoczęcia procesów integracji gospodarczej na arenie międzynarodowej, w szczególności rynków rolno-żywnościowych, miała akcesja Ukrainy do Światowej Organizacji Handlu (WTO) w 2008 r. (Dielini, 2015). Negocjacje warunków członkostwa trwały od 1993 r. Członkostwo w WTO stało się istotnym impulsem dla wprowadzenia reform polityki handlowej oraz wprowadzenia przejrzystych i przewidywalnych regulacji wewnętrznych, sprzyjających rozwojowi przedsiębiorczości.

Ukraińskie surowce zbożowe stały się bardziej konkurencyjne na światowych rynkach globalnych. Po akcesji Ukrainy do Światowej Organizacji Handlu oraz ograniczeniu barier taryfowych i pozataryfowych nastąpił stopniowy wzrost obrotów produktami rolno-żywnościowymi z innymi krajami. Sprzyjało to specjalizacji produkcji zgodnie z teorią klasycznych przewag komparatywnych. Zmianie uległa organizacja produkcji rolniczej, skierowanej głównie na uprawy zbożowe i rośliny oleiste o orientacji eksportowej. W tym okresie Ukraina aktywnie wdrażała nowe reformy i programy w zakresie produkcji surowców rolno-żywnościowych, w tym zbóż. Przystąpienie do WTO zapewniło ukraińskim eksporterom dostęp do 148 rynków, co w kolejnych latach przyczyniło się do znacznego wzrostu wolumenu eksportu (rys. 3.1).

Należy zaznaczyć, że akcesja Ukrainy do Światowej Organizacji Handlu nastąpiła w momencie globalnego kryzysu ekonomicznego w 2008 r., co uniemożliwiło pełne i natychmiastowe wykorzystanie potencjału wynikającego z integracji gospodarczej. W 2009 r., w wyniku pogorszenia koniunktury gospodarczej na świecie oraz spadku popytu globalnego, odnotowano spadek wolumenu eksportu towarów w skali ogólnej o 59,3%, a wskutek deprecjacji hrywny import zmniejszył się o 53,1% w porównaniu z 2008 r. (Pakhomova, 2011). Znaczące efekty członkostwa w WTO zaczęły być zauważalne dopiero w latach 2010–2011. Najsilniej na akcesji skorzystały rolnictwo oraz metalurgia i przemysł ciężki.

Niemniej jednak, mimo przynależności do Światowej Organizacji Handlu, Ukraina stosowała ograniczenia eksportowe, takie jak kwoty oraz licencjonowanie eksportu, w celu ochrony wewnętrznego rynku żywnościowego przed wzrostem cen. W ramach zobowiązań członkowskich Ukraina zobowiązała się do maksymalnego ograniczenia stosowania instrumentów pozataryfowych w handlu międzynarodowym. Szczegółowe analizy dotyczące redukcji barier taryfowych w kontekście członkostwa w WTO przedstawiła Fenenko (2012). Mimo formalnych zobowiązań, po akcesji do Światowej Organizacji Handlu w Ukrainie nadal funkcjonowały instrumenty pozataryfowe, mające na celu ochronę sektorów produkcji rolno-żywnościowej przed skutkami silnej pozycji eksporterów.

Poprzedzając przystąpienie do Światowej Organizacji Handlu, Ukraina wprowadziła wiele reform kształtujących politykę sektora rolniczego w zakresie zwiększenia konkurencyjności na rynkach wewnętrznych i zewnętrznych. W tym celu uchwalono w 2004 r. ustawę „Pro derzhavnu pidtrymku sil's'koho hospodarstva Ukrayiny” (pol. O państwowym wsparciu rolnictwa Ukrainy). Ustawa ta stanowiła podstawę reform skierowanych na współpracę instytucji państwowych w celu rozwoju rolnictwa oraz ustalenie priorytetów i finansowania rozwoju rolnictwa i obszarów wiejskich do 2015 r. Na ukraiński rynek zbóż wpływ miały również programy, takie jak „Zerno Ukrayiny 2015” czy wcześniejszy „Zerno Ukrayiny 2005-2010”. Ich realizacja wiązała się z wydaniem licznych aktów wykonawczych. Przyjęte normy w ramach tych programów koncentrowały się głównie na opracowaniu ścieżki poprawy produktywności na potrzeby wewnętrznego przetwórstwa i eksportu, warunków dopłat do produkcji zbóż oraz implementacji standardów jakościowych odpowiadających wymaganiom rynków światowych.

Przebieg procesów liberalizacji z UE

Partnerstwo Wschodnie (Eastern Partnership – EaP), zainicjowane w 2009 r., miało służyć zbliżeniu politycznemu i gospodarczemu UE z krajami sąsiedztwa, m.in. poprzez ułatwienia w handlu, dialog wizowy i mobilność, współpracę energetyczną oraz działania na rzecz stabilności i bezpieczeństwa regionu. Następstwem tej agendy był Układ o stowarzyszeniu UE – Ukraina, podpisany w 2014 r., obejmujący część polityczną oraz gospodarczą (DCFTA). Część handlowa (DCFTA) zaczęła być tymczasowo stosowana od 1 stycznia 2016 r., natomiast cały układ wszedł w życie 1 września 2017 r. Równoległe od 2014 r. UE wprowadziła autonomiczne preferencje handlowe dla Ukrainy (jednostronne obniżki cel i/lub kontyngenty taryfowe), co sprzyjało wzrostowi wymiany – zwłaszcza w zbożach. DCFTA ugruntowała ten kierunek, przewidując stopniowe znoszenie cel, stosowanie kontyngentów taryfowych, ułatwienia celne i „usprawnienie granic”. Jednocześnie program zakłada stopniową harmonizację prawa Ukrainy z dorobkiem UE (acquis) w kluczowych obszarach barier pozataryfowych¹²: normy i ocena zgodności, środki sanitarne i fitosanitarne, prawo celne i ułatwienia handlu, zamówienia publiczne, wskazania geograficzne i własność intelektualna, konkurencja i pomoc publiczna. Taka regulacyjna konwergencja ogranicza koszty transakcyjne i ryzyko regulacyjne, wzmacniając integrację handlową z rynkiem unijnym.

W ramach DCFTA zlikwidowano większość ograniczeń taryfowych ze strony krajów Unii Europejskiej (98,1% grup towarowych) i Ukrainy (99,1%). Eksport do krajów UE nabrał strategicznego znaczenia dla rozwoju sektora rolniczego Ukrainy. W momencie wejścia w życie umowy dla 15% produktów ustalono kwoty taryfowe, a dla 2% eksportu – opłaty celne, które miały sukcesywnie maleć. Eksport do UE w ramach porozumienia obejmował głównie zboża (31,0%), w szczególności kukurydzę (24,8%) i pszenicę (4,7%). W latach 2020-2021 na kraje UE przypadało już około 18% ukraińskiego eksportu zbóż ogółem. Otwarcie rynku unijnego na ukraiński eksport doprowadziło do istotnej zmiany geograficznej struktury eksportu zbóż (Pochernina, 2015). Od początku sezonu 2015/16 eksport do UE pozwolił skompensować spadek wywozu zbóż, w tym kukurydzy, do krajów

¹² W języku ukraińskim „Verkhovna Rada of Ukraine. (n.d.). Implementacja Ugody pro zonu vil'noi' torgivli (DCFTA)” (pol. „Implementacja Ugody o strefie wolnego handlu (DCFTA)”), Źródło: http://pfm.in.ua/files/files/pfm_document_54e4ba59296ba.pdf [dostęp: 05.2024].

WNP (Wspólnoty Niepodległych Państw – kraje byłego Związku Radzieckiego), w szczególności Federacji Rosyjskiej. Ukraińska kukurydza, jak i pozostałe surowce rolne charakteryzowały się wysoką konkurencyjnością cenową na rynku UE ze względu na bliską lokalizację geograficzną i stosunkowo mniejszy udział kosztów w cenie końcowej kukurydzy. Wzrost eksportu zbóż do UE uwidocznił przewagi komparatywne Ukrainy w eksporcie tych towarów (Horin i Krzyżanowski, 2016). Potencjalne członkostwo Ukrainy w UE sprzyjałoby dalszemu zacieśnianiu powiązań cenowych z UE, zwłaszcza z Polską, wzmacniając konkurencję cenową na rynku zbóż i zwiększając dostępność surowca dla przetwórstwa rolno-spożywczego w Polsce i UE (Czubak i in., 2025).

W listopadzie 2022 r. Ukraina przyjęła ustawę zgodną z prawodawstwem Unii Europejskiej w zakresie stosowania i kontroli inżynierii genetycznej w produkcji rolniczej. W ten sposób wprowadzono mechanizmy funkcjonujące w krajach UE, ograniczając uprawy i obieg zboża GMO. Ustawa określa rolę rządu w zakresie nadzoru nad produkcją genetycznie modyfikowaną, oceny wpływu na zdrowie i środowisko oraz obowiązku oznakowania produktów pochodzących z organizmów modyfikowanych genetycznie, znajdujących się w obrocie. Należy zaznaczyć, że na podstawie niezależnych badań przeprowadzonych przez Amerykański Departament Rolnictwa (USDA) obecność GMO stwierdzono jedynie w 1% kukurydzy oraz około 10–12% rzepaku produkowanego na Ukrainie.

W wyniku rosyjskiej inwazji w lutym 2022 r. Ukraina straciła dostęp do głównych szlaków eksportowych wiodących przez Morze Czarne. W odpowiedzi na blokadę portów morskich kraje Unii Europejskiej zorganizowały tzw. korytarze solidarnościowe przez Polskę, Rumunię, Słowację i Węgry do portów morskich w UE (Bullock i in., 2023). W czerwcu 2022 r. Unia Europejska jednostronnie zawiesiła cła antydumpingowe oraz kontyngenty taryfowe na towary do 5 czerwca 2023 r. W 2023 r. bezcłowy dostęp został utrzymany i przedłużony na kolejny rok. W efekcie tych działań w 2022 r. udział ukraińskiego eksportu do krajów UE w całkowitym eksporcie zbóż wzrósł do 52%, w tym udział kukurydzy do 59% (Stowarzyszenie, 2023). W sezonie marketingowym 2022/23 eksport kukurydzy do krajów UE podwoił się w porównaniu z sezonem poprzedzającym złagodzenie polityki handlowej przez Komisję Europejską.

W sezonie marketingowym 2020/2021 największymi unijnymi importerami ukraińskiej kukurydzy były: Holandia (2,96 mln ton), Hiszpania (2,7), Portugalia (0,7) i Włochy (0,7). Wybuch wojny w sezonie 2022/23 i związany z tym znaczący wzrost eksportu do UE przyczynił się do destabilizacji rynków zbóż, zwłaszcza w krajach sąsiednich: Polsce, Rumunii i na Węgrzech. W związku z tym kraje te, które najsilniej odczuły napływ ukraińskiego zboża, jednostronnie wprowadziły od 2 września 2023 r. tymczasowe restrykcje importowe na towary rolne, w tym główne zboża: kukurydzę, pszenicę, rzepak i słonecznik. Węgry zdecydowały się na bezterminowy zakaz importu na 25 kategorii towarów rolnych z Ukrainy. Następnie, w maju 2024 r., Komisja Europejska zgodziła się wprowadzić tymczasowy zakaz importu zbóż: kukurydzy, pszenicy, rzepaku i słonecznika, a także wprowadzono dodatkowe działania zaradcze w celu stabilizacji rynku. W wyniku tych działań Ukraina zobowiązała się do stosowania systemu licencjonowania eksportu oraz jego kontroli.

Porozumienia z Chinami

W ostatnich kilkunastu latach zaobserwowano wzrost integracji ekonomicznej Ukrainy z krajami azjatyckimi, w szczególności z Chinami. Pasichnyka (2020) zwrócił uwagę na kluczowe znaczenie dla integracji ekonomicznej z krajami Azji dwóch inicjatyw: Nowego Jedwabnego Szlaku (ang. Belt and Road Initiative, BRI – 2013) oraz tzw. pożyczek na zakup zboża (ang. Loan for Grain Deal – 2012).

Eksport zbóż z Ukrainy do Chin do 2012 r. był niewielki (Halperina i Shapoval, 2013). Sytuację zmieniła zawarta w 2012 r. umowa pożyczki, podpisana przez ukraińską państwową korporację zbożową (SFGCU – *State Food and Grain Corporation of Ukraine*) z chińskim bankiem eksportowo-importowym (*Export-Import Bank of China*). Inicjatywa „Pożyczka za zboże” (ang. *Loan for Grain Deal*) o wartości 1,5 mld USD miała na celu wspieranie rozwoju sektora rolnego Ukrainy poprzez finansowanie z chińskiego banku Exim w zamian za dostawy ukraińskiego zboża do Chin. W ramach tej umowy chińska firma państwowa (COFCO – *China National Cereals, Oils and Foodstuffs Corporation*) rozpoczęła program zakupu zboża od ukraińskiej korporacji zbożowej w celu eksportu do klientów w Chinach, na Bliskim Wschodzie i innych rynkach.

Początkowo eksport realizowany był w ramach kontraktów kredytowych z udziałem SFGCU, a z czasem do eksportu do Chin przyłączyły się również inne przedsiębiorstwa (Pasichnyk, 2020). Kukurydza utrzymywała dominującą pozycję w eksporcie zbóż do Chin. Inicjatywa napotykała jednak trudności w realizacji: w wyniku audytu stwierdzono niewłaściwe zarządzanie udzielonymi przez Chiny pożyczkami, a dostawy zboża były opóźnione. Problem ten wymusił zaangażowanie władz obu krajów, które w wyniku negocjacji uzgodniły zwiększenie eksportu zboża oraz pogłębienie współpracy w ramach późniejszej inicjatywy Nowego Jedwabnego Szlaku (ang. *Belt and Road Initiative* – BRI).

Warto podkreślić, że Nowy Jedwabny Szlak to globalna inicjatywa infrastrukturalna obejmująca około 70 państw. W 2017 r. Ukraina oficjalnie podpisała porozumienie o współpracy w ramach tej inicjatywy, co doprowadziło do wzrostu wartości dwustronnej wymiany handlowej z 6,5 mld USD w 2016 r. do 9,8 mld USD w 2018 r. Istotnym aspektem są zmiany w strukturze eksportu w relacjach bilateralnych. Przykładowo, w 2016 r. w eksporcie z Chin do Ukrainy udział produktów przemysłowych wynosił około 66%, natomiast w ukraińskim eksporcie do Chin towarów rolnych – 44% (Ostashko i Olfir, 2019). BRI sprzyjało wykorzystaniu przewag komparatywnych Ukrainy i znacznemu wzrostowi eksportu zbóż do Chin, czyniąc z niej jednego z kluczowych partnerów handlowych w tym sektorze.

W sezonie 2020/21 Ukraina była jednym z dwóch głównych dostawców kukurydzy do Chin (obok USA), a udział ukraińskiej kukurydzy w chińskim imporcie należał do największych w ostatnich latach. Jednocześnie Chiny pozostawały kluczowym odbiorcą ukraińskiej kukurydzy, odpowiadając za ponad 23% całkowitego eksportu tego zboża z Ukrainy (Pasichnyk, 2020). Według danych za 2020 r. kukurydza odpowiadała też za około 24% wartości ukraińskiego eksportu do Chin. W literaturze podkreśla się, iż pogłębieniu relacji handlowych Ukrainy z Chinami sprzyjały napięcia w handlu Chiny – USA w latach 2017-2018, co osłabiło amerykańską podaż na rynek chiński i wzmocniło pozycję eksporterów z regionu Morza Czarnego. Część dostaw realizowano w formule umów międzyrządowych (G2G) – m.in. poprzez państwowe podmioty – przy wykorzystaniu list zatwierdzonych eksporterów spełniających chińskie wymagania jakościowe i fitosanitarne.

Czarnomorska Inicjatywa Zbożowa (BSGI)

W 2022 r. w następstwie pełnoskalowej inwazji Rosji, żegluga przez ukraińskie porty Morza Czarnego została zablokowana lub poważnie ograniczona. Przed wojną szlaki te obsługiwały około 95% eksportu ukraińskich zbóż, dlatego nawet uruchomione przez UE „korytarze solidarnościowe” oraz czasowe zniesienie ceł i kontyngentów nie były w stanie w pełni zastąpić przepustowości morskiej (wąskie gardła na granicach, różny rozstaw torów, ograniczona infrastruktura). W obliczu ryzyka kryzysu żywnościowego rozpoczęto negocjacje w sprawie odblokowania eksportu przez Morze Czarne, które doprowadziły m.in. do uruchomienia Czarnomorskiej Inicjatywy Zbożowej (lipiec 2022 r.). Porozumienie zawarte w lipcu 2022 r. w Stambule pod auspicjami ONZ i Turcji – w formie dwóch równoległych umów ONZ – Turcja – Ukraina oraz ONZ – Turcja – Rosja – umożliwiło wznowienie komercyjnego eksportu produktów rolnych z trzech ukraińskich portów: Odessy, Czarnomorska i Piwdennego (Jużnego), z inspekcjami statków prowadzonymi w Stambule.

Porozumienie to przyczyniło się do znacznego odciążenia krajowej logistyki, która do tego czasu była w większości skoncentrowana na transportach lądowych, oraz do stabilizacji, a potem i spadku cen produktów rolnych na świecie. Czarnomorska Inicjatywa Zbożowa weszła w życie w sierpniu 2022 r. Umowa ta nie została odnowiona po jej trzeciej kadencji, która wygasła w lipcu 2023 r. W czasie jej obowiązywania udało się wyeksportować 33 mln ton towarów rolnych z Ukrainy do 45 krajów na świecie. Zboża stanowiły ponad 77% eksportu realizowanego w ramach tej umowy (przy 11% olejów i śruty słonecznikowej). Jednocześnie należy zaznaczyć, iż struktura eksportu zbóż w ramach BSGI wskazywała na dominujący udział kukurydzy (61,5%), przy udziale pszenicy na poziomie 33,5% i 5-procentowym udziale jęczmienia. Inicjatywa w tym okresie odpowiadała za: 75% eksportu kukurydzy z Ukrainy, 66% pszenicy oraz 58% jęczmienia (UN ..., 2024).

W tym okresie ukraiński eksport rolny powrócił do poziomu sprzed wojny, co znacząco przyczyniło się do uspokojenia sytuacji na światowych rynkach i spadku indeksu cen rolno-żywnościowych FAO o ponad 20% w porównaniu do rekordowego poziomu z początku konfliktu (Hamulczuk i in., 2023). Autorzy zwracają uwagę, że głównymi krajami docelowymi dla ukraińskiego eksportu były państwa rozwinięte, w szczególności Unia Europejska, a nie kraje rozwijające się.

Instrumenty stosowane przez Ukrainę w handlu międzynarodowym kukurydzą

W ostatnich kilkunastu latach Ukraina stosowała wiele instrumentów polityki handlowej (tab. 3.1), które znacząco wpływały na wielkość jej obrotów oraz siłę powiązań cenowych. Instrumenty te obejmowały zarówno środki taryfowe (cła eksportowe), jak i pozataryfowe (kwoty, licencje, zwroty podatku VAT). Co istotne, stosowano je czasowo, w zależności od sytuacji rynkowej lub budżetowej (Fenenko, 2012; Goetz i in., 2016). Większość z tych działań wprowadzono w latach 2006-2012, czyli przed akcesją do WTO oraz w okresie tzw. kryzysu żywnościowego.

Tabela 3.1. Instrumenty taryfowe oraz pozataryfowe w handlu kukurydzą stosowane przez Ukrainę

Nazwa instrumentu/zakres oddziaływania	Data wprowadzenia/obowiązywania
Licencjonowanie eksportu na zboża (w tym kukurydzy)	IX-XII 2006
Kwoty eksportowe, kukurydza 600 000 ton	X-XII 2006
Kwoty eksportowe, kukurydza 30 000 ton/3 000 ton	I-VI 2007/od VI-XII 2007
Kwoty eksportowe, kukurydza 600 000 ton	I-III 2008
Licencjonowanie eksportu kukurydzy	III-V 2008, VII 2022-2023
Kwoty eksportowe: 2 mln ton/3 mln ton/5 mln ton	X-XII 2010/XII 2010/XII 2010 -III 2011
Cło na eksport zbóż, kukurydzy 12%	VI 2011 - I 2012 (wycofano już w X 2011)
Kwoty eksportowe/Memorandum z eksporterami w sprawie ograniczenia eksportu do 10,5/12,4 mln ton	X 2011 - I 2012/rok gosp. 2012/2013
Nie zwracano VAT przy eksporcie kukurydzy	VII 2011 - XII 2013; lata 2014/2015, 2022/2023

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Duhnivich, 2011; Fenenko, 2012; Kaflevska i in., 2013; Mazur i in., 2023.

Licencjonowanie i kwotowanie eksportu oraz wprowadzenie opłat eksportowych miały na celu ograniczenie presji cenowej na krajowy rynek żywnościowy i charakteryzowały się tymczasowym zastosowaniem. Ambroziak i Kaliszuk (2009) również podkreślali, że Ukraina historycznie stosowała ograniczenia (np. kwoty na zboża) i cła wywozowe, aby „zatrzymać towar w kraju” i utrzymywać niższe ceny wewnętrzne. Należy zaznaczyć, że działania te, wpływając na ceny rynkowe, sprzyjały też ograniczeniu produkcji zbóż na Ukrainie. Stosowanie opłat celnych od zboża wywożonego z Ukrainy, w szczególności kukurydzy i pszenicy, miało na celu złagodzenie skutków likwidacji wszystkich kwot eksportowych pod koniec lat 2010-2011 oraz stabilizację sytuacji cenowej na krajowym rynku żywnościowym w warunkach dużej zmienności cen globalnych.

Niemniej jednak, ze względu na utratę konkurencyjności na światowych rynkach, instrumenty te wycofano stosunkowo szybko. Szacuje się, że zboża pochodzące z Rosji były tańsze o 30%, co wpłynęło na preferencje krajów afrykańskich i azjatyckich. Jak zauważa Fenenko (2012), stosowanie przez Ukrainę instrumentów pozataryfowych wbrew zasadom WTO spowodowało, że ukraiński eksport zbóż do krajów śródziemnomorskich został zastąpiony importem z UE i USA. Wprowadzanie kwot eksportowych miało miejsce również w latach niskich zbiorów i wzrostu cen zbóż na światowych rynkach (Dukhnevych, 2011; Bobla, 2019). Ich stosowanie znacząco ograniczało przychody producentów zbóż, co negatywnie wpływało na potencjał rozwojowy krajowego sektora rolniczego. Należy podkreślić, że stosowanie narzędzi pozataryfowych motywowanych działaniami politycznymi wpłynęło na percepcję Ukrainy jako nierzetelnego partnera handlowego.

W warunkach deficytu budżetowego ukraiński rząd okresowo decydował się na niewypłacanie zwrotów podatku VAT, tym samym pogarszając dodatkowo rentowność krajowego eksportu (tab. 3.1). Wolumen eksportu w tych sezonach mógłby być wyższy, gdyby eksporterzy otrzymywali zwrot podatku. Według Kobuty (2011), najsilniejszy negatywny wpływ na ceny zbóż w Ukrainie miało stosowanie ograniczeń eksportowych w postaci kwot oraz niezwracanie VAT¹³. Wprowadzone obostrzenia miały też wpływ na powierzchnię zasiewów oraz strukturę produkcji zbóż w Ukrainie.

Licencjonowanie¹⁴ eksportowanego zboża zostało ponownie wprowadzone we wrześniu 2023 r. w kontekście rosyjskiej inwazji na Ukrainę oraz silnej koncentracji eksportu ukraińskiego zboża do krajów Unii Europejskiej. Mechanizm ten został wprowadzony w porozumieniu z państwami UE i miał na celu ustabilizowanie sytuacji cenowej na rynkach Europy Środkowo-Wschodniej, łagodząc protesty rolników. Początkowo licencje były wymagane dla dostaw zboża do Polski, Rumunii, Czech, Słowacji i Węgier, a w październiku 2023 r. procedura została rozszerzona na pozostałe kraje UE. Dodatkowo system licencjonowania miał na celu usprawnienie kontroli podatkowej w odpowiedzi na wzrost

¹³ Ustawa w języku ukraińskim: „Податковий кодекс України від 02.12.2010 р. № 2755VI” (pol. „Prawo podatkowe”): <http://zakon1.rada.gov.ua/cgi-bin/laws/main.cgi?nreg=275517&p=13259-29236848879> [dostęp: 03.2024].

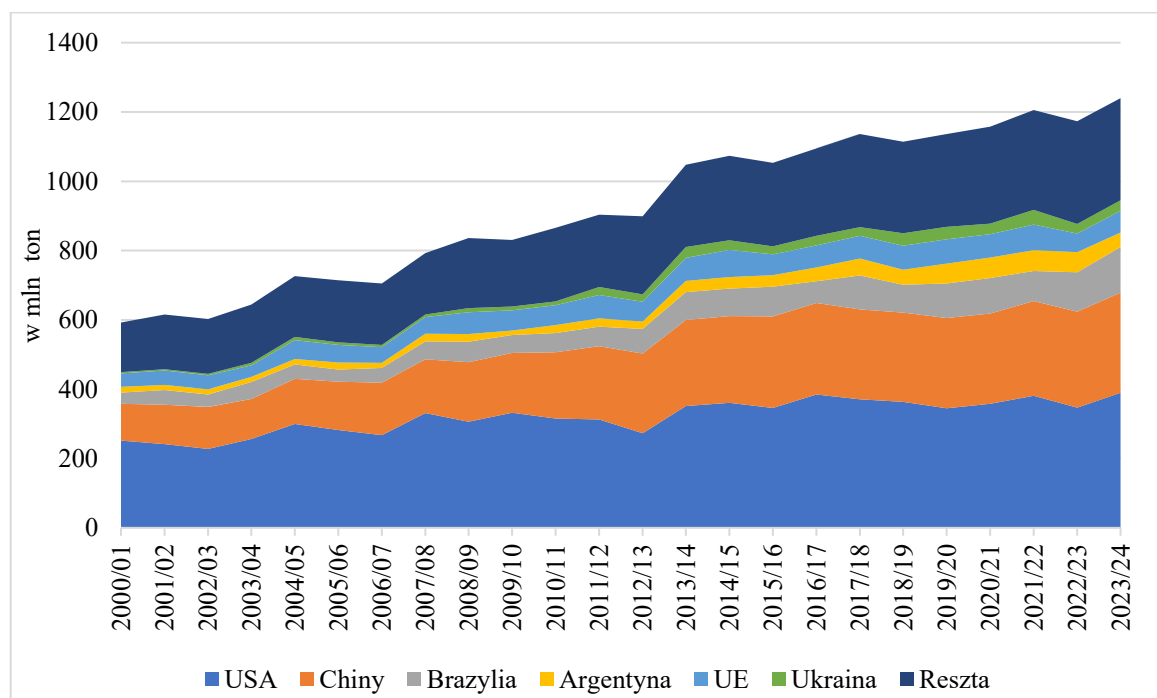
¹⁴ Ustawa w języku ukraińskim: „Про здійснення верифікації та погодження експорту окремих сільськогосподарських товарів до Республіки Болгарія, Румунії, Словацької Республіки, Угорщини та Республіки Польща” (pol. „W sprawie weryfikacji i zatwierdzenia eksportu niektórych produktów rolnych do Republiki Bułgarii, Rumunii, Republiki Słowackiej, Węgier i Rzeczypospolitej Polskiej”): <https://ips.ligazakon.net/document/KP231020?an=5> [dostęp: 03.2024].

transakcji gotówkowych w sektorze eksportowym, co jednocześnie wpłynęło negatywnie na konkurencyjność dużych holdingów rolnych (Mazur i in., 2023).

3.2. Podaż, popyt i handel kukurydzą na świecie

Światowa podaż kukurydzy

Kukurydza należy do najważniejszych surowców rolnych na świecie, a jej znaczenie systematycznie rośnie¹⁵. Globalna produkcja ziarna wykazuje trwały trend wzrostowy (rys. 3.2). W sezonie 2021/22 była niemal dwukrotnie większa niż w sezonie 2000/01: 1205 mln ton wobec 592 mln ton (USDA, 2022). Dla porównania, produkcja pszenicy zwiększyła się w tym samym czasie o około 33,5% (z 586 do 779 mln ton). Średniorocznie globalna produkcja kukurydzy rosła w latach 2000/01-2021/22 o około 3,3%, podczas gdy na Ukrainie dynamika była wyraźnie większa – około 10,4% rocznie.



Rysunek 3.2. Światowa produkcja kukurydzy (w mln ton)

Źródło: opracowanie własne na podstawie źródła elektronicznego: <https://usda.gov> [dostęp: 05.2024].

¹⁵ W pracy skoncentrowano uwagę na kukurydzy przeznaczonej na ziarno, pomijając przy tym inne jej rodzaje, tj. kukurydzę na kiszonkę czy cele spożywcze (słodką), ze względu na ich marginalny udział w całej strukturze produkcji i zużycia.

Udział kukurydzy w światowym wolumenie produkcji zbóż w sezonie 2021/22 kształtował się na poziomie 43%, podczas gdy w sezonie 2000/01 nie przekraczał 32%. W sezonie 2021/22 na eksport przeznaczono blisko 15% światowej produkcji (178 mln ton), a w sezonie 2000/01 wskaźnik ten wynosił 12% (75 mln ton) (USDA, 2022). Znaczenie kukurydzy zwiększyło się także w handlu międzynarodowym – udział ziarna kukurydzy w światowym eksporcie zbóż systematycznie rósł w analizowanym okresie ze względu na coraz większe zużycie tego zboża w sektorze paszowym, przemysłowym i spożywczym. Utnik-Banaś (2018) w swoich badaniach wskazywała na wzrost produkcji drobiu na świecie przekładający się na wzrost znaczenia kukurydzy w handlu międzynarodowym.

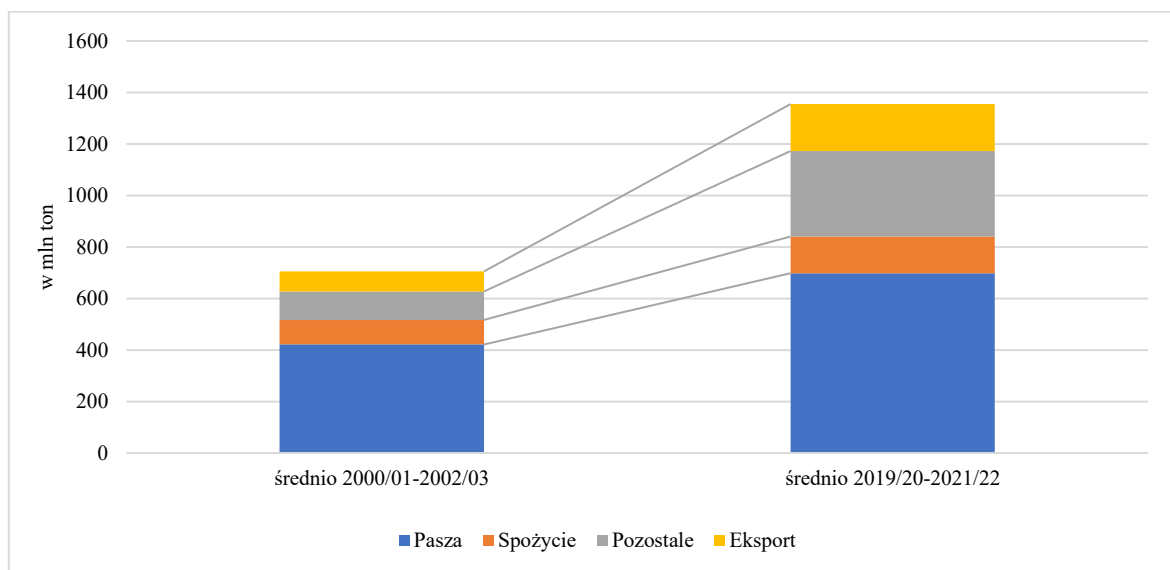
Do największych światowych producentów kukurydzy na ziarno należą Stany Zjednoczone, Chiny, Brazylia, Argentyna, Ukraina oraz państwa Unii Europejskiej. W sezonie 2021/22 USA i Chiny odpowiadały łącznie za ponad połowę światowej produkcji (odpowiednio ok. 31,6 i 22,6%), a Brazylia (ok. 7,2%), UE (ok. 6,1%), Argentyna (ok. 5%) i Ukraina (ok. 3,5%) miały mniejsze, choć istotne udziały, odgrywając ważną rolę w handlu międzynarodowym. W UE, według Eurostatu, największymi producentami w sezonie 2021/22 były: Francja – 15,4 mln ton (ok. 20% produkcji unijnej), Rumunia – 14,8 mln ton (ok. 20%) oraz Polska – 7,3 mln ton (ok. 10%). Zgodnie z danymi USDA (rys. 3.2), udział Ukrainy w globalnej produkcji wynosił w tym sezonie około 3,5%, natomiast w następstwie blokady głównych portów morskich po rozpoczęciu pełnoskalowej inwazji Rosji udział Ukrainy w sezonie 2022/23 spadł do około 2,4%.

Zużycie kukurydzy na świecie

Wzrost produkcji kukurydzy na świecie jest pochodną popytu na nią. Średnie zużycie kukurydzy na świecie w latach 2019-2021 zwiększyło się o 92% (649 mln ton) w porównaniu do okresu 2000-2002 (rys. 3.3). Zmiany te objawiały się również w strukturze zużycia, z tendencją do zmniejszania się udziału przetwórstwa paszowego i jednoczesnego wzrostu znaczenia innych gałęzi przemysłu.

W analizowanym okresie (rys. 3.3) zaobserwowano blisko trzykrotny (o 221,5 mln ton) wzrost zużycia w przetwórstwie przemysłowym, natomiast w sektorach paszowym i spożywczym wzrosty wyniosły odpowiednio 65,6% (o 276 mln ton) i 49,5% (o 47 mln ton). Te tendencje wynikały z długoterminowego wzrostu populacji w krajach rozwijających się,

zwiększenia się dochodów gospodarstw domowych oraz polityk wspierających rozwój energii odnawialnej.



Rysunek 3.3. Rozdysponowanie ziarna kukurydzy na świecie (mln ton)

Źródło: opracowanie na podstawie danych: <https://app.amis-outlook.org/#/market-database/custom-query> [dostęp: 05.2024].

Wzrostowi liczby ludności oraz dochodów gospodarstw domowych w krajach rozwijających się (głównie w Azji i Afryce) towarzyszył wzrost popytu na kukurydzę jako surowca paszowego (Erenstein i in., 2022). Zwiększenie się dochodów sprzyjało konsumpcji mięsa, dla produkcji którego kukurydza stanowi jeden z kluczowych surowców paszowych. Przykładowo, Chiny charakteryzują się największą i dynamicznie rosnącą produkcją mięsa wieprzowego i drobiowego na świecie, co przekłada się na wysokie zużycie zbóż w przetwórstwie paszowym. Zgodnie z analizą Ranuma i in. (2014), w Chinach kukurydza zdominowała produkcję zbóż, zastępując ryż jako główny składnik paszowy. W przypadku Afryki obserwuje się najintensywniejsze trendy demograficzne. Grote i in. (2021) zwracają uwagę, że czynniki demograficzne będą determinować wzrost zapotrzebowania na zboża – do 2050 r. prognozowane jest podwojenie liczby ludności Afryki do 2,5 mld oraz wzrost populacji Azji o miliard osób. Prognozowany wzrost liczby ludności może przełożyć się na dalszy wzrost popytu na podstawowe produkty spożywcze, w tym mięso.

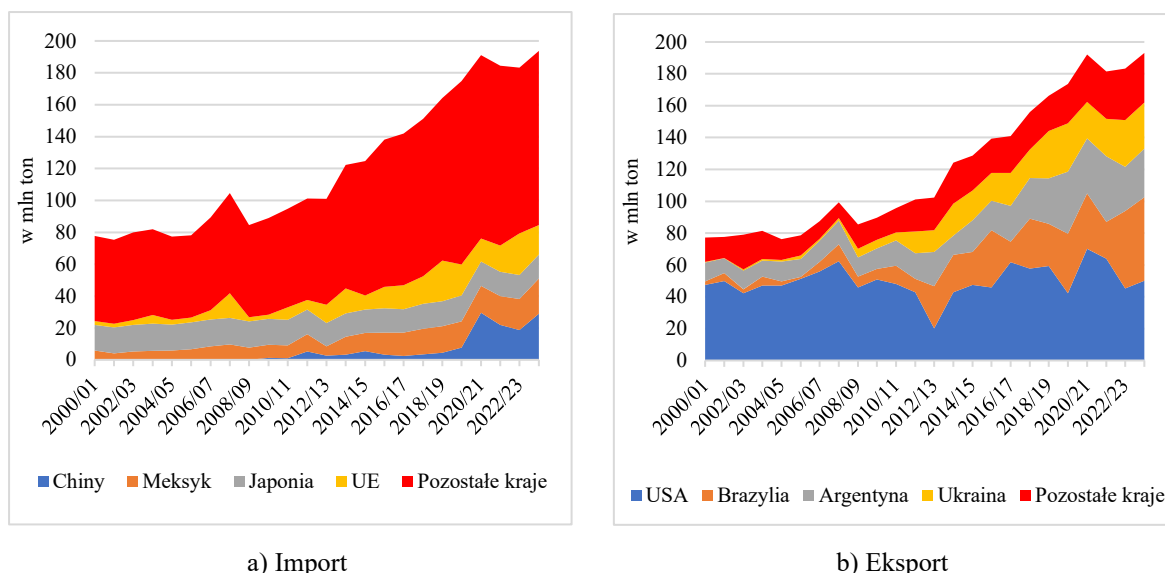
W krajach rozwiniętych (Stany Zjednoczone, Unia Europejska) oraz w Brazylii i Chinach zyskuje na znaczeniu przemysłowe zużycie kukurydzy w sektorze bioenergetycznym, głównie do produkcji biopaliw. Dynamiczny wzrost popytu na biopaliwa wynika z aktywnej polityki rządów – dążenia do uniezależnienia się od paliw kopalnych oraz wykorzystania rolniczych nadwyżek produkcji. Kluczowym narzędziem polityki są obowiązkowe limity zawartości biopaliw w paliwach transportowych. Efektem wprowadzenia tych regulacji był znaczący wzrost produkcji i zużycia bioetanolu na skalę globalną. Analizy przeprowadzone przez Bonavię (2014) oraz Manochio i in. (2017) wskazują, że w 2015 r. produkcja etanolu z surowców rolnych była większa o: 50% w Chinach, 50% w Kanadzie, 35% w USA, 35% w Argentynie, 33% w UE oraz 33% w pozostałych krajach w porównaniu do 2009 r. Kocak i in. (2022) zauważają, że wzrost światowych cen surowców rolnych i żywności w latach 2007-2013 był w znacznej mierze wynikiem konkurencji o surowce rolne między sektorem spożywczym a produkcją biopaliw.

Handel światowy kukurydzą

Produkcja kukurydzy jest silnie zróżnicowana przestrzennie ze względu na warunki klimatyczno-glebowe, co skutkuje współlistnieniem regionów nadwyżkowych i deficytowych oraz napędza wymianę międzynarodową. Czynniki społeczno-gospodarcze – wzrost dochodów, zmiany demograficzne i liberalizacja handlu – obserwowane w ostatnich kilkunastu latach sprzyjały nie tylko wzrostowi, lecz także zmianom geograficznego układu handlu (rys. 3.4). W efekcie globalny eksport kukurydzy w sezonie 2023/24 był około 2,5-krotnie większy niż w 2000/01, co odpowiada średniorocznemu tempu wzrostu rzędu ~4–5% w skali świata. W tym samym okresie eksport Ukrainy rósł szybciej – średnio około 19% rocznie (z relatywnie niskiej bazy) – istotnie zwiększając znaczenie kraju na rynku globalnym.

Analiza rysunku 3.4 wskazuje na wysoki stopień koncentracji po stronie eksportu oraz relatywnie niższy po stronie importu (bardziej rozproszona struktura nabywców). W sezonie 2021/22 do największych importerów kukurydzy należały: Chiny (11,9%), Meksyk (9,8%), UE (8,8%) i Japonia (8,3%), podczas gdy „pozostałe kraje” odpowiadały łącznie za 61,2% importu. Struktura importu wyraźnie zmieniła się względem sezonu 2014/15, gdy

liderem była Japonia (11,6%), a dalej: Meksyk (8,7%), Korea Południowa (8,1%), UE (7,5%) i Chiny (3,8%); udział grupy „pozostałe kraje” wynosił wówczas 71,9%. Zmiana ta potwierdza rosnącą rolę Chin w globalnym popycie na kukurydzę przy jednoczesnym stopniowym zmniejszaniu koncentracji importu w pozostałej części świata.



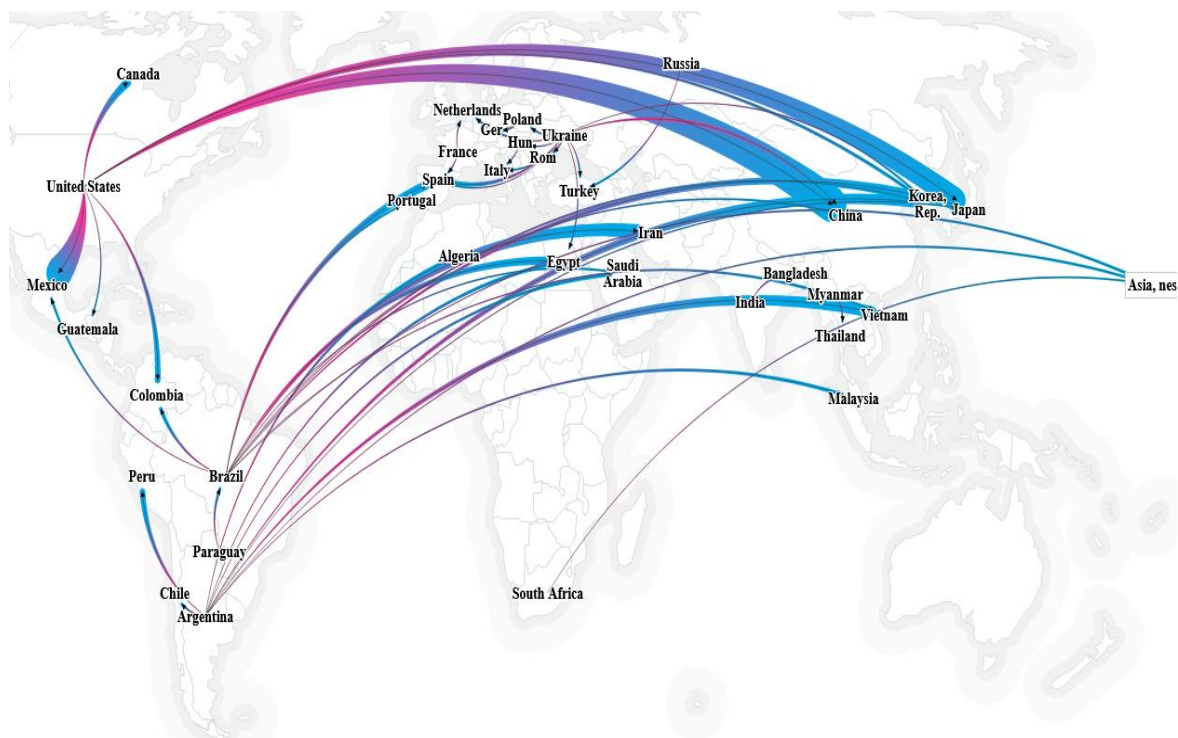
Rysunek 3.4. Handel światowy kukurydzą

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych: <https://app.amis-outlook.org/#/market-database/custom-query> [dostęp: 05.2024].

Według danych FAO, w strukturze zużycia kukurydzy w roku 2021/22 dominowało przetwórstwo paszowe z udziałem 63,9% (186,5 mln ton). Przetwórstwo spożywcze charakteryzowało się marginalnym udziałem na poziomie 4,9% (14,4 mln ton). Z kolei pozostałe zużycie kukurydzy utrzymywało się na poziomie 31,2% (91 mln ton). Pozostała produkcja była przeznaczana na potrzeby przetwórstwa przemysłowego do produkcji bioetanolu oraz materiału siewnego. Na rynkach światowych jednocześnie występował wzrost zużycia zbóż w produkcji bioetanolu.

W sezonie 2021/22 liderem światowego eksportu kukurydzy były Stany Zjednoczone (ok. 35% wolumenu). Kolejne miejsca zajmowały: Argentyna (ok. 22-23%; 41,2 mln ton), Ukraina (13%; 23,5 mln ton) oraz Brazylia (12-13%; 23,1 mln ton). Pozostałe kraje, w tym UE, odpowiadały łącznie za około 16-17% (29,6 mln ton), co oznacza relatywnie niewielki udział Unii Europejskiej w globalnym eksporcie. Dla porównania, na początku lat 2000.

koncentracja eksportu była większa: udział USA przekraczał 60% (61% w sezonie 2000/01-2001/02). Głównymi kierunkami zbytu kukurydzy ze Stanów Zjednoczonych pozostawały w analizowanym okresie Meksyk, Chiny i Japonia.



Rysunek 3.5. Główne powiązania w handlu kukurydzą na świecie w 2022 r.

Źródło: opracowanie na podstawie danych oraz narzędzia wizualizacji: <https://resourcetrade.earth/explorer/assets/map-bg.svg> [dostęp: 02.2025].

Rysunek 3.5 prezentuje główne kierunki światowego handlu kukurydzą w 2022 r. (strzałki – kierunek, grubość – skala przepływu). Widoczne są trzy dominujące korytarze: (1) Ameryka → Azja, gdzie Stany Zjednoczone, Brazylia i Argentyna wysyłają duże wolumeny do Chin, Japonii, Korei oraz krajów Azji Południowo-Wschodniej; (2) Ameryka → Ameryka, z istotnymi dostawami USA do Meksyku i państw Ameryki Łacińskiej; (3) Basen Morza Czarnego → region MENA (ang. *Middle East and North Africa*) i UE, gdzie Ukraina i Rosja tradycyjnie kierują zboże do Turcji, Egiptu, Iranu oraz na rynki Unii Europejskiej. Rok 2022 przyniósł też czasowe przesunięcie strumieni – większy ciężar dostaw do Azji i Afryki Północnej przejęła Ameryka Południowa (zwłaszcza Brazylia i Argentyna), częściowo kompensując ograniczenia eksportu z portów czarnomorskich. Po

uruchomieniu korytarzy zbożowych w drugiej połowie roku część wysyłek z Ukrainy wznowiono, a równocześnie zwiększyły się dostawy lądowe do UE. Rysunek podkreśla silną koncentrację podaży (kilku eksporterów obsługuje większość popytu) oraz kluczową rolę szlaków morskich w globalnym obrocie kukurydzą.

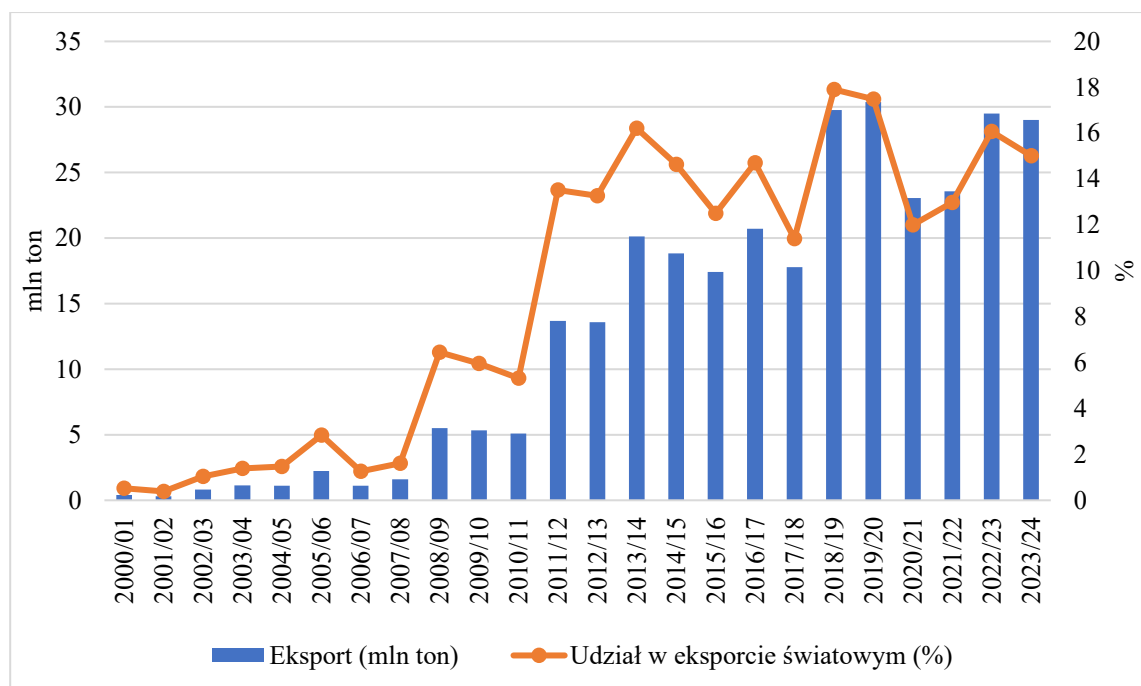
3.3. Ukraiński eksport ziarna kukurydzy

Tendencje eksportu ukraińskiej kukurydzy

Zgodnie z danymi USDA (2023), kukurydza zajmuje dominującą pozycję w ukraińskim eksporcie zbóż. W sezonie 2022/23 udział kukurydzy w całkowitym eksportowym wolumenie zbóż wynosił 59,8% (29,4 mln ton), podczas gdy udział pszenicy osiągnął 34,2% (16,9 mln ton). W tym samym sezonie kukurydza miała 49,8% (27,7 mln ton) udziału w zbiorach zbóż, a pszenica – 37,3% (20,7 mln ton). Przed sezonem 2013/14 to pszenica była najważniejszym eksportowanym zbożem. Przykładowo, w sezonie 2008/09 udział pszenicy w eksporcie zbóż na Ukrainie kształtował się na poziomie 51% (12,6 mln ton), a kukurydzy – 22,2% (5,5 mln ton).

Przyczyną koncentracji upraw i wzrostu udziału kukurydzy w produkcji oraz eksporcie na Ukrainie są relacje cen i kosztów produkcji, które sprzyjają przewagom komparatywnym tej rośliny na rynkach globalnych (USDA, 2020). Ukraiński eksport kukurydzy wykazywał stopniowe zmiany determinowane procesami integracji międzynarodowej oraz dynamicznym rozwojem krajowego sektora rolnego.

W ciągu ostatnich 25 lat zaobserwowano istotne zmiany w produkcji i handlu zbożami, w szczególności kukurydzą, na Ukrainie. W sezonie 2000/01 ukraiński eksport kukurydzy miał marginalne znaczenie (jedynie 525 tys. ton), a jej udział w światowym eksporcie nie przekraczał 0,4%. Stanowił około 10% krajowej produkcji. W kolejnych 10-15 latach Ukraina stała się jednym z głównych światowych eksporterów kukurydzy. W sezonie 2011/12 jej udział w globalnym eksporcie osiągnął 13,5%. W ostatnich sześciu sezonach (2018/19–2023/24) średni wolumen eksportu kukurydzy wynosił 17,5 mln ton, a udział Ukrainy w światowym eksporcie kształtował się na poziomie 15,2% (rys. 3.6). W ostatnich latach ponad 75% zbiorów kukurydzy na Ukrainie kierowano na eksport. Również Strojny (2020) wskazuje na kluczowe znaczenie eksportu dla rozwoju krajowej produkcji rolnej.



Rysunek 3.6. Wolumen eksportu oraz udział Ukrainy w światowym eksporcie kukurydzy

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych: <https://app.amis-outlook.org/#/market-database/custom-query> [dostęp: 05.2024].

Kierunki i koncentracja eksportu ukraińskiej kukurydzy

Struktura i kierunki eksportu kukurydzy zmieniały się na tle zawieranych przez Ukrainę porozumień oraz programów współpracy ekonomicznej sprzyjających liberalizacji handlu. Kluczowe znaczenie miało przystąpienie Ukrainy do Światowej Organizacji Handlu (WTO) w 2008 r., podpisanie pogłębionej umowy o wolnym handlu (DCFTA) w 2016 r., a także porozumienia infrastrukturalne z Chinami w ramach inicjatywy Jedwabnego Szlaku (*Belt and Road Initiative* – BRI), jak i późniejsze uruchomienie Czarnomorskiej Inicjatywy Zbożowej (*Black Sea Grain Initiative* – BSGI) (rys. 3.1). Umowy polityczne i gospodarcze wywarły istotny wpływ na efekty kreacji i dywersyfikacji handlu kukurydzą na Ukrainie. Przypadek Polski pokazuje, że liberalizacja i integracja po 2004 r. nie tylko zwiększyły skalę handlu rolno-spożywczego, lecz także jego jego strukturę oraz mapę kierunków zbytu. Zmiany te sprzyjały wzrostowi orientacji eksportowej wybranych branż i większej specjalizacji podmiotów, co przełożyło się na trwałe ukształtowanie strumieni towarowych i powiązań z rynkami zewnętrznymi (Olszańska, 2016).

Po upadku Związku Radzieckiego utrzymywały się istotne powiązania gospodarcze Ukrainy z państwami byłego bloku wschodniego, w szczególności z krajami Wspólnoty Niepodległych Państw (WNP). W 2010 r. na WNP przypadało 47,7% całkowitego eksportu towarowego Ukrainy. Wówczas najważniejszymi partnerami handlowymi były Rosja, Białoruś i Kazachstan. W sektorze kukurydzy w 2000 r. aż 86% ukraińskiego eksportu skierowano do Rosji i Białorusi (tab. 3.2). Do 2005 r. udział Białorusi w imporcie kukurydzy z Ukrainy zmniejszył się do 10%, a kraj ten tracił stopniowo pozycję jednego z głównych odbiorców tego zboża.

Tabela 3.2. Skala i kierunku eksportu kukurydzy z Ukrainy według krajów w wybranych latach

2000			2005		
Kraj	Eksport (tony)	Udział (%)	Kraj	Eksport (tony)	Udział (%)
Białoruś	84 008	85,0	Iran	516 772	19,8
Rosja	10 997	11,0	Hiszpania	325 591	12,5
Holandia	1 731	1,8	Białoruś	258 680	9,9
Łotwa	812	0,8	Algieria	232 584	8,9
Izrael	532	0,5	Libia	190 576	7,3
CR5	-	99,1	Cr5	-	58,4
2010			2015		
Kraj	Eksport (tony)	Udział (%)	Kraj	Eksport (tony)	Udział (%)
Egipt	1 223 680	33,0	Chiny	3 546 015	18,7
Syria	439 976	11,9	Egipt	2 849 247	15,1
Portugalia	291 775	7,9	Hiszpania	2 843 630	15,1
Tunezja	237 235	6,4	Holandia	1 824 787	9,66
Izrael	214 799	5,8	Korea Płd.	1 328 559	7,0
CR5	-	65,0	Cr5	-	65,6
2020			2022		
Kraj	Eksport (tony)	Udział (%)	Kraj	Eksport (tony)	Udział (%)
Chiny	6 930 808	27,1	Chiny	4 887 441	20,2
Holandia	3 009 040	11,8	Hiszpania	2 984 297	12,4
Hiszpania	2 700 025	10,6	Rumunia	2 105 411	8,7
Egipt	2 546 562	9,9	Polska	1 971 347	8,2
Korea Płd.	1 636 973	6,4	Holandia	1 516 441	6,3
CR5	-	65,8	Cr5	-	56,8

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych: <https://comtradeplus.un.org/> / [dostęp: 05.2024].

Stopniowe osłabienie powiązań handlowych z krajami WNP wymusiło dywersyfikację rynków zbytu, co skutecznie zrekompensowało spadek eksportu do państw postsowieckich. W wyniku tych procesów eksport kukurydzy skoncentrował się na krajach Unii Europejskiej, Bliskim Wschodzie, Afryce Północnej oraz Chinach. Warto zauważyć, że

struktura geograficzna eksportu stała się bardziej zróżnicowana. Współczynnik koncentracji eksportu (CR5), prezentujący udział pięciu największych importerów, utrzymywał się na poziomie 60–65% do momentu wybuchu wojny. W 2022 r. wskaźnik ten nieznacznie obniżył się (tab. 3.2) wskazując na wzrost dywersyfikacji partnerów handlowych.

Po kryzysie gospodarczym w 2007 r. wzrosło znaczenie krajów Afryki oraz Bliskiego Wschodu jako głównych importerów zbóż z Ukrainy. Sprzyjała temu stosunkowo bliska odległość drogą morską, dzięki czemu cena eksportowa ukraińskiej kukurydzy była mniej obciążona kosztami transportu niż argentyńska czy pochodząca z USA. W 2010 r., Egipt z udziałem 33% stał się największym importerem ukraińskiej kukurydzy, a w późniejszych sezonach znajdował się w grupie 5 największych importerów. Tego samego roku (2010) Ukraina zaliczała się do trójki największych eksporterów kukurydzy do Egiptu obok Stanów Zjednoczonych (2,9 mln ton) i Argentyny (1,2 mln ton). Spoza krajów Afryki Północnej i Bliskiego Wschodu w 2010 r. w pierwszej piątce importerów była jedynie Portugalia z 7,9% udziału.

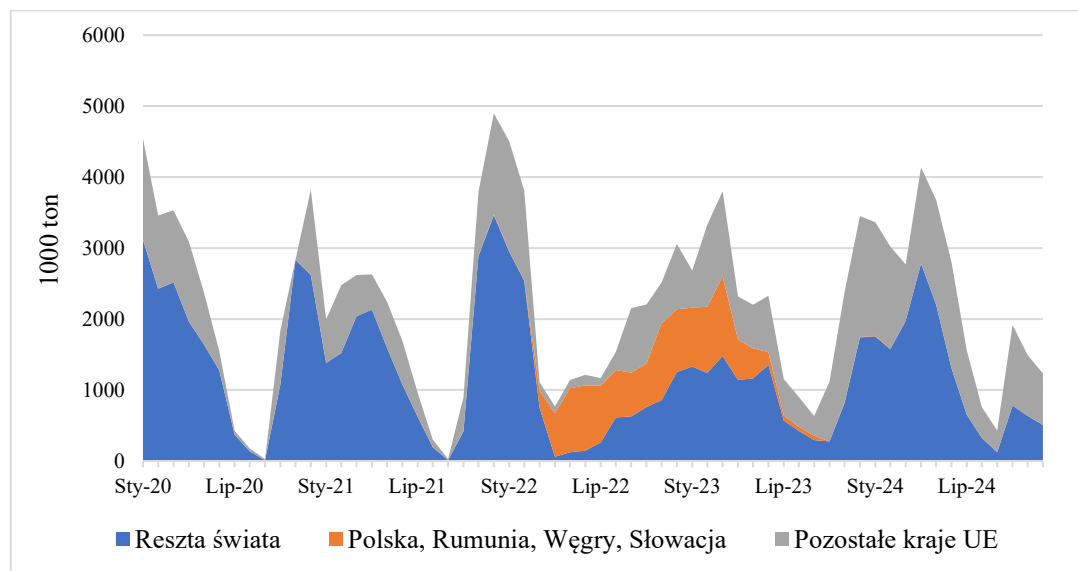
Kraje Afryki importowały zboża z Ukrainy za pośrednictwem regularnie ogłaszanych przetargów rządowych na zboże, do których przystępowali eksporterzy z Ukrainy. Zboże w mniejszych ilościach było też eksportowane do Afryki za pośrednictwem organizacji realizujących programy humanitarne w odpowiedzi na sytuacje kryzysowe. Dla przykładu, w 2022 r. około 60 tys. ton zbóż zostało zakupionych w ramach Światowego Programu Żywnościowego ONZ (ang. UN World Food Programme). Kolejnym programem humanitarnym była inicjatywa „*Grain from Ukraine*” realizowana od listopada 2022 r. (MFA, 2023). Według danych za grudzień 2022 r., w ramach tej inicjatywy wyeksportowano do krajów Afryki zaledwie około 25 tys. ton, a w 2023 r. 30 tys. ton (EPC, 2023).

W 2015 r. Chiny stały się największym importerem ukraińskiej kukurydzy i utrzymywały tę pozycję do 2022 r. Wnikało to, o czym pisano wcześniej, ze wzrostu konsumpcji mięsa, porozumień chińsko-ukraińskich (Loan for Grain Deal oraz Silk Road) czy ograniczenia eksportu kukurydzy przez USA. Kolejne pozycje wśród importerów ukraińskiej kukurydzy utrzymywały Egipt oraz Hiszpania, z udziałem po 15,1%, oraz Holandia (9,7%). Eksportowi do krajów UE w kolejnych latach sprzyjało zwiększenie kwot eksportowych na etapie przystąpienia Ukrainy do porozumienia DCFTA w 2016 r. Hiszpania i inne kraje UE mogły znaczną część własnego popytu zaspokajać tańszym surowcem z

Ukrainy w porównaniu do importu z Brazylii czy Argentyny. W czasie wojny, w 2022 r., w pierwsze pięć największych odbiorców światowych ukraińskiej kukurydzy był cztery kraje Unii Europejskiej. Kwestę tę szerzej omówiono w dalszej części rozdziału.

Wpływ wojny na eksport

Należy zwrócić uwagę na to, że pozycja ukraińskiego eksportu zbożowego jest silnie uzależniona od logistyki transportowej. Przed rozpoczęciem rosyjskiej inwazji na Ukrainę eksport odbywał się głównie poprzez porty morskie zlokalizowane nad Morzem Czarnym. Na te porty przypadało blisko 95% całkowitego eksportu zbożowego (Tomchuk i Gloveko, 2023). Od marca 2022 r. w eksporcie zboża z Ukrainy zaobserwowano istotne i gwałtowne zmiany, spowodowane całkowitą blokadą głównych portów na Morzu Czarnym. Złagodzenie negatywnych skutków konfliktu zbrojnego było możliwe dzięki dwóm kluczowym inicjatywom: korytarzom solidarnościowym (EU-Ukraine Solidarity Lanes) wprowadzonym przez Komisję Europejską oraz Czarnomorskiej Inicjatywie Zbożowej (BSGI). Zniesienie barier handlowych przez Unię Europejską przyczyniło się do znacznego wzrostu eksportu kukurydzy do krajów sąsiadujących z Ukrainą, takich jak Rumunia, Polska, Węgry i Słowacja (rys. 3.7).



Rysunek 3.7. Eksport kukurydzy z Ukrainy do krajów UE i reszty świata

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych: <https://comtradeplus.un.org/> [dostęp: 02.2025].

W okresie od marca 2022 r. do maja 2023 r. kraje te odpowiadały za 54% eksportu kukurydzy z Ukrainy. Warto podkreślić, że przed wybuchem wojny ich udział w eksporcie kukurydzy z Ukrainy był marginalny. Zgodnie z szacunkami Hamulczuka i in. (2023), około 40% importowanej z Ukrainy kukurydzy pozostało w tych krajach, a reszta, w wyniku reeksportu, została ostatecznie dystrybuowana do innych państw.

Napływ zbóż do krajów Europy Środkowo-Wschodniej przyczynił się do masowych protestów rolniczych. W konsekwencji, w kwietniu 2023 r., Polska i inne państwa wprowadziły jednostronny zakaz importu niektórych produktów rolnych z Ukrainy, w tym kukurydzy, który został później usankcjonowany przez Komisję Europejską. Od tego czasu zaobserwowano istotny spadek eksportu ziarna kukurydzy z Ukrainy do krajów Europy Środkowo-Wschodniej (rys. 3.7, tab. 3.3). Jak podkreśla Pawlak (2021), stosowanie barier handlowych w rolnictwie wynika z niedoskonałości rynków surowców rolnych, w szczególności z nierówności dochodów oraz różnic wydajności pracy względem innych sektorów i regionów.

Tabela 3.3 przedstawia handel kukurydzą między krajami Unii Europejskiej a Ukrainą w dłuższym okresie. Zauważono istotny wzrost eksportu kukurydzy z Ukrainy po podpisaniu pogłębionej umowy o wolnym handlu (ang. *Deep and Comprehensive Free Trade Agreement* – DCFTA). W czasie trwania wojny (marzec 2022 – maj 2023 r.) oraz występowania problemów logistycznych nastąpił spadek bezpośredniego eksportu do krajów zachodniej i południowej Europy, któremu towarzyszył wzrost dostaw do państw Europy Środkowo-Wschodniej. Po wprowadzeniu embarga na import oraz otwarciu alternatywnej trasy morskiej dla eksportu produktów rolnych z Odessy przez wody terytorialne Rumunii i Bułgarii odnotowano powrót do poziomów sprzed wojny.

W pierwszym roku trwania rosyjskiej inwazji Czarnomorska Inicjatywa Zbożowa pełniła kluczową rolę w ukraińskim eksporcie zbóż drogą morską (Steinberg, 2023). Działania inicjatywy obejmowały okres od sierpnia 2022 do lipca 2023 r. W ramach BSGI eksport zbóż stanowił 71% całkowitego ich wolumenu, w tym 75% wolumenu kukurydzy (Hamulczuk i in., 2023). Pozostała część eksportu realizowana była transportem lądowym przez kraje Unii Europejskiej, głównie Rumunię, Polskę, Węgry i Słowację. W strukturze eksportu w ramach BSGI dominowała kukurydza (61,5%), po której następowały pszenica (33,5%) oraz jęczmień (5%). Głównym celem inicjatywy BSGI było ustabilizowanie sytuacji

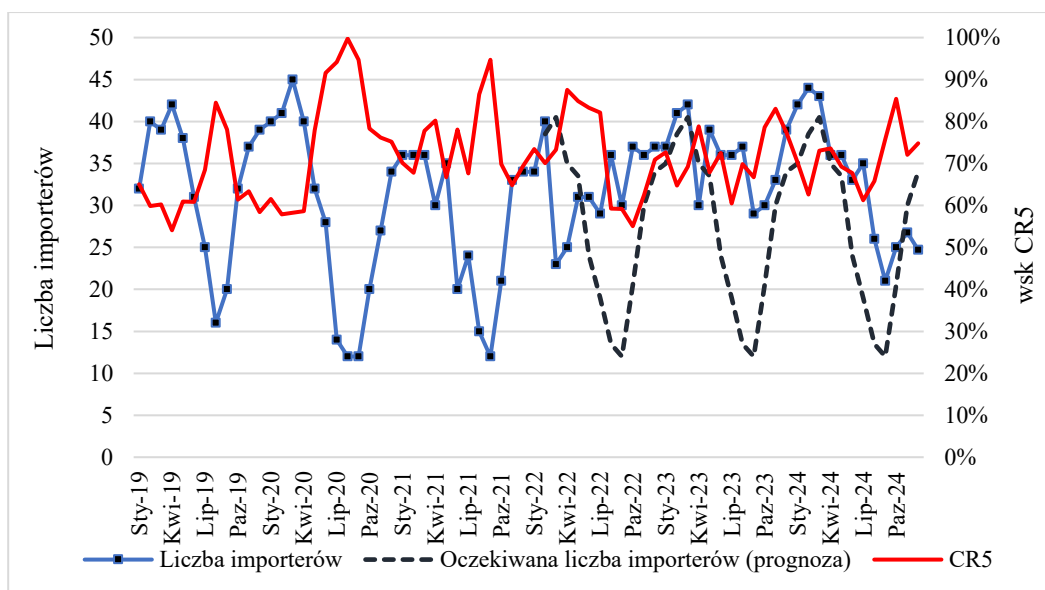
na światowym rynku żywnościowym poprzez ograniczenie oczekiwań co do wzrostu cen zbóż na arenie międzynarodowej.

Tabela 3.3. Średniomiesięczny import ziarna kukurydzy z Ukrainy do państw UE (tony)

Wyszczególnienie	Przed DCFTA I 2010 – X 2014	DCFTA i kwoty XI 2014 – II 2022	Wojna I okres III 2022 – V 2023	Wojna II okres VI 2023 – VI 2024
Finlandia	21	310	0	0
Szwecja	0	241	2	233
Estonia	482	194	371	768
Dania	2 688	5 594	714	4 075
Łotwa	748	797	757	228
Francja	4 291	1 394	824	951
Bułgaria	4	11	1 289	264
Czechy	0	0	1 695	4 216
Irlandia	8 114	23 435	2 704	12 009
Chorwacja	0	10	6 441	4 858
Litwa	7 284	10 492	7 315	2 977
Austria	72	381	11 073	3 969
Cypr	2 030	3 183	12 600	19 585
Grecja	1 974	2 279	12 712	20 000
Belgia	17 510	41 332	29 974	25 160
Słowenia	1	1 278	32 855	69 289
Niemcy	12 644	41 329	33 096	53 188
Słowacja	29	79	44 691	324
Portugalia	53 395	63 542	46 221	66 873
Rumunia	90	39	88 128	1 052
Niderlandy	56 774	214 776	109 475	187 283
Węgry	625	1 313	116 924	524
Włochy	53 717	106 088	119 718	151 218
Polska	5 992	8552	162 453	640
Hiszpania	151 601	242 967	229 746	432 153

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych: <https://comtradeplus.un.org/> [dostęp: 02.2025].

Eksport zbóż z Ukrainy charakteryzuje się wyraźną sezonowością (rys. 3.8), ze szczytem w czwartym kwartale roku. W pierwszych dwóch latach konfliktu zbrojnego zaobserwowano zanik charakterystycznego wzorca sezonowego. Było to spowodowane trudnościami w eksportowaniu zbóż wiosną 2022 r. oraz koniecznością rozłożenia dostaw na kolejne sezony. Dodatkowo zakończenie działania Czarnomorskiej Inicjatywy Zbożowej w 2023 r. spowodowało dalsze zakłócenia w strukturze dostaw.



Rysunek 3.8. Liczba partnerów handlowych oraz koncentracja eksportu (CR5) kukurydzy z Ukrainy

Źródło: opracowanie własne na podstawie źródła elektronicznego: <https://comtradeplus.un.org/> [dostęp: 02.2025].

Liczba partnerów handlowych Ukrainy również charakteryzuje się sezonową zmiennością (rys. 3.8). W czasie trwania konfliktu zbrojnego liczba ta wzrosła w porównaniu do wzorca typowego (obliczonego jako średnia z dwóch ostatnich sezonów). Zmiana ta wynikała z rozszerzenia grupy krajów importujących oraz wykorzystania tras tranzytowych. Współczynnik koncentracji eksportu (CR5), odzwierciedlający udział pięciu największych importerów, uległ niewielkiemu spadkowi w okresie wojennym (rys. 3.8). Niemniej jednak, zgodnie z danymi przedstawionymi na rysunkach 3.7 i 3.8, od 2024 r. obserwuje się powrót do wzorca sezonowego charakterystycznego dla okresu przedkonfliktowego.

3.4. Organizacja eksportu

Uczestnicy łańcucha eksportowego kukurydzy

Eksport zbóż z Ukrainy reprezentuje dynamiczny i wielowymiarowy system sektorowych współzależności obejmujący przetwórstwo rolno-spożywcze, podmioty eksportowe oraz instytucje kształtujące łańcuch dostaw. W niniejszej sekcji analiza koncentruje się na kluczowych aspektach instytucjonalnych i operacyjnych organizacji eksportu zbóż, nie uwzględniając natomiast kwestii wewnętrznej dystrybucji zbóż, które

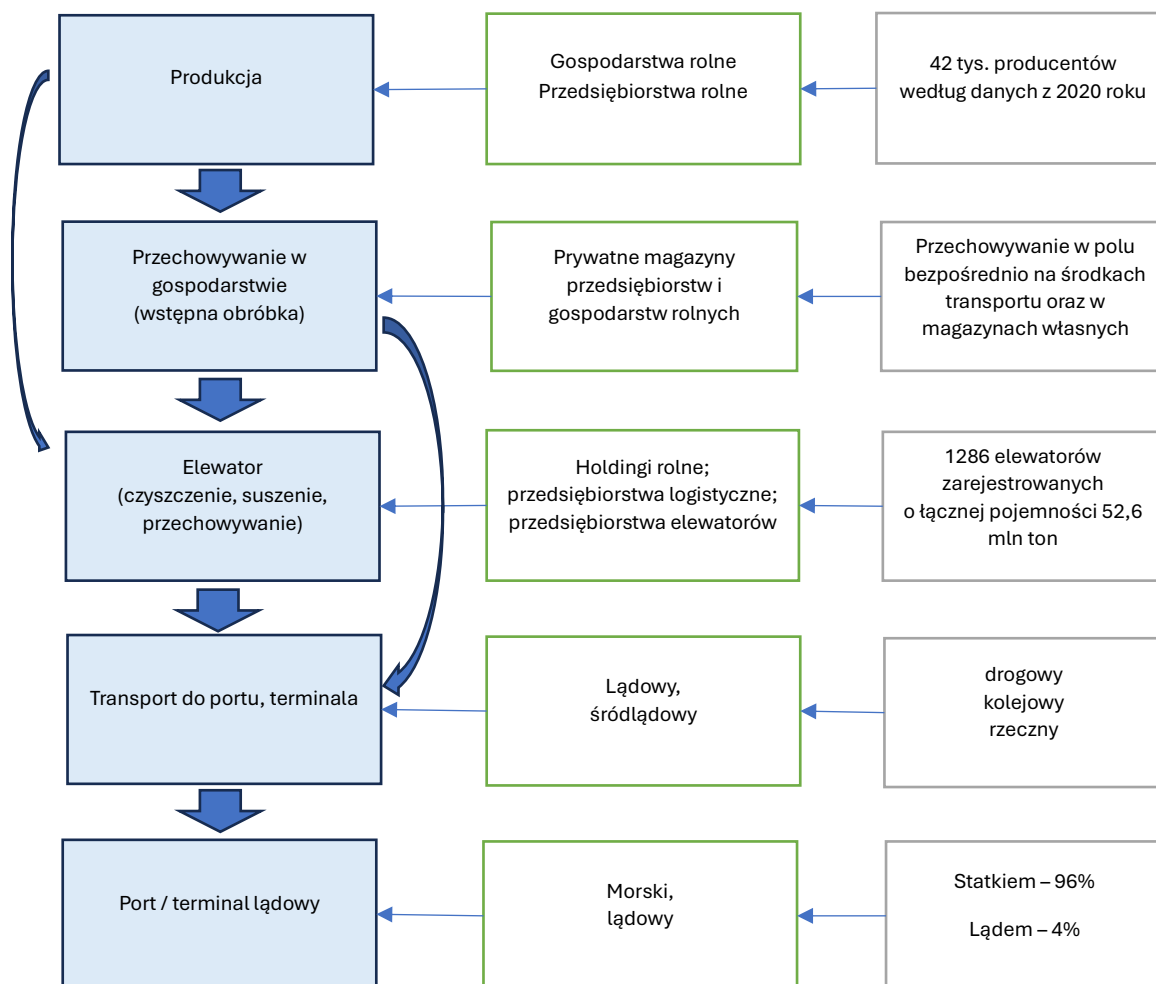
zostały szczegółowo omówione w rozdziale 2 w kontekście struktury rynku wewnętrznego oraz jego mechanizmów.

Ukraiński łańcuch eksportowy integruje zarówno lokalne procesy dystrybucyjne i logistyczne – obejmujące generowanie zamówień, transport, magazynowanie, przeładunek zboża, zmianę środków transportu oraz dystrybucję produktów przetworzonych – jak również procesy technologicznego przetwarzania surowców, skierowane na przekształcenie surowców pierwotnych w formę gotową do komercjalizacji na rynkach międzynarodowych. W przypadku kukurydzy dominuje eksport nieprzetworzonego surowca rolnego (zboża).

Ogólną charakterystykę eksportu kukurydzy na Ukrainie w okresie przedwojennym zawarto na rysunku 3.9. Zgodnie z nim w eksport zaangażowana może być większa lub mniejsza liczba ogniw. Producenci zbóż, w tym kukurydzy, stanowią fundamentalny element strukturalny systemu ukraińskiego eksportu surowców rolnych. Struktura producentów zbóż na Ukrainie charakteryzuje się dualistycznym modelem, obejmującym zarówno rozdrobnione gospodarstwa indywidualne, jak i wyspecjalizowane przedsiębiorstwa rolnicze o znacznym areale upraw. W przypadku kukurydzy dominującą rolę odgrywają wielkopowierzchniowe holdingi agrarne, które – dzięki skali działalności – pełnią dodatkowo funkcję integratorów logistyczno-operacyjnych, świadcząc usługi koordynacji zbiorów i transportu na rzecz mniejszych podmiotów w sektorze. Należy podkreślić, iż po etapie przechowywania (obejmującego m.in. czyszczenie, suszenie, klasyfikację jakościową) zboże trafia do dalszych ogniw łańcucha wartości – kierowane jest do przetwórstwa spożywczego/paszowego lub poprzez terminale eksportowe i porty morskie na rynki zagraniczne.

Zebrane zboże podlega procesowi przechowywania w magazynach gospodarstw rolnych lub jest transportowane bezpośrednio od producentów rolnych do elewatorów – zarówno tych należących do producentów, jak i zarządzanych przez podmioty zewnętrzne. W przypadku mniejszych gospodarstw rolnych oraz przedsiębiorstw o ograniczonych możliwościach logistycznych surowiec jest zazwyczaj komercjalizowany za pośrednictwem pośredników zaraz po zakończeniu zbiorów. Głównym czynnikiem determinującym tę praktykę jest niedostateczna infrastruktura magazynowa, charakteryzująca się brakiem odpowiednich parametrów technicznych, co uniemożliwia długotrwałe utrzymanie jakości surowca i zwiększa ryzyko jego degradacji. Warto podkreślić, że znacząca część zbiorów

jest poddawana tzw. magazynowaniu czasowemu na jednostkach transportowych, takich jak przyczepy czy kontenery polowe, przed przekazaniem do kolejnych ogniw łańcucha dostaw.



Rysunek 3.9. Schemat organizacji eksportu ukraińskiej kukurydzy i jej główni uczestnicy (szacunki przedwojenne)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych: <https://latifundist.com/> [07.2024].

Logistyka transportowa odgrywa kluczową rolę w koordynacji przepływu surowców zbożowych w ramach systemu dystrybucji. Charakter przewozu zboża w łańcuchu dostaw różnił się w zależności od etapu oraz kierunku przepływu surowca, przy czym wybór środka transportu był determinowany zarówno dostępnością infrastruktury, jak i odległością do punktu docelowego (rys. 3.9). Na etapie transportu z gospodarstw do elewatorów dominuje przewóz samochodowy, realizowany głównie za pomocą ciągników siodłowych o

ładowności 25-40 ton; w przypadku odległości nieprzekraczających 20-60 km wykorzystuje się również pojazdy o mniejszej ładowności (do 20 ton). W kolejnym etapie – dystrybucji z elewatorów do portów lub terminali eksportowych – stosuje się zróżnicowane rozwiązania transportowe, obejmujące przewóz drogowy (naczepy), kolejowy (specjalistyczne wagony zbożowe) oraz śródlądowy (barki rzeczne).

Transport zboża z Ukrainy ma charakter dwuetapowy: dowóz krajowy do portów/terminali (głównie koleją i drogą, w mniejszym stopniu żegluga śródlądową), a następnie wysyłka morska. Przed 2022 r. kanał morski był dominujący i odpowiadał za ponad 90% wolumenu eksportu. Po wybuchu wojny i blokadzie portów Morza Czarnego nastąpiło wymuszone przesunięcie modalne – wzrósł udział tras lądowych (kolej + droga) oraz korytarza naddunajskiego, co odzwierciedlało adaptację systemu logistycznego do warunków kryzysowych. W dowozie do portów udziały modalne kształtowały się – według Kozachenko i in. (2014) – następująco: kolej 61%, droga 36%, żegluga śródlądowa 4%. Kosztowo wraz ze wzrostem odległości do portu/terminala rośnie przewaga kolei i żeglugi (efekt skali), natomiast transport samochodowy jest najefektywniejszy na krótkich odcinkach dowozowych. Dodatkowo, w sezonowych szczytach podaży (żniwa) infrastruktura logistyczna była podatna na przeciążenia, co wydłużało czasy przewozu i rotację wagonów oraz innych środków transportu (AEGIC, 2024).

Pośrednicy i eksporterzy

Proces eksportu kukurydzy i innych zbóż charakteryzuje się aktywnym udziałem podmiotów różnej wielkości i struktury organizacyjnej. Na ukraińskim rynku zbóż funkcjonują wyspecjalizowane podmioty pośredniczące w obrocie surowcami, które konsolidują dostawy od mniejszych producentów rolnych. Dla gospodarstw o ograniczonych możliwościach logistycznych opłacalność sprzedaży surowca utrzymuje się głównie w okresie bezpośrednio po zbiorach, co wynika z braku infrastruktury umożliwiającej długoterminowe przechowywanie zbóż. Istotnym czynnikiem warunkującym konieczność szybkiej komercjalizacji jest również wysoka wilgotność ziarna bezpośrednio po zbiorach; przechowywanie ziarna przez okres przekraczający 24 godziny wiąże się ze znacznym ryzykiem utraty jakości, w tym zagrożeniem fermentacji, rozwoju pleśni oraz obniżenia wartości technologicznej. Przepływ zboża z gospodarstw rolnych do elewatorów lub

magazynów pośrednich regulowany jest przez standaryzowane umowy zakupu, których wzór został oficjalnie zatwierdzony przez Ministerstwo Polityki Rolnej i Żywnościowej Ukrainy w celu zapewnienia przejrzystości transakcji oraz ochrony interesów obu stron uczestniczących w obrocie.

W ukraińskim systemie eksportu zbóż funkcjonował restrykcyjny system certyfikacji i licencjonowania podmiotów uczestniczących w łańcuchu dostaw. Przyjmowanie surowca od producentów rolnych było możliwe wyłącznie w państwowych, certyfikowanych elewatorach, zgodnie z normami technicznymi określonymi w obowiązującym ustawodawstwie krajowym. Eksport zbóż oraz nasion oleistych podlegał obowiązkowemu licencjonowaniu – licencję mogły uzyskać wyłącznie podmioty posiadające ważną licencję na handel zagraniczny oraz przedstawiające komplet dokumentów wymaganych przez Ministerstwo Rozwoju Gospodarczego i Handlu Ukrainy. W przypadku eksportu do państw członkowskich Unii Europejskiej wymagane były dodatkowo certyfikaty zgodności z unijnymi przepisami w zakresie zasad sanitarnych i fitosanitarnych (ang. Sanitary and Phytosanitary Measures – SPS), a także spełnienie warunków związanych z przydzielonymi kwotami eksportowymi wynikającymi z bilateralnych porozumień handlowych (Agrotimes, 2022).

W strukturze eksportu zbóż z Ukrainy obserwuje się postępującą koncentrację kapitału, w której kluczową rolę odgrywają agroholdingi oraz korporacje transnarodowe dysponujące rozbudowaną infrastrukturą logistyczną. Dominujące podmioty – wyposażone w odpowiednie elewatory, floty transportu drogowego oraz terminale kolejowe zintegrowane z portami morskimi – kontrolują znaczną część rynku eksportowego. W sezonie 2017/2018 dziesięć największych eksporterów odpowiadało za około 60% objętości wywożonego zboża, a dwadzieścia podmiotów generowało łącznie 70% eksportu (Agravery, 2017). Jak ilustruje tabela 3.4, w sezonie 2022/2023, po eskalacji konfliktu zbrojnego, udział dziesięciu największych eksporterów zmniejszył się do 43%, przy czym krajowe agroholdingi – takie jak Kernel, Nibulon, Agroprosperis czy Ukrlandfarming – kontrolowały 20% całkowitego wolumenu eksportu.

Oprócz dużych graczy w eksporcie zbóż uczestniczą również mniejsze przedsiębiorstwa, których udział w rynku jest trudny do precyzyjnej kwantyfikacji ze względu na braki w transparentności danych. Zgodnie z raportem portalu GrainTrade (2022),

w 2022 r. zarejestrowano 9171 podmiotów prowadzących działalność w zakresie hurtowego obrotu zbożem na terytorium Ukrainy. Jednak znacząca część tych firm miała siedzibę poza granicami kraju, co utrudnia jednoznaczną weryfikację ich rzeczywistego udziału w eksportowym łańcuchu dostaw oraz skuteczne monitorowanie ich aktywności rynkowej.

Tabela 3.4. Struktura największych eksporterów zbóż w Ukrainie (w sezonie 2022/23)

Nazwa	Udział w eksporcie	Kraj rejestracji
Kernel	8%	Ukraina
Louis Dreyfus	7%	Francja
Cargill	5%	USA
Nibulon	5%	Ukraina
ADM	5%	USA
Agrosperis	4%	USA
Cofco	3%	Chiny
Viterra	3%	Szwajcaria
Ukr-farming	2%	Ukraina
Olam Ukraine	1%	Singapur
Pozostałe	57%	-

Źródło: opracowanie własne na podstawie: <https://graintrade.com.ua/> [dostęp: 08.2024].

W systemie wymiany towarowej uczestniczą podmioty o zróżnicowanym profilu instytucjonalnym, w tym jednostki sektora publicznego, firmy finansowo-ubezpieczeniowe, instytucje doradcze, instytuty badawczo-rozwojowe oraz operatorzy terminali i portów. Wśród instytucji o dominującym udziale państwowym szczególnej uwagi wymaga Państwowa Korporacja Żywnościowo-Zbożowa Ukrainy (z ukr. *Державна продовольчо-зернова корпорація України – ДПЗКУ*), utworzona w 2010 r., która w latach 2014-2019 odgrywała kluczową rolę w funkcjonowaniu sektora zbóż, m.in. w zakresie regulacji zapasów strategicznych i wsparcia stabilności rynku wewnętrznego.

DPZKU świadczyła kompleksowe usługi obejmujące:

- przechowywanie surowców w sieci certyfikowanych elewatorów,
- skup i dystrybucję zbóż,
- przetwarzanie surowców w zakładach przemysłowych,
- usługi spedycyjno-przeładunkowe w korytarzach eksportowych.

W 2014 r. DPZKU współdziałała w ramach bilateralnego porozumienia infrastrukturalnego Nowego Jedwabnego Szlaku, koordynując dostawy zboża do Chin. W

2016 r., według rankingu wydawnictwa Agravery, DPZKU zajmowała drugie miejsce wśród eksporterów kukurydzy z Ukrainy, odpowiadając za około 12% wolumenu eksportu tego surowca (Agravery, 2017). Przekaz zboża do podmiotów państwowych realizowany był poprzez Ukrainską Giełdę Towarów Rolnych, utworzoną w 2005 r. w celu instytucjonalizacji i usystematyzowania obrotu rolnego. Działalność giełdy koncentrowała się na integracji podmiotów gospodarczych – osób prawnych i fizycznych – zaangażowanych w produkcję oraz handel surowcami rolnymi, wspierając przejrzystość i efektywność transakcji na rynku wewnętrznym.

Należy jednak podkreślić, że pomimo posiadanych kompetencji formalnych, giełda nie odgrywała istotnej roli w rzeczywistym obrocie zbożowym, ograniczając się głównie do funkcji instrumentu interwencjonizmu państwowego. Jak wskazują analizy Yurchenka (2021), jej działalność koncentrowała się przede wszystkim na wdrażaniu mechanizmów stabilizacyjnych w okresach nadpodaży lub kryzysów cenowych, takich jak skup interwencyjny czy subsydiowanie eksportu.

Infrastruktura magazynowa

Infrastruktura magazynowa odgrywa kluczową rolę w kontekście zrównoważonego wzrostu produkcji oraz konkurencyjności eksportu ukraińskich zbóż. Jak wskazują Hrytsiuk i Babych (2015), dynamika eksportu zbożowego pozostawała w ścisłej korelacji z dostępnością oraz efektywnością infrastruktury magazynowej. Moldavan i Shubravskaya (2015) oceniają tę sferę jako jeden z najbardziej newralgicznych elementów sektora rolnego Ukrainy, podkreślając jej istotne znaczenie dla stabilności i niezawodności łańcucha dostaw. Głównym czynnikiem ograniczającym potencjał eksportowy jest obecnie wysoki udział obiektów magazynowych przestarzałych technologicznie, często eksploatowanych poza dopuszczalnym okresem użytkowania. Według szacunków branżowych, już w 2015 r. aż 70% infrastruktury magazynowej w Ukrainie stanowiły obiekty wybudowane przed 1990 r., co wiązało się z niską wydajnością przechowywania, ograniczonymi możliwościami kontroli parametrów, takich jak wilgotność i temperatura, a także zwiększoną podatnością na straty postproducyjne (Hrytsiuk i Babych, 2015; Moldavan i Shubravskaya, 2015).

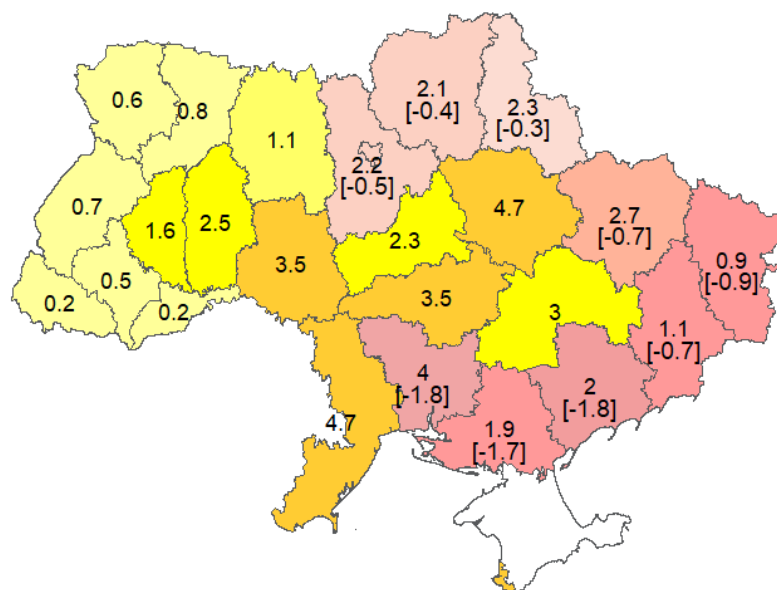
Szacunkowa pojemność magazynowa Ukrainy była wskazywana w literaturze na poziomie 40-45 mln ton (Didukh, 2011; Yaremczuk i in., 2022), przy czym późniejsze

analizy przeprowadzone przez Yaremchuka i Hontaruka (2022) wskazują na większy zakres, bo 50–60 mln ton. Różnice w szacunkach sugerują istotne wyzwania metodologiczne związane z oceną rzeczywistych możliwości składowania surowców zbożowych. Niedobór infrastruktury magazynowej, wynikający z dysproporcji między rosnącą podażą zbóż a ograniczonym popytem na przechowywanie, odpowiadał zapotrzebowaniu na około 1200 nowych elewatorów o średniej pojemności 35 tys. ton. Zgodnie z modelem Milinchuka (2019), deficyt magazynowy na poziomie 16 mln ton skutkował strukturą strat jakościowych sięgającą 20% ziarna przeznaczonego na cele spożywcze, które – na skutek degradacji parametrów jakościowych – było przekierowywane do sektora paszowego lub przetwórstwa przemysłowego. W odpowiedzi na istniejące luki w systemie magazynowym powszechnie stosowano tymczasowe magazynowanie surowca w jednostkach transportowych, takich jak naczepy samochodowe czy wagony kolejowe, co pozwalało częściowo złagodzić presję na infrastrukturę w okresach szczytowych zbiorów.

Zebrane zboże podlega procesowi przechowywania w magazynach gospodarstw rolnych lub jest transportowane bezpośrednio z obszarów uprawnych do elewatorów – zarówno tych należących do producentów, jak i zarządzanych przez podmioty zewnętrzne. W przypadku mniejszych gospodarstw rolnych oraz przedsiębiorstw o ograniczonych możliwościach logistycznych surowiec jest najczęściej sprzedawany za pośrednictwem pośredników zaraz po zbiorach. Głównym czynnikiem determinującym tę praktykę jest niedobór infrastruktury magazynowej o odpowiednich parametrach technicznych (np. kontrolowana wilgotność poniżej 14%), co uniemożliwia utrzymanie jakości surowca oraz zwiększa ryzyko jego degradacji. Należy zaznaczyć, że znacząca część zbiorów (szacunkowo 25-30% w sezonie 2021/22) jest poddawana tzw. magazynowaniu czasowemu w pojazdach transportowych (np. przyczepach o ładowności 20–40 ton lub kontenerach polowych) przed przekazaniem do kolejnego ogniwa łańcucha dostaw, co stanowi tymczasowe rozwiązanie w warunkach braku dostępu do profesjonalnych elewatorów (dane Ministerstwa Rolnictwa Ukrainy, 2022).

Lokalizacja elewatorów oraz magazynów zbożowych na Ukrainie charakteryzuje się wyraźną koncentracją przestrzenną wzdłuż kluczowych korytarzy handlowych, integrujących transport rzeczny, drogowy i kolejowy. Jak ilustruje rysunek 3.10, największe zagęszczenie tej infrastruktury występuje w regionach południowych i centralnych, które –

ze względu na dostęp do portów Morza Czarnego (np. Odessa, Mikołajów) oraz węzłów kolejowych o znaczeniu krajowym (np. Kijów, Dnipro) – pełnią rolę strategicznych hubów logistycznych w łańcuchu eksportowym (Moskvichenko i in., 2021). Ta dysproporcja przestrzenna wynika z historycznego rozwoju ukraińskiego systemu transportowego, ukierunkowanego na optymalizację przepływu surowców rolnych do terminali eksportowych. Szerszą analizę uwarunkowań przestrzennych i logistycznych przedstawia monografia Fesuna (2021), wskazująca na korelację między lokalizacją elewatorów a dostępnością kluczowych węzłów kolejowych i drogowych. Warto dodać, że w ten proces są silnie zaangażowane agrogoldingi oferujące obok usług magazynowych również transport z miejsca zbioru do wynajętego elewatora (Drahan i in., 2023).



Rysunek 3.10. Pojemność elewatorów na Ukrainie w latach 2018-2020 oraz szacowane straty w wyniku rosyjskiej inwazji (mln ton)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych: <https://latifundist.com> [dostęp: 07.2024].

W warunkach agresji zbrojnej Federacji Rosyjskiej na Ukrainę (od 24 lutego 2022 r.) infrastruktura strategiczna sektora rolnego stała się priorytetowym celem operacji militarnych, co doprowadziło do degradacji potencjału logistycznego kraju. Według danych satelitarnych i raportów terenowych, wschodnie regiony Ukrainy (w tym obwody: ługański, doniecki i charkowski) utraciły około 90% pierwotnej pojemności magazynowej elewatorów, z czego straty nieodwracalne (całkowite zniszczenie lub wyłączenie z

użytkowania) oszacowano na około 8 mln ton (rys. 3.10). Niezależne analizy Pichugina i Oksenenki (2022), uwzględniające stan na koniec maja 2022 r., wskazują jednak na wyższy poziom strat – 13 mln ton, co wynikało z systematycznego niszczenia infrastruktury w trakcie eskalacji działań wojennych. Szczególnie dotkliwe zniszczenia odnotowano w rejonach przyportowych, kluczowych dla eksportu zbóż. W obwodzie mikołajowskim – strategicznym dla żeglugi na Morzu Czarnym – uszkodzeniu lub destrukcji uległo 55% elewatorów i terminali portowych funkcjonujących na początku 2022 r. W obwodzie zaporoskim, z powodu bezpośrednich uderzeń rakietowych i ostrzału artyleryjskiego, straty sięgnęły 95% infrastruktury, co praktycznie uniemożliwiało przeładunek surowców na eksport (dane: UKRS, 2023).

Transport zbóż

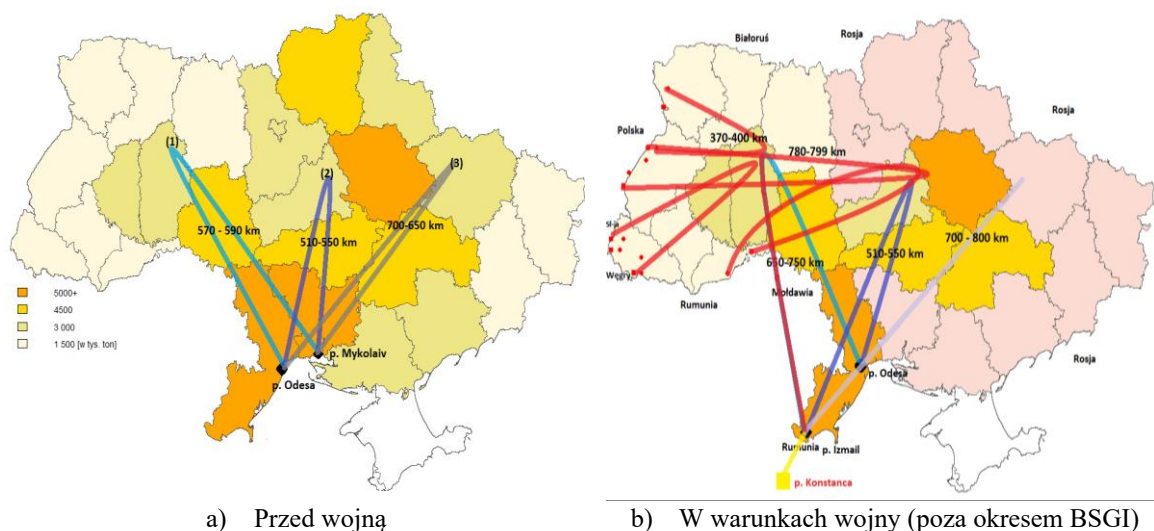
Transport stanowi strategiczny czynnik determinujący konkurencyjność ukraińskiego zboża na arenie międzynarodowej. W ujęciu teoretycznym koszty logistyczne, w tym koszty transportu, odgrywają kluczową rolę w kształtowaniu końcowej ceny surowca, szczególnie w kontekście integracji rynków w ramach globalizacji gospodarczej. W dyskursie naukowym (Zapara i in., 2022; Mazur i in., 2023) podkreśla się, że niska efektywność ukraińskiej infrastruktury transportowej – obejmująca ograniczoną przepustowość dróg, przestarzały tabor kolejowy oraz niewykorzystany potencjał transportu śródlądowego – stanowi główną barierę w optymalizacji łańcucha dostaw. Analizy porównawcze wskazują, że koszt usług transportowych w Ukrainie w okresie przedwojennym przekraczał o 30–45% analogiczne wskaźniki w państwach UE i USA (Holomsha i in., 2017), co wynikało m.in. z braku inwestycji w modernizację kluczowych korytarzy transportowych.

Pomimo wyzwań, infrastruktura transportowa Ukrainy, zarówno przed inwazją rosyjską w 2022 roku, jak i w pierwszych miesiącach konfliktu, postrzegana była jako obszar o znacznym potencjale rozwojowym, zwłaszcza w kontekście integracji z transeuropejskimi sieciami (TEN-T). W strukturze eksportu przedwojennego dominował transport morski (ponad 90% eksportu), co determinowało koncentrację przepływów wewnętrznych w kierunku portów Morza Czarnego w obwodach odeskim i mikołajowskim. W transporcie wewnętrznym kukurydzy na Ukrainie dominowała kolej jako kluczowy środek przewozowy na długie dystanse (300-700 km), podczas gdy na krótszych odcinkach (30-60 km)

stosowano transport drogowy o ładowności do 30 ton oraz transport śródlądowy w rejonach przyrzecznych. Według analiz Sedikova (2018), struktura modalna w okresie przedwojennym (przed 2022 r.) kształtowała się następująco: transport kolejowy (65-70% wolumenu), transport drogowy (25-30%), transport śródlądowy (do 5%). W ujęciu porównawczym, w Kanadzie – ze względu na ekstremalne odległości do terminali eksportowych (1300-1800 km) – kolej odpowiadała za ponad 95% przewozów zbóż. W Australii, gdzie średnie odległości wynoszą 100-400 km, struktura modalna była bardziej zbilansowana: 50% udziału transportu kolejowego i 50% drogowego (FAO, 2020).

Transport śródlądowy drogą rzeczną Dniepr stanowił kluczowy element integracji największych regionów produkcji zbóż z portami Morza Czarnego. W tym systemie surowiec przewożono za pomocą specjalistycznych kontenerów towarowych przez port rzeczny w Dnieprze, którego średnia roczna przepustowość szacowana była na 30 tys. ton ładunków (Okorokov i in., 2016). Zgodnie z szacunkami Kozaczenki i in. (2019), potencjał transportowy szlaków wodnych Dniepru umożliwiał roczne przetransportowanie do portów w Mikołajowie i Odessie od 7 do 10 milionów ton zbóż, co odpowiadało około 12-15% całkowitego wolumenu eksportu w okresie przedwojennym. Należy podkreślić, że pomimo strategicznego znaczenia Dniepru dla logistyki zbożowej, wykorzystanie transportu śródlądowego w Ukrainie pozostawało ograniczone w porównaniu z krajami o rozwiniętej infrastrukturze wodnej, takimi jak Holandia czy Niemcy.

Przed 24 lutego 2022 r. ukraińskie szlaki transportowe były skoncentrowane na osi centralno-południowej, skierowanej przede wszystkim na porty Morza Czarnego (rys. 3.11a). Eskalacja agresji zbrojnej ze strony Federacji Rosyjskiej oraz blokada morskich korytarzy eksportowych wymusiły reorganizację logistyki wewnętrznej, co skutkowało przesunięciem głównych strumieni przepływu surowców w kierunku zachodniej granicy państwa – ku terminalom eksportowym położonym w strefach przygranicznych z krajami Unii Europejskiej (Polską, Rumunią, Węgrami i Słowacją), a także do portów i przejść granicznych w zachodniej części Ukrainy (rys. 3.11b).



Rysunek 3.11. Pojemność magazynowa oraz główne kierunki transportowe do terminali eksportowych w Ukrainie przed wojną

Źródło: opracowanie własne na podstawie: www.ams.usda.gov [dostęp: 01.2025]; <https://uga.ua/> [01.2025].

Badania Kulakovej i in. (2023) wskazują, że około 70% infrastruktury logistyczno-transportowej – w tym elewatorów, terminali kolejowych i centrów dystrybucyjnych – zostało przeorganizowanych lub przekierowanych do zachodniej części kraju. Zdaniem analityków (m.in. Kovalenko, 2023), proces ten stanowił strategiczną odpowiedź na konieczność zapewnienia ciągłości eksportu w warunkach przerwania tradycyjnych łańcuchów dostaw oraz nasilenia się ryzyka operacyjnego. Warto podkreślić, że restrukturyzacja szlaków transportowych wiązała się ze znaczącym wzrostem kosztów logistycznych, szacowanym na 40-60%, oraz koniecznością adaptacji infrastruktury do nowych wymogów związanych z przewozami transgranicznymi (WB, 2023).

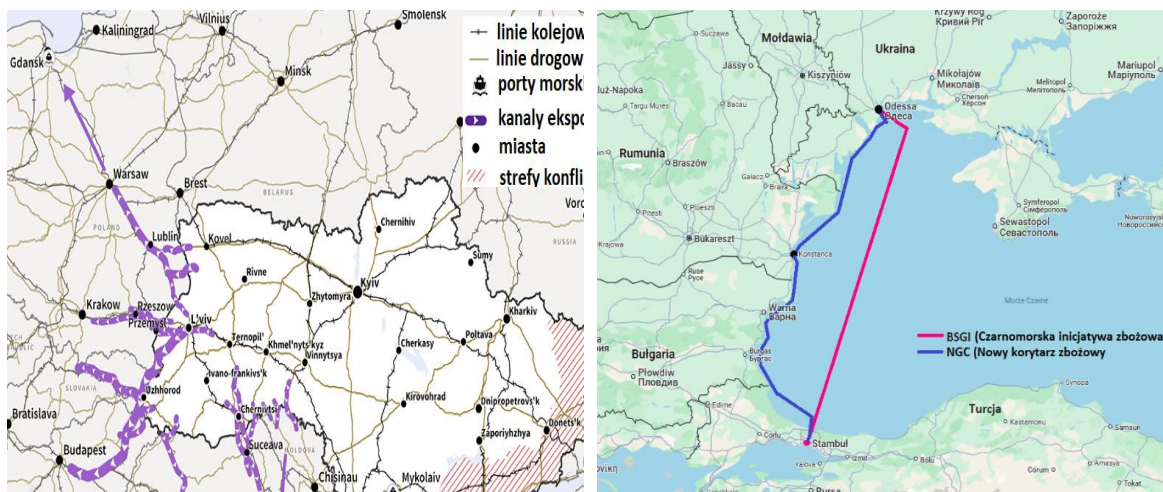
W pierwszym roku agresji zbrojnej Federacji Rosyjskiej na Ukrainę (2022-2023) całkowita blokada morskich korytarzy eksportowych Ukrainy stanowiła istotne zagrożenie dla stabilności rynków żywnościowych państw globalnego Południa, w szczególności krajów Afryki Subsaharyjskiej, Bliskiego Wschodu oraz Azji Południowej. Zgodnie z analizami Rocha i Espitia (2023), w pierwszym półroczu 2022 r. odnotowano wzrost globalnych cen kukurydzy o 16,7% w porównaniu z okresem przedwojennym, przy jednoczesnym spadku wolumenu eksportu zbóż o 5,2% w skali globalnej. W odpowiedzi na tę destabilizację Komisja Europejska zainicjowała w maju 2022 r. program tzw. korytarzy solidarnościowych (ang. EU-Ukraine Solidarity Lanes). W okresie od lipca 2022 do lipca 2023 r. przez te

korytarze przetransportowano 55% eksportu ukraińskiego, podczas gdy tzw. bezcłowe szlaki graniczne dla importu (BSGI) objęły pozostałe 45% (Consilium, 2024). Lyskovska i in. (2023) podkreślają, że w ramach korytarzy solidarnościowych transport kolejowy w transporcie zbóż wykazał się większą efektywnością niż transport drogowy, co wynikało głównie z ograniczonej przepustowości przejść granicznych dla pojazdów ciężarowych.

W pierwszej fazie wojny, w wyniku całkowitej blokady portu w Mikołajowie przez siły rosyjskie, kluczową rolę w eksporcie przejęły porty na Dunaju w Reni i Izmailu (w obwodzie odeskim) oraz rumuński port w Konstancy. W 2022 r. funkcjonowało jedynie do 3 z 13 przedwojennych portów morskich (Shelest, 2022). Restrukturyzacja łańcucha eksportowego zaowocowała stworzeniem nowej sieci logistycznej, opartej na współpracy z portami morskimi państw sąsiednich i Unii Europejskiej (rys. 3.12a, b). W jej skład weszły:

- Konstanca (Rumunia) – główny hub przeładunkowy dla ukraińskiego zboża *via* Dunaj,
- Gdańsk i Gdynia (Polska) – kluczowe porty Bałtyku integrujące transport kolejowy i morski,
- Sztambuł (Turcja) – punkt tranzytowy w ramach Czarnomorskiej Inicjatywy Zbożowej,
- Bremerhaven (Niemcy) – strategiczny terminal dla reeksportu do państw Europy Zachodniej.

Częściowe przywrócenie eksportu zboża szlakami morskimi miało miejsce w ramach Czarnomorskiej Inicjatywy Zbożowej, koordynowanej przez Organizację Narodów Zjednoczonych (ONZ) i Turcję od lipca 2022 r. Po wygaśnięciu porozumienia BSGI, na tle sukcesów militarnych na Morzu Czarnym, Ukraina uruchomiła nowy korytarz morski, łączący ukraińskie porty (m.in. Odesę) z portami Rumunii (Konstancy) oraz Bułgarii (Warna) (rys. 3.12b). Zboże transportowane tym szlakiem było eksportowane bezpośrednio lub przeładowywane w portach państw sąsiednich zanim trafiło do ostatecznego odbiorcy. Według Tetteha i in. (2023), średni miesięczny udział nowego korytarza w całkowitym eksporcie ukraińskich zbóż wyniósł 65,7%. Szacunki USDA wskazują, iż latach 2022-2023 ukraiński eksport zboża ogółem za pośrednictwem szlaków morskich wzrósł z 69 do 80%, a w 2024 r. do 92%.



a) Lądowe korytarze solidarnościowe

b) Morskie korytarze eksportowe

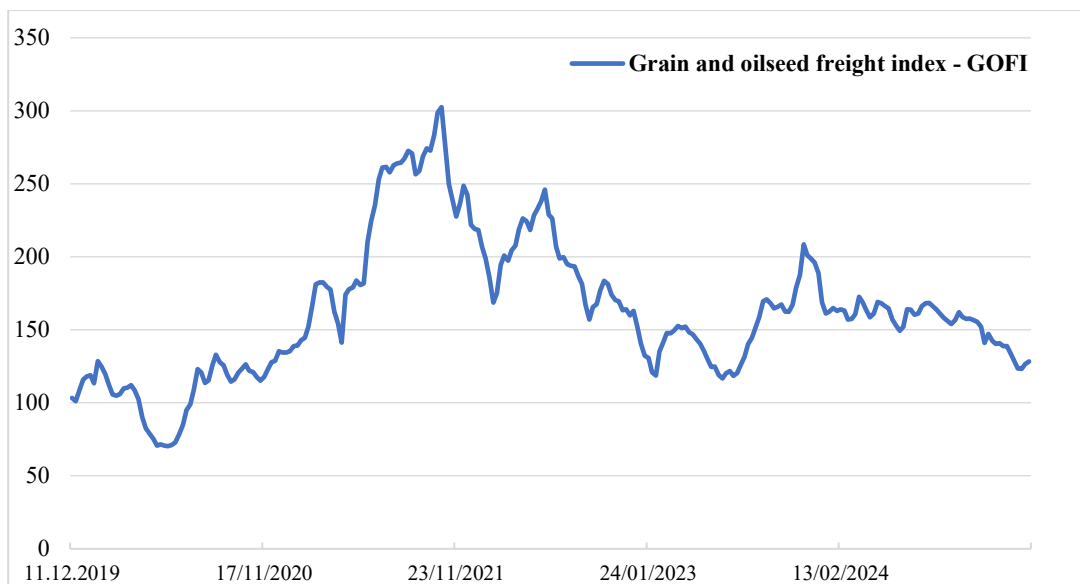
Rysunek 3.12. Trasy eksportowe kukurydzy z Ukrainy w czasie wojny

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych: <https://www.ams.usda.gov> [dostęp: 08.2024].

Koszty eksportu

W świetle literatury naukowej koszty eksportu mają istotne znaczenie dla przestrzennej integracji rynków (Baulch, 1997). Skala i intensywność wymiany towarowej są determinowane poziomem oraz strukturą kosztów handlowych. Całkowity poziom tych kosztów obejmuje m.in. koszty fizycznego przemieszczenia towarów, pozyskiwania informacji, wymiany walut i ryzyka kursowego, pokonywania restrykcji handlowych oraz inne koszty administracyjne (Hamulczuk, 2018).

Rysunek 3.13 przedstawia zmiany w światowym indeksie kosztów frachtów na zboże. Można zauważyć znaczącą zmienność kosztów w latach 2019-2024: od poziomu 70 przed wybuchem pandemii COVID-19 do ponad 300 pod koniec 2021 r. Co ciekawe, wybuch wojny na Ukrainie doprowadził do krótkookresowego wzrostu indeksu ze 168 w lutym 2022 r. do poziomu 246 w maju 2022 r. Fluktuacje indeksu są związane z wieloma czynnikami: koniunkturą gospodarczą, dostępnością portów, bezpieczeństwem transportu czy ogólnymi warunkami logistycznymi. Zmiany kosztów transportu przekładają się na ceny zbóż nie tylko na rynkach docelowych, ale i eksportowych, ponieważ często firmy eksportowe przenoszą część kosztów na producentów rolnych.



Rysunek 3.13. Indeks tygodniowych kosztów frachtu zboża na świecie (styczeń 2013 = 100)

Uwagi: GOFI – to wskaźnik kosztów frachtu morskiego dla ładunków zbóż i nasion oleistych. Jest liczony jako ważona średnia stawek spotowych na głównych kierunkach eksportowych (różne klasy masowców, m.in. Handy/Supra/Panamax) i znormalizowany do wartości bazowej (100).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych: <https://www.sagis.org.za/igc-freight-index.html> [dostęp: 03.2025].

Badania porównawcze wskazują, że koszty związane z przemieszczaniem surowca z miejsc zbioru do elewatorów lub magazynów są na Ukrainie wyższe niż w krajach zachodnich. Zgodnie z analizami Holomsha in. (2017), przed wojną koszty eksportu ukraińskiego zboża w przeliczeniu na jednostkę odległości w 2017 r. były dwukrotnie wyższe niż w państwach Unii Europejskiej oraz o 1,7 razy wyższe niż w Stanach Zjednoczonych. Vernygora i in. (2018) podkreślają, że na Ukrainie koszty transportu stanowiły 35-40% ceny eksportowej zboża, podczas gdy w Stanach Zjednoczonych udział ten wynosił zaledwie 9% (15 USD/tonę), a w Unii Europejskiej – 12-15% (18-25 USD/tonę).

W warunkach eskalacji konfliktu zbrojnego na Ukrainie odnotowano istotny wzrost kosztów transportu kolejowego zboża w kierunku portów morskich, co obrazują dane zawarte w tabeli 3.5. Według analiz Kulakovej i in. (2023), koszty logistyki związane z transportem zboża z regionów centralnych Ukrainy do portów w Odessie wynosiły 30 USD za tonę w okresie przedwojennym. W warunkach blokady portów Morza Czarnego przez siły rosyjskie koszty te wzrosły do 180 USD za tonę w przypadku przekierowania ładunków do portów państw sąsiednich (np. Konstanca w Rumunii, Gdańsk w Polsce). Koszty eksportu

przez zachodnią granicą Ukrainy były determinowane przez komplikacje techniczne wynikające ze zróżnicowanej specyfiki szyn kolejowych, przez co przekroczenie granicy jest długotrwałe i kosztowne. Koszty transportu mogły stanowić nawet 60% ceny zboża, wpływając na niski poziom rentowności produkcji zbóż (USDA, 2022).

Tabela 3.5. Średni koszt przewozu koleją zbóż do portów morskich na Ukrainie w latach 2019-2023

Od regionu referencyjnego do portu	Średni koszt przewozu (USD/tonę/100 km)				
	2019	2020	2021	2022	2023
Zachodnia Ukraina (Khmelnitskii, station Starokonstantinov 1) – Port Izmail	2,47	2,18	2,08	3,80	5,70
Zachodnia Ukraina (Khmelnitskii, station Starokonstantinov 1) – Port Odesa	2,63	2,33	2,16	3,92	6,17
Wschodnia Ukraina (Kharkiv, station Lihachevo) – Port Izmail	2,65	2,34	2,17	3,96	5,53
Wschodnia Ukraina (Kharkiv, station Lihachevo) – Port Odesa	2,39	2,14	2,03	3,71	5,69
Centralna Ukraina (Cherkasy, station Zolotonosha 1) – Port Izmail	2,82	2,49	2,31	4,18	5,68
Centralna Ukraina (Cherkasy, station Zolotonosha 1) – Port Odesa	2,64	2,34	2,17	3,95	6,13

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych USDA, źródło elektroniczne: <https://www.ams.usda.gov/services/transportation-analysis/ukraine> [dostęp: 01.2025]

Tabela 3.6 przedstawia uproszczoną kalkulację cen i kosztów transportu kukurydzy z regionów centralnych Ukrainy do Egiptu i Chin. Udział kosztów transportu w cenie docelowej w badanych latach pozostawał na stosunkowo wysokim poziomie i ulegał dosyć dużym wahanom. W okresie pandemii w 2022 r. koszty transportu stanowiły 14-20% ceny docelowej kukurydzy, natomiast w trakcie aktywnego konfliktu zbrojnego na kierunku azjatyckim z portu w Odessie mogły osiągać nawet 40%. Wysoki udział kosztów transportowych występował szczególnie w warunkach blokady portów w obwodzie mikołajewskim oraz zwiększonego obciążenia logistyki lądowej.

Tabela 3.6. Ceny i koszty transportu ukraińskiej kukurydzy do Egiptu i Chin (USD/tonę)

Wyszczególnienie	Do Aleksandrii (Egiptu)					Do Szanghaju (Chin)				
	2019	2020	2021	2022	2023	2019	2020	2021	2022	2023
Miejsce produkcji	Z Centralnej Ukrainy przez Odesę					Z Centralnej Ukrainy przez Odesę				
Cena rolna	151	194	270	172	136	151	194	270	172	136
Koszt transportu, w tym:	37	31	45	85	68	57	48	70	111	87
□ Ciężarówka	8	6	7	9	7	8	6	7	9	7
□ Kolej	15	13	12	22	21	15	13	12	22	21
□ Statek	14	12	26	54	40	34	29	51	80	60
Cena w kraju docelowym	188	225	315	263	204	208	242	340	289	223
Udział kosztów transportu w cenie docelowej (%)	20	14	14	34	34	27	20	21	40	39
Miejsce produkcji	Z Centralnej Ukrainy przez Mikołajów/Izmail*					Z Centralnej Ukrainy przez Mikołajów/Izmail*				
Cena rolna	151	194	270	172	136	151	194	270	172	-
Koszt transportu, w tym:	35	30	45	58	92	56	48	70	67	-
□ Ciężarówka	8	6	7	9	7	8	6	7	9	-
□ Kolej	11	10	9	16	34	11	10	9	16	-
□ Statek	16	14	29	37	52	37	32	54	44	-
Cena w kraju docelowym	186	223	315	353	228	207	242	340	254	-
Udział kosztów transportu w cenie docelowej (%)	19	14	14	17	40	27	20	21	27	-

*Do portu w Mikołajowie przed rozpoczęciem rosyjskiej inwazji na Ukrainę, do portu Izmail (w obwodzie odeskim) w trakcie działań wojennych.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych USDA: <https://www.ams.usda.gov> [dostęp: 01.2025].

W 2022 r. rosyjska inwazja na Ukrainę przyczyniła się do znaczącego wzrostu udziału kosztów transportowych w cenie eksportowej ukraińskiej kukurydzy. Głównymi czynnikami tego zjawiska były ograniczenia eksportowe oraz konieczność przekierowania przepływów zbożowych na szlaki lądowe. Na Ukrainie, wskutek uszkodzeń i zagrożenia strategicznej infrastruktury transportowej, doszło do wzrostu kosztów ubezpieczeń oraz stawek za przewozy kolejowe. W pierwszej połowie 2022 r. stawki za przewóz towarów koleją wzrosły o 70%. Ofensywa zbrojna wiązała się również ze wzrostem cen paliw transportowych na rynkach światowych o około 60-65%. Zgodnie z analizą Karnasiuka (2024), według danych z września 2022 r., udział kosztów transportu lądowego – przede wszystkim kolejowego – mógł osiągać nawet 59% końcowej ceny kukurydzy eksportowej. W kolejnych latach – 2023 i 2024 – zaobserwowano stopniowy spadek kosztów przewozów zboża, wynikający przede wszystkim z obniżenia stawek za transport lądowy oraz częściowego przywrócenia morskich szlaków eksportowych.

Skutki wojny nadal wpływały na koszty frachtu w późniejszych okresach, nawet po częściowym odblokowaniu przez ukraińskie siły zbrojne szlaków morskich na Morzu Czarnym. Szczególnie wyraźny był wzrost kosztów frachtu morskiego na trasach z Odessy do Aleksandrii w Egipcie, Ciwandanu w Indonezji oraz portów w Chinach. Ze względu na utrzymujące się wysokie ryzyko w regionie do przewozów zboża mogły być angażowane jedynie mniejsze i starsze jednostki morskie, o ograniczonej ładowności i wyższych kosztach eksploatacji. Wzrost kosztów wynajmu statków wynikał przede wszystkim ze zwiększenia składek ubezpieczeniowych, uzależnionych od ryzyka uszkodzenia lub utraty jednostki w strefie konfliktu.

Analizy danych z lat 2017-2018 wskazują, że koszty logistyczne związane z transportem zboża z obszarów produkcyjnych do portów morskich stanowiły średnio około 20% końcowej ceny surowca na rynkach docelowych, przy czym udział kosztów przewozu z elewatora do portu kształtował się na poziomie około 10%. Niższym kosztem sprzyjała koncentracja elewatorów magazynowych w pobliżu portów. Badowski i in. (2019) zwracają uwagę, że dobrze rozwinięta infrastruktura magazynowa w promieniu 50-100 km od portów – np. w obwodzie odeskim – redukowałą koszty transportu o 15-20% w porównaniu z regionami położonymi ponad 200 km od morza. W latach 2022-2023, w wyniku inwazji Rosji na Ukrainę, koszty transportu zwiększyły się o około 30-50% (Luchnykova, 2022). Do głównych przyczyn należało zaliczyć przeniesienie terminali eksportowych do zachodnich regionów Ukrainy, bliżej granic z krajami Unii Europejskiej, co wiązało się z wydłużeniem szlaków transportowych. Jednocześnie istotny wpływ na wzrost kosztów wywierał również wzrost cen paliw transportowych oraz składek ubezpieczeniowych (Didusenko i in., 2023). W warunkach wojny przewóz zboża koleją zdrożał aż czterokrotnie – do 85 USD/tonę – w porównaniu z sytuacją sprzed 24 lutego 2022 r. (Kulakova i in., 2023).

4. Integracja cenowa w wymiarze krajowym

4.1. Dane statystyczne i ich charakterystyki

Zakres wykorzystanych szeregów czasowych

Ocena integracji cenowej rynków w wymiarze krajowym została przeprowadzona z wykorzystaniem tygodniowych szeregów czasowych cen ziarna kukurydzy w dwóch formułach handlowych CPT (ang. *Carriage Paid To*) oraz FOB (ang. *Free On Board*). Dane w formule CPT to ceny skupu w przedsiębiorstwach przetwórczych lub handlowych w 17 regionach Ukrainy. W tej formule cena obejmuje koszt ziarna i transportu do wyznaczonego miejsca (np. elewatora). Ubezpieczenie jest obligatoryjne, a ryzyko przechodzi na kupującego w momencie dostarczenia towaru do miejsca przeznaczenia. Ceny eksportowe kukurydzy są ujęte w formule FOB. Sprzedający ponosi koszty i ryzyko dostarczenia towaru na statek w określonym porcie załadunku, natomiast od tego momentu wszelkie koszty i ryzyko przechodzą na kupującego.

Zakres czasowy wykorzystanych w tej analizie szeregów obejmuje okres od stycznia 2016 do grudnia 2024 r. i jest podyktowany dostępnością danych regionalnych (dane wg regionów nie są dostępne przed 2016 r.). Ceny te, podobnie jak w przypadku analiz zamieszczonych w rozdziale 5, zostały wyrażone w USD/tonę. Ze względu na specyfikę testowanych hipotez badawczych oraz niejednorodność uwarunkowań gospodarczych badania przeprowadzono dla całego okresu (467 obserwacji), jak i dwóch podokresów: przed wybuchem wojny oraz w czasie trwania konfliktu. Pierwszy podokres obejmował okres od stycznia 2016 do lutego 2022 r. (319 obserwacji). Drugi podokres, od sierpnia 2022 r. (126 obserwacji), to okres wojny rosyjsko-ukraińskiej. W tym zestawieniu pominięto pięć pierwszych miesięcy konfliktu z uwagi na blokadę portów morskich i zakłócenia głównych łańcuchów dostaw w pierwszej fazie konfliktu powodujących reorganizację eksportu i relacji między cenami, szczególnie między cenami eksportowymi a cenami regionalnymi. Zakres początkowy tego podokresu jest zbieżny z początkiem obowiązywania porozumienia BSGI. W przypadku analiz panelowych, z uwagi na dużą liczbę obserwacji i przekrojów, badania przeprowadzono też dla poszczególnych lat kalendarzowych.

Ogólna charakterystyka szeregów czasowych

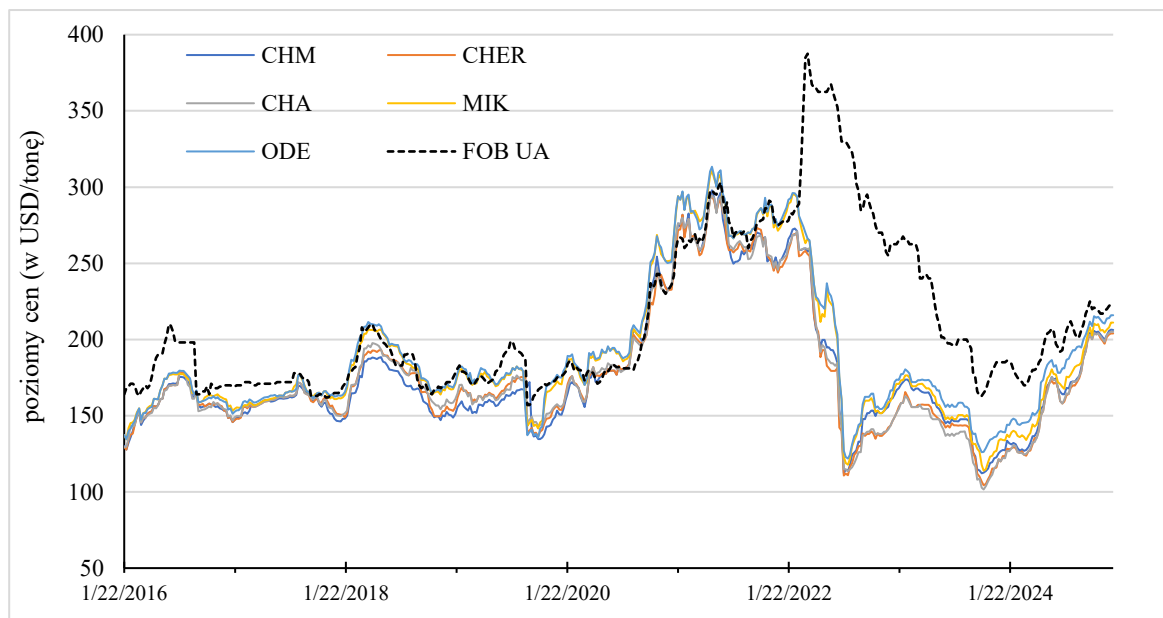
W tabeli 4.1 zawarto wykaz wykorzystanych szeregów czasowych cen oraz ich symboli stosowanych w tym rozdziale (i tabelach w aneksie) wraz najważniejszymi statystykami opisowymi. W latach 2016-2024 średnia cena wewnętrzna ukraińskiego ziarna kukurydzy (CPT) kształtowała się na poziomie poniżej 180 USD/t i była niższa w porównaniu ze średnią ceną eksportową FOB (214 USD/t). Poziom regionalnych cen (CPT) w czasie trwania wojny (153 USD/t) był zdecydowanie niższy niż przed jej wybuchem (189 USD/t). Wyższe poziomy cen wewnętrznych obserwowano, kiedy na rynkach światowych utrzymywała się tendencja wzrostowa cen, a eksport ukraińskiej kukurydzy osiągał historycznie wysokie wolumeny, m.in. na rynki Chin, państw Afryki oraz Unii Europejskiej. W drugim podokresie (od sierpnia 2022 do grudnia 2024 r.) w wyniku ograniczeń eksportowych oraz ryzyka politycznego ceny wewnątrz silnie się obniżyły.

Tabela 4.1. Wybrane statystyki opisowe dla regionalnych szeregów cen kukurydzy na ziarno (wg formuły CPT) oraz cen FOB na Ukrainie w latach 2016-2024 (USD/tonę)

Zakres		sty.2016-gru.2024			sty.2016-lut.2022			sie.2022-gru.2024		
Region/cena	Symbol	min.	max	średnia	min.	max	średnia	min.	max	średnia
CHARKOWSKI	CHA	101,59	294,28	177,12	129,33	294,28	187,16	101,59	205,20	147,78
CHMIELNICKI	CHM	112,12	297,91	177,41	127,68	297,91	184,80	112,27	206,39	154,56
CZERKASKI	CZE	107,08	301,86	180,30	131,58	301,86	189,99	107,08	205,6	152,42
CZERNIHOWSKI	CZER	104,34	294,28	176,71	127,68	294,28	186,39	104,34	204,38	148,83
DNIEPROPIETROWSKI	DNI	101,59	303,34	180,92	131,58	303,34	191,43	101,59	206,46	150,17
IWANOFRANKOWSKI	IWA	113,95	294,28	177,68	127,68	294,28	184,74	113,95	206,81	155,45
KIJOWSKI	KIJ	107,08	303,36	181,17	135,44	303,36	190,48	107,08	207,59	153,49
KROPIWNICKI	KRO	105,71	300,64	179,43	132,38	300,64	189,97	105,71	204,38	149,39
LWOWSKI	LWÓ	113,95	292,46	177,16	127,68	292,46	183,99	113,95	206,81	154,95
MIKOŁAJOWSKI	MIK	113,95	310,63	187,66	134,50	310,63	196,78	113,95	211,17	159,19
ODESKI	ODD	121,87	313,35	190,18	134,50	313,35	197,70	121,87	215,94	165,65
POŁTAWSKI	POŁ	104,34	299,82	177,87	128,65	299,82	188,05	104,34	206,39	148,86
SUMSKI	SUM	101,59	294,28	176,65	126,22	294,28	186,14	101,59	204,03	148,15
WINNICKI	WIN	105,71	301,55	181,05	128,65	301,55	190,04	105,71	208,68	154,12
WOŁYŃSKI	WOŁ	116,37	292,60	176,98	128,65	292,6	182,94	116,37	206,39	157,30
ZAPOROSKI	ZAP	104,34	303,34	182,78	132,55	303,34	193,04	104,34	204,38	151,41
ŻYTOMIERSKI	ŻYT	111,20	295,37	178,67	129,63	295,37	187,33	111,20	206,39	152,63
Cena eksportowa FOB	FOB UA	157,00	387,50	212,07	157,00	303,00	198,84	163,00	327,50	220,14

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [05.2025].

W świetle danych z tabeli 4.1 oraz rysunku 4.1 tygodniowe różnice między regionalnymi cenami skupu kukurydzy w badanych regionach Ukrainy nie były znaczące. Natomiast istotne różnice obserwowano między cenami wewnętrznymi (CPT) a ceną eksportową (FOB) w okresie trwającego konfliktu zbrojonego na Ukrainie.



Rysunek 4.1. Poziomy tygodniowych cen kukurydzy na ziarno w wybranych regionach Ukrainy oraz cen eksportowych FOB

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [05.2025].

Na rysunku 4.1 przedstawiono tygodniowe ceny skupu kukurydzy w wybranych kluczowych regionach Ukrainy (dynamika i poziom cen w pozostałych regionach były podobne) na tle ceny eksportowej (FOB UA). W pierwszym okresie ceny były dosyć stabilne, po czym od połowy 2019 r. nastąpił ich około dwukrotny wzrost z kulminacją w czerwcu 2021 r. Od momentu wybuchu wojny nastąpiło znaczące oderwanie cen eksportowych od cen wewnętrznych, przez co ceny FOB były w niektórych okresach nawet dwukrotnie wyższe od cen regionalnych. Głównym czynnikiem stojącym za tym zjawiskiem był wzrost kosztów logistycznych i ubezpieczenia towaru na rynku wewnętrznym. Wzrost udziału kosztów frachtu, ze względu na utworzenie dodatkowych punktów przeładunkowych w portach morskich Rumunii (Konstanca), i wzrost kosztów ubezpieczeń w cenie eksportowej również wpływały na oderwanie cen eksportowych od cen regionalnych. Wysokie spready

między cenami eksportowymi i lokalnymi mogły też wynikać z wysokiego poziomu zapasów i trudności ze zbytem zbóż, co prowadziło do presji cenowej na lokalnych producentów rolnych.

Testowanie sezonowości i stacjonarności szeregów czasowych

Wstępna identyfikacja właściwości szeregów opierała się zarówno na analizie wizualnej (np. rys. 4.1), jak i na wynikach testów statystycznych. Mając na uwadze specyfikę badanego zjawiska, przeprowadzono ocenę istotności wahań sezonowych w tygodniowych szeregach cen kukurydzy. Zgodnie z literaturą, sezonowość została zdefiniowana jako regularne, powtarzalne w ciągu roku odchylenia od trendu, wynikające z czynników pogodowych, kalendarzowych oraz z sezonowej aktywności uczestników rynku (Hamulczuk, 2017). Szeregi tygodniowych cen kukurydzy poddano testom na obecność sezonowości deterministycznej (weryfikacja łącznej istotności zmiennych sezonowych) oraz stochastycznej (istnienie losowej składowej sezonowej w modelu). Weryfikację przeprowadzono w ramach modeli strukturalnych (STS/SSM) zgodnie z ujęciem przedstawionym u Lucchettiego (2011). Wyniki testów nie dostarczyły podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku komponentu sezonowego w analizowanych szeregach (przy poziomie istotności $p = 0,05$), co wskazuje na brak statystycznie istotnej sezonowości. Oznacza to, że w specyfikacjach modeli ekonometrycznych nie jest konieczne ujmowanie składnika sezonowego.

Formalną weryfikację stacjonarności przeprowadzono za pomocą testów Dickeya-Fullera oraz Phillipsa-Perrona. Testy przeprowadzono dla szeregów logarytmów naturalnych cen, które później były wykorzystywane w modelach ekonometrycznych transmisji cen. Uwzględniono dwie specyfikacje składnika deterministycznego: (i) model z wyrazem wolnym oraz (ii) model z wyrazem wolnym i trendem liniowym. W teście ADF liczbę opóźnień dobierano na podstawie kryteriów informacyjnych (AIC), natomiast w teście PP zastosowano korektę na autokorelację i heteroskedastyczność (HAC, Neweya-Westa). Specyfikę przeprowadzonych testów szczegółowo omówiono we wstępie, w części metodycznej niniejszej rozprawy. Szczegółowe wyniki testów zostały zamieszczone w tabelach 4.2 oraz A.4.1 (w aneksie).

Tabela 4.2. Wyniki testowania pierwiastka jednostkowego logarytmów szeregów czasowych tygodniowych cen kukurydzy z wykorzystaniem testu ADF

Szereg czasowy: lnYt						
Zakres	Model z wyrazem wolnym			Model z wyrazem wolnym i trendem		
	sty.2016-gru.2024	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024	sty.2016-gru.2024	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
CZE	-2,40[2]	-1,14[2]	-1,45[3]	-2,39[2]	-1,14[2]	-1,89[3]
CZER	-2,35[2]	-1,30[2]	-1,38[2]	-2,35[2]	-1,3[2]	-1,83[2]
DNI	-2,19[4]	-1,32[2]	-1,69[3]	-2,19[4]	-1,32[2]	-2,08[3]
IWA	-2,20[2]	-1,09[2]	-1,55[3]	-2,21[2]	-1,09[2]	-1,77[3]
CHA	-2,31[2]	-1,08[3]	-1,51[2]	-2,31[2]	-1,08[3]	-1,90[2]
CHM	-2,47[2]	-1,19[1]	-1,32[2]	-2,46[2]	-1,19[1]	-1,63[2]
KIJ	-2,29[2]	-1,32[2]	-1,11[2]	-2,29[2]	-1,32[2]	-1,41[2]
KRO	-2,24[2]	-1,23[2]	-1,06[2]	-2,24[2]	-1,23[2]	-1,44[2]
LWÓ	-2,28[2]	-1,18[2]	-1,28[3]	-2,27[2]	-1,18[2]	-1,60[3]
MIK	-2,42[2]	-1,07[2]	-0,97[2]	-2,42[2]	-1,07[2]	-1,29[2]
ODD	-2,54[2]	-1,30[2]	-1,12[2]	-2,55[2]	-1,30[2]	-1,47[2]
POŁ	-2,39[2]	-1,37[2]	-1,12[2]	-2,38[2]	-1,37[2]	-1,55[2]
SUM	-2,33[4]	-1,62[1]	-1,43[1]	-2,32[4]	-1,62[1]	-1,77[1]
WIN	-2,56[2]	-1,35[2]	-1,37[3]	-2,55[2]	-1,35[2]	-1,76[3]
WOŁ	-2,29[2]	-1,13[1]	-1,21[2]	-2,30[2]	-1,13[1]	-1,56[3]
ZAP	-2,29[2]	-1,19[2]	-1,25[2]	-2,28[2]	-1,19[2]	-1,58[2]
ŻYT	-2,45[2]	-1,28[2]	-1,31[3]	-2,44[2]	-1,28[2]	-1,68[3]
FOB_UA	-1,83[2]	-0,75[2]	-2,37[1]	-1,94[2]	-0,75[2]	-1,16[3]
Szereg czasowy: d_lnYt						
Zakres	Model bez wyrazu wolnego			Model z wyrazem wolnym		
	sty,2016-gru,2024	sty,2016-lut,2022	sie,2022-gru,2024	sty,2016-gru,2024	sty,2016-lut,2022	sie,2022-gru,2024
CZE	-9,97[1] ***	-10,22[1] ***	-3,80[2] ***	-9,97[1] ***	-10,22[1] ***	-3,78[2] ***
CZER	-10,28[1] ***	-10,33[1] ***	-4,28[4] ***	-10,28[1] ***	-10,33[1] ***	-4,20[4] ***
DNI	-9,35[3] ***	-9,44[1] ***	-3,72[3] ***	-9,34[3] ***	-9,44[1] ***	-3,64[3] ***
IWA	-10,84[1] ***	-10,50[1] ***	-3,68[2] ***	-10,83[1] ***	-10,50[1] ***	-3,61[2] ***
CHA	-9,89[1] ***	-8,42[2] ***	-3,91[1] ***	-9,88[1] ***	-8,42[2] ***	-3,83[1] ***
CHM	-10,16[1] ***	-14,58[0] ***	-4,33[1] ***	-10,15[1] ***	-14,58[0] ***	-4,30[1] ***
KIJ	-10,31[1] ***	-9,70[1] ***	-4,98[1] ***	-10,31[1] ***	-9,70[1] ***	-4,88[1] ***
KRO	-10,11[1] ***	-9,58[1] ***	-5,01[1] ***	-10,10[1] ***	-9,58[1] ***	-4,93[1] ***
LWÓ	-10,49[1] ***	-14,54[0] ***	-4,72[1] ***	-10,49[1] ***	-14,54[0] ***	-4,67[1] ***
MIK	-9,96[1] ***	-9,75[1] ***	-5,55[1] ***	-9,95[1] ***	-9,75[1] ***	-5,48[1] ***
ODD	-9,95[1] ***	-9,66[1] ***	-5,26[1] ***	-9,95[1] ***	-9,66[1] ***	-5,16[1] ***
POŁ	-9,96[1] ***	-9,44[1] ***	-4,86[1] ***	-9,96[1] ***	-9,44[1] ***	-4,79[1] ***
SUM	-8,45[3] ***	-10,76[0] ***	-4,36[0] ***	-8,45[3] ***	-10,76[0] ***	-4,27[0] ***
WIN	-9,27[3] ***	-9,73[1] ***	-4,00[2] ***	-9,27[3] ***	-9,73[1] ***	-3,96[2] ***
WOŁ	-10,55[1] ***	-14,39[0] ***	-4,66[1] ***	-10,55[1] ***	-14,39[0] ***	-4,63[1] ***
ZAP	-9,89[1] ***	-9,86[1] ***	-4,52[1] ***	-9,89[1] ***	-9,86[1] ***	-4,46[1] ***
ŻYT	-9,85[1] ***	-9,79[1] ***	-6,35[0] ***	-9,85[1] ***	-9,79[1] ***	-3,71[2] ***
FOB_UA	-11,34[1] ***	-10,25[1] ***	-6,35[0] ***	-11,33[1] ***	-10,25[1] ***	-6,28[0] ***

Uwagi: poziomy istotności: *** $p < 0,01$. W nawiasach liczby opóźnień dobieranych w sposób automatyczny w oparciu o kryterium AIC.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [05.2025].

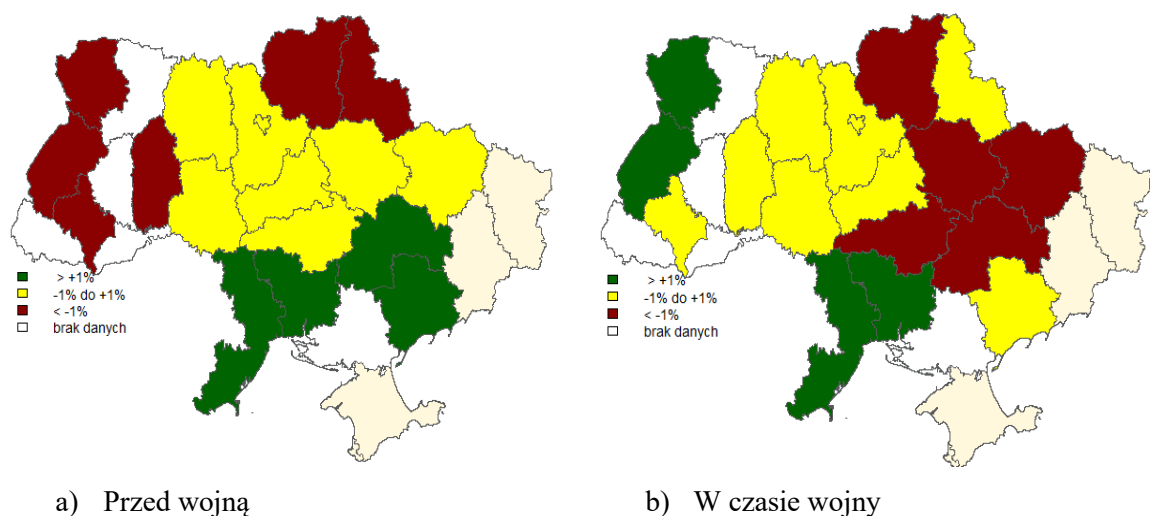
Wyniki rozszerzonego testu pierwiastka jednostkowego ADF potwierdziły brak stacjonarności wszystkich logarytmicznych szeregów czasowych (tab. 4.2). Na poziomie istotności $p = 0,05$ hipoteza H_0 zakładająca występowanie pierwiastka jednostkowego nie została odrzucona dla wszystkich szeregów ($\ln Y_t$) i we wszystkich podokresach. Dopiero pierwsze różnice szeregów ($d_{\ln Y_t}$) okazały się być stacjonarne. Wnioski z testu Phillipsa-Perrona są zbliżone, niemniej jednak w przypadku dwóch regionów (charkowski i iwanofrankowski) dla pierwszego podokresu hipoteza zerowa o braku pierwiastka jednostkowego została odrzucona już dla logarytmicznych poziomów cen (por. tab. A.4.1).

4.2. Przestrzenne zróżnicowanie regionalnych cen na Ukrainie

Relatywna struktura cen przed wojną i w czasie wojny

Poziom ceny skupu ziarna kukurydzy na Ukrainie jest zróżnicowany regionalnie. W regionach znajdujących się bliżej kluczowych stref celnych i portów morskich, takich jak Mikołajów czy Odessa, ceny skupu utrzymywały się powyżej średniej krajowej, a położonych dalej – poniżej średniej (rys. 4.2). Położenie regionu i związane z tym różne koszty transportu do portów należy uznać za główny czynnik wpływający na względny poziom cen ziarna kukurydzy na Ukrainie. Jest to zgodne z prawem topniejących kosztów transportu, tzw. *aiceberg costs*, w miarę zmniejszania się odległości między handlującymi destynacjami, co w efekcie ma wpływ na regionalną strukturę cen.

W toku badań zauważono, że wraz z wybuchem wojny zmianom uległ układ względnych cen regionalnych. Przed wojną ceny w obwodach mikołajowskim i odeskim były około 4% powyżej średniej krajowej. Po wybuchu wojny i przekierowaniu eksportu do Odessy ceny w obwodzie odeskim były już ponad 8,1% wyższe od cen średnich, a w obwodzie mikołajowskim o 4,4%. Najbardziej jednak relatywnie wzrosły ceny w regionach zachodniej Ukrainy: wołyńskim o 5,7 p.p., lwowskim o 3,8 p.p., iwanofrankowskim o 3,5 p.p., chmielnickim o 2,8 p.p. Główną przyczyną była reorganizacja szlaków eksportowych oraz bliskość granic lądowych z krajami UE (przez które zaczęto eksportować zboża do Unii), jak i bliskość Odessy i portów w Rumunii. W regionach zachodnich spodziewano się też stabilizacji cen ze względu na mniejszą zależność od szlaków morskich i większą integrację z lądowymi korytarzami eksportowymi.



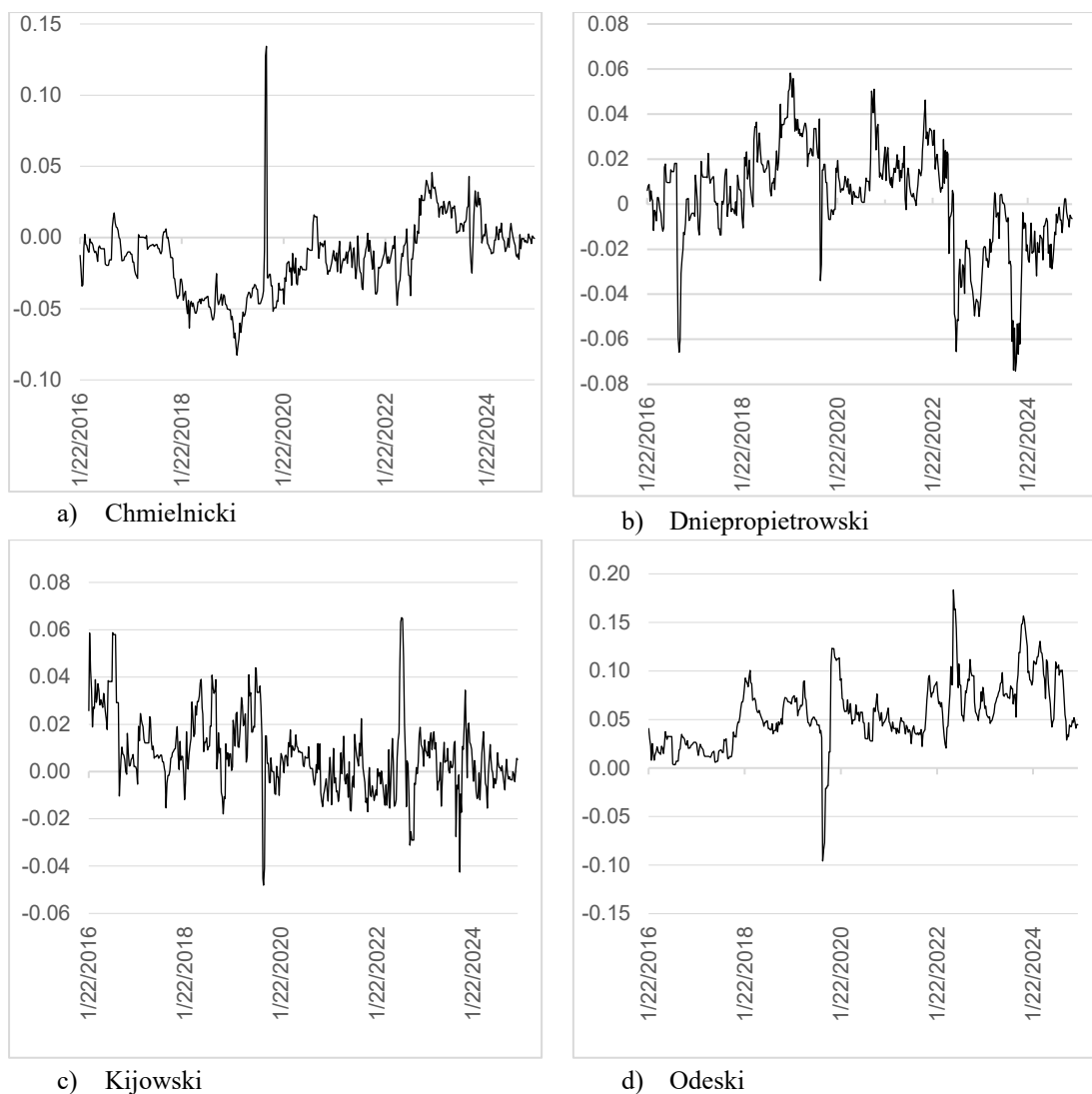
Rysunek 4.2. Odchylenia regionalnych cen kukurydzy od ich średniej

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [05.2025].

Równocześnie relatywne ceny kukurydzy obniżyły się w obwodach położonych we wschodniej części kraju: kirowogródzkiej (o 3,3 p.p.), chmielnickiej (o 3,1 p.p.), charkowskiej i połtawskiej (o 2,8 p.p.), zaporoskiej (o 2,5 p.p.) oraz czernihowskiej (o 2,0 p.p.). We wspomnianych regionach przed wojną ceny kukurydzy były wyższe od średniej krajowej, co wynikało z bliskości portu w Mikołajowie oraz możliwości wykorzystania żeglugi śródlądowej na Dnieprze (transport barkami redukował koszty logistyki) (rys. 4.2). Po wybuchu wojny ceny w tych regionach obniżyły się, aby zrekompensować wzrost kosztów dostaw, w tym ubezpieczenia, do alternatywnych terminali eksportowych, takich jak Odessa, rumuński port w Konstancy czy przejścia graniczne z Polską. Więcej na temat organizacji eksportu przedstawiono w podrozdziale 3.4.

Zmiany cen względnych w czasie

Relacje cen w poszczególnych regionach względem ceny średniej na Ukrainie nie były stabilne w czasie. Na rysunku 4.3 zaprezentowano typowe zmiany cen względnych, jakie zachodziły w badanym okresie, natomiast w Aneksie (rys. A.4.1) znajdują się wykresy dla wszystkich regionów.



Rysunek 4.3. Różnice między logarytmami szeregów cen kukurydzy w wybranych regionach na Ukrainie i średniej krajowej

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [05.2025].

W badanym okresie (styczeń 2016 – grudzień 2024 r.) część regionów – m.in. chmielnicki, wołyński, lwowski i żytomierski – odnotowała wzrost premii cenowej względem średniej krajowej (wzrost relacji ceny w danym regionie do średniej ceny w Ukrainie). Zjawisko to wynikało z reorganizacji krajowej logistyki zboża w kierunku zachodnich przejść granicznych, w miejsce dotychczas dominujących korytarzy przez regiony południowo-wschodnie. W pierwszej fazie konfliktu doszło do blokady portów morskich; jednocześnie wzrósł popyt na ziarno w regionach zachodnich i środkowych (z uwagi na rosnący strumień eksportowy), co spowodowało tam wzrost cen względnych

(Aneks, rys. A.4.1). Równolegle zwiększyło się dyskonto cenowe względem średniej krajowej w obwodach dnipropietrowskim i charkowskim, spowodowane m.in. kumulacją zapasów oraz wysokimi kosztami i przeciążeniem infrastruktury transportowej na kierunku do zachodnich granic, co ograniczało opłacalność wywozu. W obwodach kijowskim, winnickim i mikołajowskim relacje cen pozostawały względnie stabilne i w większym stopniu odzwierciedlały lokalny popyt oraz funkcje tranzytowe. Z kolei w obwodzie odeskim obserwowano dalszy, stopniowy wzrost premii cenowej – sprzyjały temu położenie geograficzne, bliskość granicy z Rumunią oraz możliwość przeładunków w portach rumuńskich.

W okresie poprzedzającym wybuch pełnoskalowej wojny ceny poniżej średniej występowały w obwodach chmielnickim, lwowskim i iwanofrankowskim (Aneks, rys. A.4.1). W czasie wojny ceny w wymienionych regionach kształtowały się przeciętnie powyżej średniej krajowej. Wcześniejsze niższe poziomy (do lutego 2022 r.) można wiązać z mniejszym popytem lokalnym, mniejszym stanem zapasów oraz niekorzystną lokalizacją względem portów czarnomorskich. W latach 2020-2021 dodatkowo oddziaływały ograniczenia pandemiczne (COVID-19), które utrudniały handel międzyregionalny i podnosiły koszty transakcyjne. Po zmianie korytarzy eksportowych w kierunku przejść granicznych z UE nadwyżki zostały stopniowo redystrybuowane do węzłów logistycznych przy granicy i na eksport, co zmieniło relatywny układ cen.

W okresie wojny (od sierpnia 2022 r.) w regionach przygranicznych zachodniej Ukrainy ceny skupu kształtowały się przeciętnie powyżej średniej krajowej (premia), co wynikało z przeorientowania korytarzy eksportowych na przejścia graniczne z UE i wzrostu popytu przetwórców w pasie przygranicznym. Odwrotne odchylenia obserwowano w obwodach mikołajowskim, zaporoskim, winnickim, dnipropietrowskim i kropiwnickim, gdzie – z uwagi na oddalenie od nowych szlaków oraz ograniczenia bezpieczeństwa i logistyki – ceny częściej były niższe od średniej (Aneks, rys. A.4.1). W całym horyzoncie badań 2016-2024 obwód odeski utrzymywał relatywnie wysokie ceny (poza krótkimi epizodami spadkowymi), obwód kijowski pozostawał zazwyczaj blisko średniej, natomiast w obwodzie dnipropietrowskim duża premia cenowa dominowała do sierpnia 2022 r., po czym w okresie wojny częściej występowało dyskonto z uwagi na ryzyko handlowe związane z wojną.

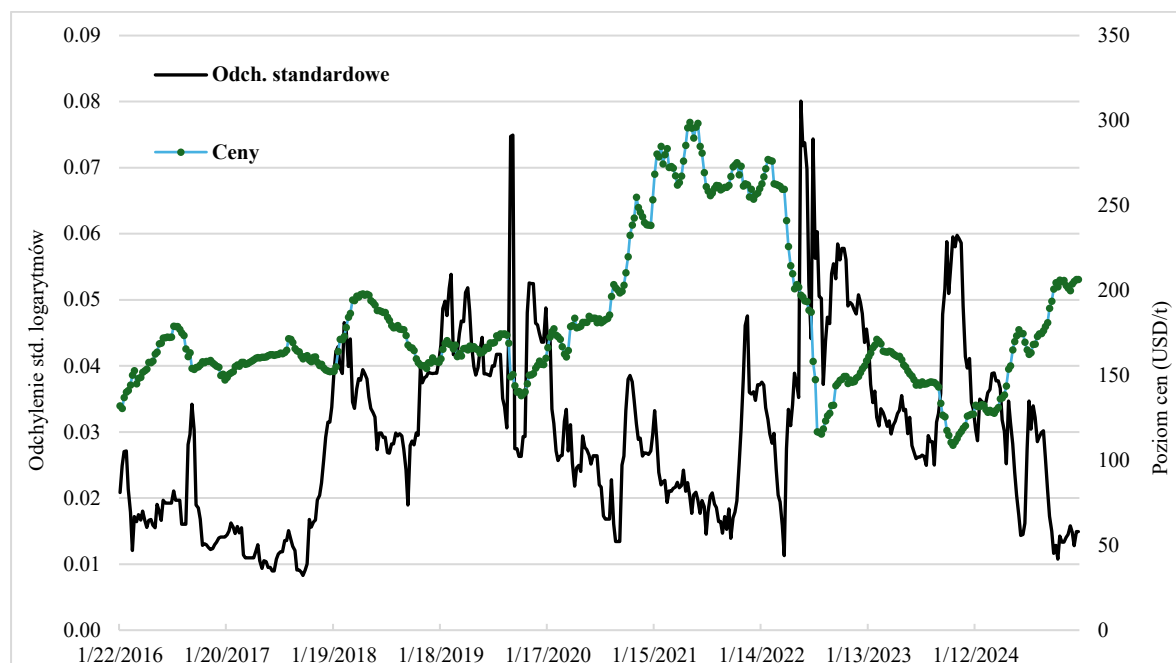
Zróźnicowanie cen regionalnych w świetle koncepcji konwergencji typu sigma

Jednym ze sposobów oceny zbieżności cen na poziomie zagregowanym jest koncepcja konwergencji typu sigma. Konwergencja ta wiąże się ze zmniejszaniem dyspersji cen w czasie i niekiedy jest w literaturze postrzegana jako przejaw pogłębienia integracji między rynkami w kontekście absolutnego prawa jednej ceny. Konwergencja typu sigma implikuje, że różnice cen między regionami maleją w czasie pod wpływem czynników takich jak koszty transportu, polityki handlowe czy zmiany preferencji konsumentów. Odnosi się ona do redukcji wariancji względnych cen między regionami, mierzonej np. współczynnikiem zmienności lub odchyleniem standardowym (w tym logarytmów cen). Jest to podejście empiryczne, ukazujące statyczny wymiar integracji (Goldberg i Verboven, 2005).

W pierwszej kolejności, w celu oceny procesów konwergencji typu sigma na wewnętrznym rynku kukurydzy, zastosowano miarę zmienności opartą na odchyleniach standardowych logarytmów naturalnych cen w 17 obwodach Ukrainy (rys. 4.4). Alternatywą dla tej miary jest współczynnik zmienności pozwalający na sformułowanie takich samych wniosków.

W całym badanym okresie zaobserwowano wzrost zróźnicowania regionalnego cen w czasie w latach 2016-2024. Głębsza analiza wskazuje, że wnioski bardzo mocno zależą od okresu analizy. Przykładowo, jeśli przeanalizujemy lata 2018-2014, to trend kształtowania się odchylenia standardowego logarytmów cen jest spadkowy. Można zatem przyjąć, że procesy konwergencji i dywergencji pojawiają się okresowo. Przykładowo, w okresie od stycznia 2016 do grudnia 2019 r. można było zauważyć dywergencję cen regionalnych, co można wiązać częściowo z dostosowaniem łańcuchów dostaw do porozumienia DCFTA oraz eksportem do Chin. Konwergencja (zbieżność cen) miała miejsce od stycznia 2019 r. do wybuchu wojny (luty 2022 r.), czyli w okresie dosyć ugruntowanej pozycji Ukrainy na rynkach światowych. Wybuch wojny doprowadził do blokady kluczowych portów i reorganizacji szlaków eksportowych, co skutkowało istotnym wzrostem różnicowania regionalnego cen kukurydzy na Ukrainie na początku konfliktu. Niemniej jednak powolna stabilizacja sytuacji rynkowej (dzięki otwarciu korytarzy solidarnościowych przez UE,

umowie BSGI czy otwarciu nowego szlaku eksportowego) skutkowała procesami konwergencji w kolejnych latach, o czym świadczy malejąca tendencja odchyłeń standardowych logarytmów cen w ostatnim podokresie.

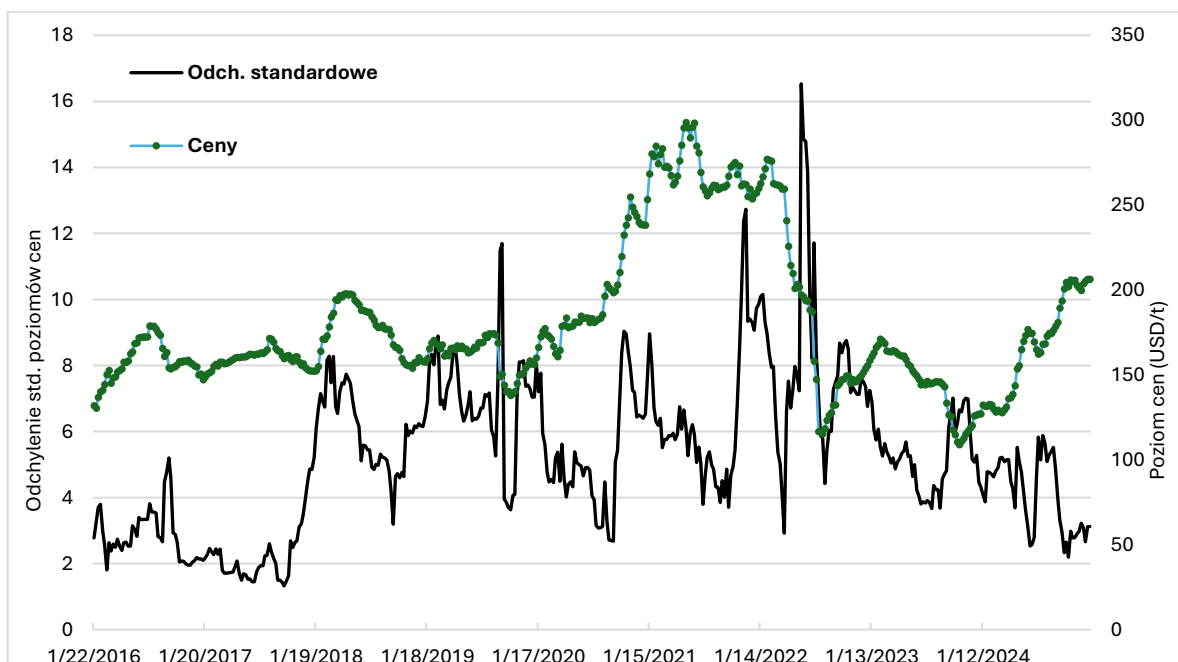


Rysunek 4.4. Odchylenia standardowe szeregów logarytmów regionalnych cen kukurydzy na Ukrainie na tle cen średnich

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [05.2025].

Można zauważyć, że dużą rolę odgrywał poziom odniesienia, który wynika z faktu, że miara zróżnicowania oparta na odchyleniu standardowym logarytmów jest silnie uzależniona od poziomu cen. Istnieje bowiem negatywna i statystycznie istotna korelacja między obliczonym odchyleniem standardowym a poziomem średnich regionalnych cen ziarna kukurydzy. W latach 2020-2021 ceny kukurydzy dosyć silnie wzrosły, przez co odchylenie standardowe logarytmów też się obniżyło. Z uwagi na to, że odchylenie standardowe logarytmów cen jest co do istoty miarą względną, dodatkowo na rysunku 4.5 zawarto kształtowanie się odchyłeń standardowych poziomów cen. Przy tym warto wskazać, że taka miara jest z kolei dodatnio skorelowana z poziomem cen. Ogólnie można przyjąć, że większość wniosków będzie podobna do wskazanych wcześniej. Wyjątkiem są lata 2020-2021, dla których nie wykazano praktycznie żadnej tendencji w kształtowaniu się zmienności

absolutnych różnic cen między regionami (rys. 4.5), podczas gdy zmienność względnych różnic (rys. 4.4) wykazuje tendencję malejącą.



Rysunek 4.5. Odchylenie standardowe poziomów szeregów cen skupu kukurydzy na Ukrainie na tle cen średnich

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [05.2025].

Warto dodać, że niezależnie od charakteru badanych różnic występują duże wahania w czasie obliczonych miar zróżnicowania cen. Dodatkowo, po sprawdzeniu okazało się, że odchylenia standardowe obliczone na poziomach cen są dodatnio skorelowane z poziomem cen, a odchylenia standardowe logarytmów cen są skorelowane ujemnie. Wskazywać to może, że w rzeczywistości różnice między cenami regionalnymi (tzw. spready) nie są ani względnie stałe, ani stałe w ujęciu absolutnym. Dodatkowo przeprowadzona analiza wykazała, że regionalne zróżnicowanie cen ma charakter sezonowy. Największe regionalne zróżnicowanie cen występuje po zbiorach, od listopada do lutego, a najmniejsze przed zbiorami, w lipcu i sierpniu.

Podsumowując, można zauważyć, że szoki globalne oraz zmiany uwarunkowań rynkowych powodują wzrost zróżnicowania cen, po których następują powolne dostosowania. Okresy dywergencji związane są z pojawieniem się gwałtownych zmian cen światowych lub zmian polityki. Z kolei konwergencję można wiązać z powolnym

dostosowywaniem się do nowych warunków rynkowych i kontynuacją dotychczasowej polityki, np. handlowej. Przykładowo, wraz z wybuchem wojny bezwzględna dyspersja cen regionalnych wzrosła, co wynikało z ograniczeń logistycznych oraz przeorientowania korytarzy eksportowych na przejścia graniczne z UE. Po tym nastąpił okres powolnego dostosowania i spadek zróżnicowania regionalnego cen. Zatem widoczna σ -konwergencja cen w krótkich podokresach jest statystycznym przejawem skuteczności mechanizmu rynkowego i arbitrażu pojawiającego się po wystąpieniu szoku, co z kolei świadczy o integracji regionalnych rynków kukurydzy na Ukrainie.

4.3. Wzajemne dostosowania cen regionalnych

Konwergencja cen regionalnych

W kolejnym kroku została przeprowadzona ocena wzajemnych dostosowań cen regionalnych w celu ukazania wewnętrznej integracji cen kukurydzy na Ukrainie. Analizy te przeprowadzono poprzez pryzmat konwergencji typu beta, przyczynowości w sensie Grangera oraz kointegracji szeregów czasowych. W badaniach konwergencji odniesiono się do procesu wyrównywania się regionalnych cen kukurydzy oraz ich powrotu do stanu równowagi długookresowej. Podstawą analizy były szeregi czasowe różnic logarytmów cen pomiędzy poszczególnymi regionami (na podstawie: van Campenhout, 2007). W ten sposób otrzymano 136 kombinacji par badanych regionów (tzw. każdy z każdym). Duża liczba przekrojów pozwoliła na przeprowadzenie badań nie tylko w dwóch podokresach (przed wojną i po jej wybuchu), jak i dla każdego roku kalendarzowego. Oszacowano cztery wersje modelu (por. wzory 0.3-0.6 we wstępie). Tak zwany pooled model odnosi się do weryfikacji prawa jednej ceny w wersji absolutnej, a pozostałe trzy modele – do konwergencji względnej (warunkowej), ale przy różnych założeniach kształtowania się stanu równowagi długookresowej.

W tabeli 4.3 przedstawiono współczynniki dostosowań ρ do równowagi, tempo konwergencji β oraz półokres konwergencji (Half-Life) obrazujący czas wymagany na zmniejszenie się o połowę początkowych różnic cenowych między regionami. Ujemne i istotne współczynniki ρ wskazują na zbieżność albo do jednego, wspólnego poziomu cen (konwergencja absolutna), albo do indywidualnych stanów równowagi specyficznych dla poszczególnych regionów (konwergencja warunkowa).

Niezależnie od przyjętego zakresu czasowego oraz modelu, potwierdzono występowanie statystycznie istotnych procesów konwergencji typu beta (tab. 4.3). Dodatkowo tempo konwergencji w poszczególnych latach było znacznie silniejsze niż w całym okresie lub w poszczególnych przedziałach czasowych, co sugeruje, że mogło dochodzić do zmian stanów równowagi długookresowej (zmian strukturalnych) w latach 2016-2024.

Przedstawione w tabeli 4.3 wyniki znacząco się różnią między różnymi wersjami zastosowanych modeli. Szczególnie jest to widoczne między założeniem konwergencji absolutnej i względnej. Wysokie i bardzo wysokie współczynniki H-L w modelu Pooled OLS w porównaniu do niskich wielkości w pozostałych modelach wskazują, że ceny regionalne kukurydzy na Ukrainie nie dążą do tego samego absolutnego poziomu. Oznaczać to może, że mamy do czynienia z prawem jednej ceny w wersji względnej, a nie absolutnej. Potwierdzają to istotne efekty stałe, czasami też indywidualne trendy i wspólne efekty czasowe. Jest to również zgodne z modelem równowagi przestrzennej, w którym to ceny w warunkach stabilizacji mają pewną strukturę przestrzenną, a różnice między nimi wynikają z kosztów wymiany między nimi lub kosztów logistycznych dotarcia towaru do wspólnego rynku docelowego (por rozdział 1.2). Zauważyć można (tab. 4.3), że w modelach zakładających stałość kosztów wymiany w czasie (model z efektami stałymi) oszacowania konwergencji typu beta są niższe niż po uwzględnieniu możliwości zmian kosztów wymiany handlowej w czasie (modele z efektami stałymi i trendami/efektami czasowymi).

Wyniki badań (tab. 4.3) wskazują na istotne procesy wyrównywania cen regionalnych w badanych podokresach. Najwyższe tempo konwergencji stochastycznej w modelu z efektami stałymi odnotowano w 2019 r., $\beta = 0,35$. Niewiele mniejsze tempo konwergencji miało miejsce w latach 2016 i 2020. Podobne wnioski można wyciągnąć na podstawie modelu z efektami stałymi i wspólnymi efektami czasowymi. W modelu z wyrazem wolnym oraz indywidualnymi trendami najsilniejsze tempo konwergencji zaobserwowano w 2024 r. ($\beta = 0,54$). W latach 2016 oraz 2019-2020 tempo konwergencji cen również było bardzo wysokie. Czas potrzebny na redukcję połowy odchyłeń od stanu równowagi (Half-Life) wynosił w tych latach niecałe 2 tygodnie, co potwierdza wysoką efektywność mechanizmów rynkowych.

Tabela 4.3. Wyniki oszacowania panelowych modeli konwergencji typu β dla szeregów czasowych regionalnych cen kukurydzy na Ukrainie

Wyszczególnienie	Model Pooled OLS (I)			Model z efektami stałymi (II)		
	ρ	β	Half-Life	ρ	β	Half-Life
Konwergencja typu beta wg lat						
2016	-0,14***	0,15	4,52	-0,27***	0,31	2,27
2017	-0,03***	0,03	20,01	-0,14***	0,15	4,62
2018	-0,01***	0,01	49,82	-0,19***	0,21	3,27
2019	-0,08***	0,09	7,84	-0,30***	0,35	1,96
2020	-0,05***	0,05	12,74	-0,28***	0,33	2,11
2021	-0,03***	0,03	24,67	-0,22***	0,25	2,81
2022	-0,05***	0,05	13,70	-0,14***	0,15	4,62
2023	-0,04***	0,04	16,58	-0,22***	0,25	2,77
2024	-0,05***	0,05	14,34	-0,20***	0,22	3,14
Konwergencja typu beta wg przedziałów czasowych						
sty.2016-gru.2024	-0,05***	0,05	13,25	-0,09***	0,10	7,22
sty.2016-lut.2022	-0,06***	0,06	12,08	-0,14***	0,15	4,49
sie.2022-gru.2024	-0,04***	0,04	18,29	-0,12***	0,13	5,46
Wyszczególnienie	Model z efektami stałymi i indywidualnymi trendami (III)			Model z efektami stałymi i wspólnymi efektami czasowymi (IV)		
	ρ	β	Half-Life	ρ	β	Half-Life
Konwergencja typu beta wg lat						
2016	-0,33***	0,39	1,78	-0,27***	0,31	2,24
2017	-0,23***	0,26	2,72	-0,14**	0,16	4,46
2018	-0,22***	0,24	2,89	-0,18***	0,19	3,57
2019	-0,37***	0,44	1,58	-0,30***	0,34	2,01
2020	-0,34***	0,41	1,70	-0,23***	0,26	2,67
2021	-0,25***	0,29	2,42	-0,22***	0,25	2,82
2022	-0,25***	0,29	2,41	-0,13***	0,14	5,08
2023	-0,29***	0,33	2,10	-0,22***	0,25	2,81
2024	-0,43***	0,54	1,29	-0,21***	0,24	2,91
Konwergencja typu beta wg przedziałów czasowych						
sty.2016-gru.2024	-0,11***	0,12	5,77	-0,09***	0,10	7,22
sty.2016-lut.2022	-0,17***	0,18	3,86	-0,14***	0,15	4,51
sie.2022-gru.2024	-0,20***	0,22	3,12	-0,12***	0,13	5,44

Uwagi: poziomy istotności: *** $p < 0,01$. Różnice między współczynnikami β i H-L dla tych samych współczynników ρ wynikają z zaokrągleń.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [05.2025].

Najniższe tempo konwergencji ($\beta = 0,15$) w modelu z efektami stałymi i indywidualnymi efektami czasowymi miało miejsce w latach 2017 i 2022, przy wydłużonym czasie wyrównywania różnic (Half-Life = 4,62 tygodnia). Można przypuszczać, że w tym czasie na rynku kukurydzy na Ukrainie dochodziło do formowania nowych relacji rynkowych na skutek wojny czy też w efekcie podpisywanych porozumień handlowych. Za

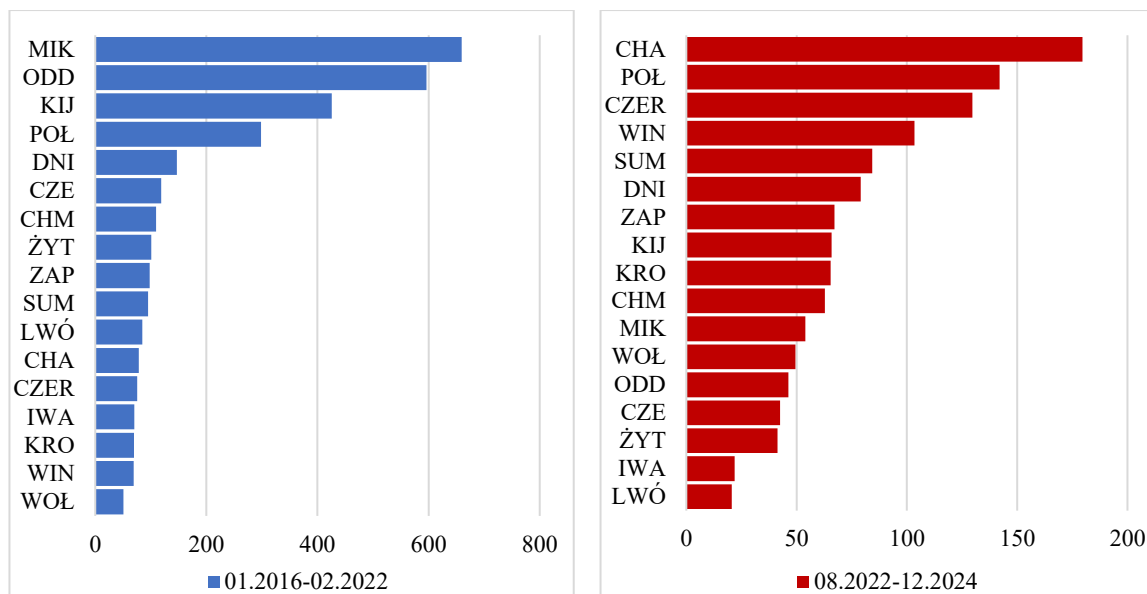
takim przypuszczeniem przemawia fakt, że włączenie do modelu indywidualnych trendów, które odpowiadają za zmiany relacji cenowych, powoduje, że te okresy nie wyróżniają się znacząco na tle innych lat.

Ocena wpływu wojny na wzajemne dostosowania cen nie jest oczywista. O ile w modelu z wyrazem wolnym dostosowywania cenowe i tempo konwergencji cen w czasie wojny są słabsze niż przed wojną (β wynosi odpowiednio 0,13 i 0,15), to wniosek po uwzględnieniu indywidualnych trendów w modelu panelowym jest odwrotny (β wynosi odpowiednio 0,22 i 0,18). Dodatkowo w tym modelu w latach 2022-2024 zauważalny jest sukcesywny wzrost tempa konwergencji typu beta przy współczynnikach β wynoszących kolejno: 0,29, 0,33, 0,54. Generalnie w modelach uwzględniających trendy indywidualne tempo konwergencji jest znacząco większe, a okresy połowicznego dostosowania mniejsze niż w modelach, gdzie nie zostały one uwzględnione.

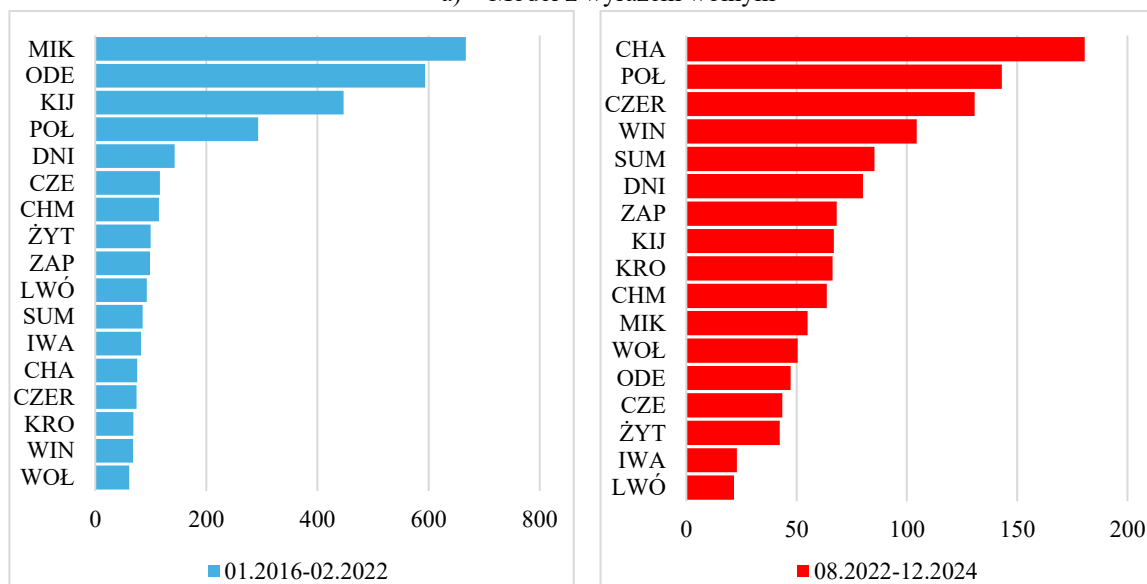
Wyniki modeli panelowych uwiaryściły istotną integrację cenową regionalnych rynków kukurydzy na Ukrainie. Przy czym ceny dostosowują się do własnych stanów równowagi, a nie dążą do wspólnego poziomu. Stany równowagi ulegają też zmianom w czasie. W czasie wojny nie zaobserwowano też zmniejszenia tempa konwergencji.

Przyczynowość w sensie Grangera

W ocenie integracji cenowej kluczowe jest też wskazanie regionów pełniących rolę liderów w odkrywaniu cen. Stąd tygodniowe szeregi regionalnych cen skupu kukurydzy na Ukrainie poddano testom przyczynowości w sensie Grangera w celu identyfikacji rynków lokalnych, które wyprzedzają zmiany cen w pozostałych regionach. Testy przeprowadzono zgodnie z procedurą Toda-Yamamoto (1995), szerzej opisaną we wstępie. Wyniki testów przyczynowości Grangera stanowić mogą zatem punkt wyjścia do dalszej weryfikacji relacji kointegracyjnych. Szczegółowe wyniki testów przedstawiono w aneksie (tabele A.4.2–A.4.4), natomiast ich syntezę zawiera rysunek 4.6. Zaprezentowano tam sumę wartości statystyk testowych (F) dla hipotezy H_0 , stanowiącej, że przeszłe ceny w regionie j nie pozwalają prognozować bieżących zmian cen w regionie i . Im wyższa wartość statystyki F, tym silniejsze podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej, a więc większa rola danego regionu jako lidera w kształtowaniu cen. Modele oszacowano w wersji z wyrazem wolnym oraz wyrazem wolnym i trendem liniowym.



a) Model z wyrazem wolnym



b) Model z wyrazem wolnym i trendem

Rysunek 4.6. Podsumowanie wyników testowania przyczynowości w sensie Grangera między tygodniowymi szeregami cen kukurydzy w regionach Ukrainy – suma statystyk F

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [04.2025].

W całym okresie (lata 2016-2024) najwyższe wartości sumy statystyk F (por. tab. A.4.2) występują w regionach centralnych (winnickim, połtawskim, kropiwnickim) oraz części regionów południowych (dniepropietrowskim, odeskim). W okresie od stycznia 2016 r. do lutego 2022 r. największymi wielkościami sumy statystyk F charakteryzowały się regiony „portowe” (mikołajowski i odeski) oraz regiony centralne (kijowski i połtawski), co

wskazuje, że sygnały cenowe częściej wychodziły z zaplecza eksportu morskiego. Wyniki te są spójne ze wzmożoną aktywnością eksportową, która podnosiła poziom cen w regionach portowych i wzmacniała bodźce do arbitrażu przestrzennego, sprzyjając transmisji impulsów cenowych na pozostałe rynki. W konsekwencji regiony południowe w okresie styczeń 2016 – luty 2022 r. pełniły rolę węzłów cenotwórczych, z których następowała transmisja cen do innych obwodów.

W okresie wojny (sierpień 2022 – grudzień 2024 r.) wartości sumy statystyk F były mniejsze niż przed wojną, co wskazuje na brak wyraźnych liderów w procesie odkrywania cen. Blokada szlaków morskich wywołała w obwodach południowych nadwyżki podaży kierowane lądem do innych regionów lub czasowo magazynowane; później nastąpiło częściowe odblokowanie eksportu w ramach BSGI, a następnie uruchomienie alternatywnego korytarza morskiego. W efekcie największe sumy statystyk F obserwowano w obwodach: charkowskim, połtawskim, czernihowskim oraz winnickim (rys. 4.6). Porównanie wykresów zawartych na rysunku 4.6 wskazuje zmianę układu w procesie odkrywania cen. Kluczowe przed wojną obwody odeski i mikołajowski znacznie spadły w rankingu, co świadczy o osłabieniu ich roli w kształtowaniu cen na Ukrainie. O ile znaczenie regionu mikołajowskiego z uwagi na zamknięcie portu jest oczywiste, to spadek znaczenia regionu odeskiego jest dosyć zaskakujący. Relatywnie wzrosło znaczenie regionów zachodnich, zwłaszcza winnickiego, co wiąże się z bliskością granic Rumunii i Mołdawii oraz kierowaniem tranzytu do portu w Konstancy.

Alternatywnym sposobem podsumowania wyników testów przyczynowości w sensie Grangera jest ukazanie liczby odrzuceń hipotezy zerowej dla danego regionu (H_0 zakłada, że ceny w danym regionie nie wpływają na ceny w pozostałych regionach). Takie podsumowanie szczegółowych analiz przedstawionych w aneksie w tabelach A.4.2–A.4.4 zawiera tabela 4.4. Wnioski formułowane na podstawie statystyk zawartych w tej tabeli oraz na rysunku 4.6 są praktycznie takie same. Po wybuchu wojny regiony lokalizacji kluczowych portów morskich (mikołajowski, odeski) straciły swoje pozycje liderów w procesie odkrywania cen na korzyść regionów takich jak charkowski, czernihowski, połtawski czy winnicki, w których co najmniej 12 razy (na 16 możliwych) hipoteza zerowa była odrzucana.

Tabela 4.4. Liczba odrzuceń hipotezy H_0 o braku przyczynowości w sensie Grangera między szeregami cen w poszczególnych regionach względem cen w pozostałych regionach na poziomie istotności 5%

Region	Model z wyrazem wolnym			Model z wyrazem wolnym i trendem		
	sty.2016- gru.2024	sty.2016- lut.2022	sie.2022- gru.2024	sty.2016- gru.2024	sty.2016- lut.2022	sie.2022- gru.2024
CZERKASKI	7	9	7	7	9	7
CZERNIHOWSKI	3	6	14	3	6	13
DNIEPROPIETROWSKI	14	10	11	14	9	10
IWANOFRANKOWSKI	10	7	3	10	9	3
CHARKOWSKI	11	6	16	11	6	15
CHMIELNICKI	16	13	7	16	13	9
KIJOWSKI	12	13	9	13	12	10
KROPIWNICKI	9	5	7	9	5	5
LWOWSKI	9	9	2	10	10	3
MIKOŁAJOWSKI	15	16	5	15	15	5
ODESKI	16	15	5	16	15	5
POŁTAWSKI	13	10	15	13	10	14
SUMSKI	6	5	12	5	6	11
WINNICKI	14	6	12	14	6	13
WOŁYŃSKI	11	5	7	11	6	8
ZAPOROSKI	11	11	8	12	11	8
ŻYTOMIERSKI	6	7	4	6	8	4

Uwagi: H_0 zakłada brak przyczynowości danego regionu względem pozostałych

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [04.2025].

Badanie zależności długookresowych

W celu weryfikacji występowania relacji długookresowych cen ziarna kukurydzy między parami regionów został zastosowany test graniczny (*bounds-test*). Test został opisany we wstępie w części metodyki badawczej (wzory 0.10–0.12). Syntezę wyników testów przedstawiono w tabeli 4.5, natomiast szczegółowe wyniki zamieszczono w aneksie (w tabelach A.4.5–A.4.10). Procedura ta, przy doborze optymalnych opóźnień w równaniach ARDL, umożliwia weryfikację występowania relacji długookresowych w układach, w których zmienne są zintegrowane rzędu $I(0)$ lub $I(1)$ (dopuszczalny jest mieszany rząd integracji), przy czym nie może występować integracja rzędu $I(2)$, co zostało zweryfikowane w podrozdziale 4.1. Modele estymowano z wyrazem wolnym, bez trendu liniowego oraz z wyrazem wolnym i trendem. Wartości krytyczne statystyki testowej wybrano w zależności od specyfikacji estymacji.

Tabela 4.5 prezentuje liczbę odrzuceń hipotezy H_0 o braku kointegracji (test graniczny ARDL, $p = 0,05$). Wyliczenia wykonano dla par: dany region (zmienna endogeniczna) a pozostałe regiony na ukraińskim rynku kukurydzy były kolejno zmiennymi egzogenicznymi. Testy przeprowadzono dla całego okresu (2016-2024) oraz dwóch podokresów. W aneksie w tabelach A.4.5–A.4.10 dodatkowo przedstawiono sumy wartości statystyki F. Większa suma statystyk F oznacza częstsze i/lub silniejsze dowody kointegracji cen (długookresowe zależności) danego regionu z resztą regionów. W całym badanym horyzoncie (2016-2024) dla większości regionów obserwuje się wysoką liczbę odrzuceń H_0 , co potwierdza obecność długookresowych powiązań cenowych (tab. 4.5). Jedynym wyjątkiem jest region wołyński, którego ceny tylko w 9 na 16 przypadków pozostają w związku długookresowym z pozostałymi regionami.

Tabela 4.5. Liczba odrzuceń hipotezy H_0 o braku kointegracji między tygodniowymi regionalnymi szeregami cen kukurydzy na Ukrainie wg procedury ARDL bound-test na poziomie istotności 5%

Region	Model z wyrazem wolnym			Model z wyrazem wolnym i trendem liniowym		
	sty.2016-gru.2024	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024	sty.2016-gru.2024	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
CZERKASKI	15	15	12	15	15	15
CZERNIHOWSKI	15	13	7	15	13	5
DNIEPROPIETROWSKI	15	12	11	15	12	9
IWANOFRANKOWSKI	16	14	4	16	16	8
CHARKOWSKI	13	13	11	15	15	15
CHMIELNICKI	15	16	6	16	16	13
KIJOWSKI	16	14	12	16	15	14
KROPIWNICKI	15	14	11	15	14	11
LWOWSKI	14	15	7	14	16	12
MIKOŁAJOWSKI	16	14	10	16	16	13
ODESKI	16	16	14	16	16	13
POŁTAWSKI	15	14	8	16	15	8
SUMSKI	16	13	10	16	13	10
WINNICKI	15	14	9	15	14	11
WOŁYŃSKI	9	10	0	9	15	3
ZAPOROSKI	13	13	11	15	13	12
ŻYTOMIERSKI	15	13	12	16	14	13
Suma odrzuceń H_0	249	233	155	256	248	185
Udział odrzuceń H_0 (%)	91,54	85,66	56,99	94,12	91,18	68,01

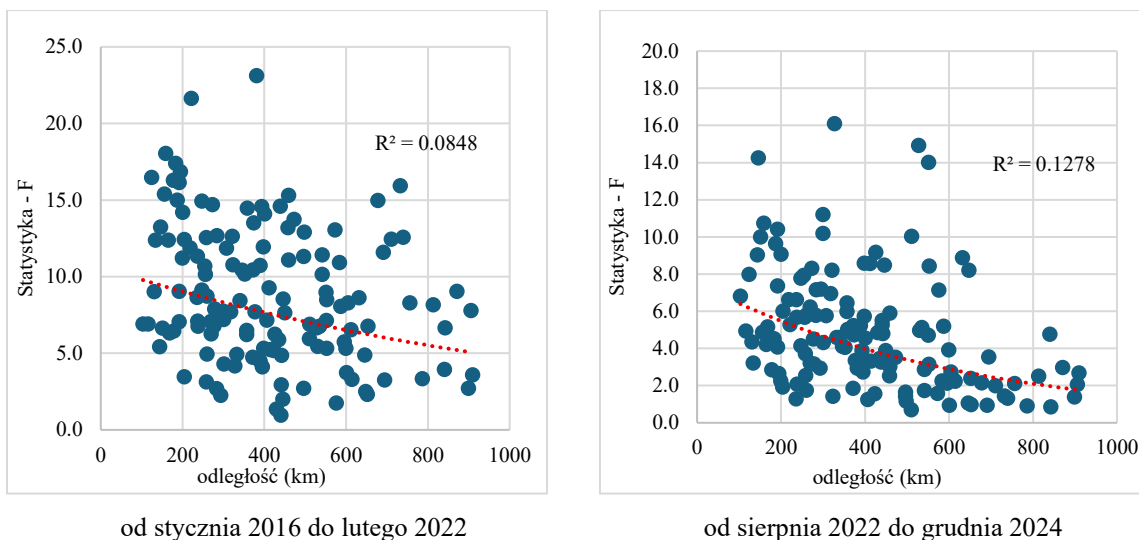
Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [04.2025].

Zauważyć można, że przed wojną odnotowano większy udział istotnych relacji kointegracyjnych niż w czasie trwania wojny. Przed wojną H_0 o braku integracji rynków była odrzucona w 85,66% dla modelu z wyrazem wolnym oraz w 91,18% dla modelu z wyrazem wolnym i z trendem ze wszystkich możliwych związków kointegracyjnych. W drugim podokresie, obejmującym czas trwania wojny (sierpień 2022 – grudzień 2024 r.), udział związków kointegracyjnych między cenami zmalał odpowiednio do 56,99 i 68,01%.

Najczęściej istotne zależności długookresowe występują w regionach centralnych i południowych (kijowski, połtawski, winnicki). Z kolei w regionach zachodnich, szczególnie w obwodzie wołyńskim, jest obserwowana najmniejsza liczba powiązań kointegracyjnych z pozostałymi obwodami. Wynikać to może z pewnej specyfiki tego regionu: relatywnie dużej odległości do portów Morza Czarnego i jednocześnie bliskości tego regionu względem krajów UE, gdzie istnieje większa możliwość eksportu kukurydzy transportem lądowym. Uwzględnienie trendu w specyfikacji modeli, odpowiedzialnego za uchwycenie zmian cen względnych w czasie (por. rys. 4.3), spowodowało, że częściej odrzucano hipotezę zerową o braku związków długookresowych. Szczególnie w okresie sierpień 2022 – grudzień 2024 r. widoczny jest wzrost udziału odrzuceń H_0 po wprowadzeniu trendu do specyfikacji modelu (z 56,99 do 68,01%).

Warto zauważyć, że w całym okresie badawczym ponad 91% (czyli średnio prawie 15 na 16 możliwych) równań wykazywało zależności długookresowe. Świadczy to o silnym zintegrowaniu cen oraz wysokiej efektywności informacyjnej regionalnych rynków kukurydzy. Rzadsze odrzucenia H_0 w krótszych okresach mogą wynikać z relatywnie małej liczności obserwacji w tych podokresach, przez co trudniej było uzyskać statystycznie istotne wyniki, tak jak to było w przypadku danych panelowych.

Oczekuje się, że uzyskane wyniki testów kointegracji zależą od odległości między regionami. Generalnie regiony bliżej położone powinny charakteryzować się silniejszymi powiązaniami cenowymi (kointegracją) niż regiony bardziej oddalone od siebie. Stąd zweryfikowano, czy siła powiązań długookresowych (mierzona wartością statystyki F) zmienia się wraz z odległością geograficzną między analizowanymi regionami (rys. 4.7). Za odległość między regionami przyjęto liczbę kilometrów między centrami obwodów.



Rysunek 4.7. Zależność siły kointegracji między tygodniowymi szeregami cen kukurydzy na Ukrainie (statystyka F testu granicznego ARDL, model z wyrazem wolnym) od odległości między regionami (km)

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [04.2025].

Zależności między wartościami statystyki F z testów kointegracji a odległością geograficzną między poszczególnymi obwodami Ukrainy (dla wszystkich badanych par) jest ujemna. W obydwu podokresach obserwowano negatywną zależność: wraz ze wzrostem dystansu spada wartość statystyki F. Obserwacja taka jest spójna z teoretycznymi podstawami przestrzennej integracji oraz oczekiwaniami: większe odległości podnoszą koszty arbitrażu przestrzennego oraz przepływu informacji, co ogranicza integrację cenową między regionami.

W świetle uzyskanych wyników należy przyjąć, że między cenami regionalnymi istnieją powiązania długookresowe (kointegracja). Oznacza to, że w długim horyzoncie ceny są współzależne i dążą do wspólnej ścieżki wyznaczonej parametrami relacji kointegracyjnej. Szok na którymkolwiek z rynków powoduje krótkookresowe odchylenia od równowagi, które są stopniowo redukowane, ceny zaś zmierzają do poziomu implikowanego równaniem długookresowym.

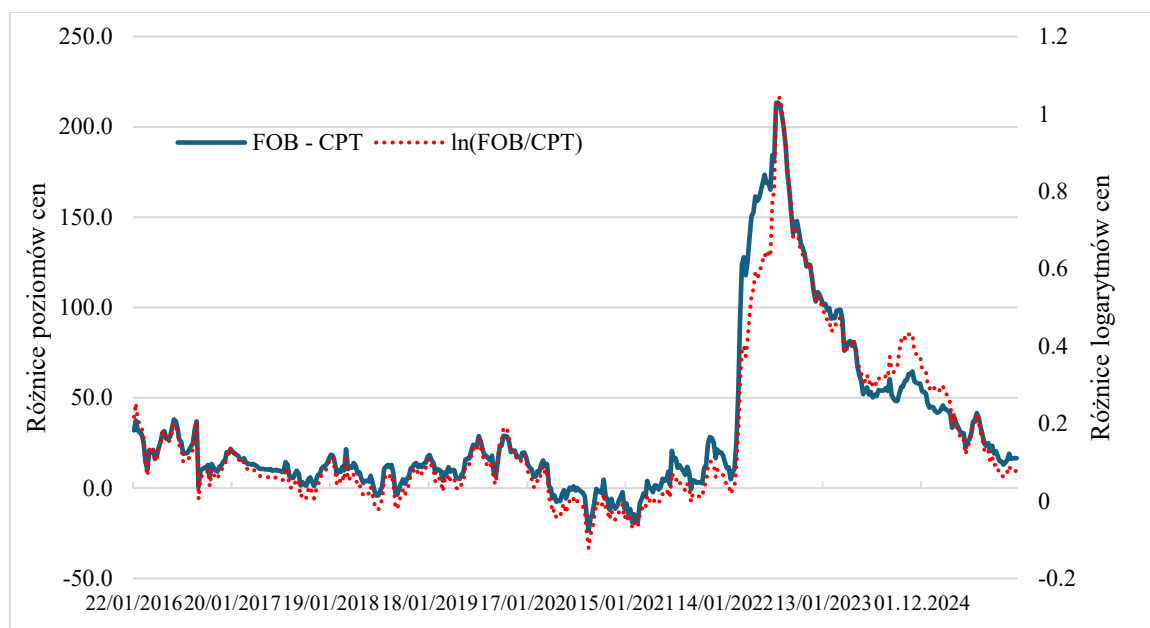
4.4. Powiązania cen regionalnych z cenami eksportowymi

Wprowadzenie do metodyki

W ramach badań integracji wewnętrznej oceniono również powiązania między cenami regionalnymi (CPT) a ceną eksportową (FOB). Relacja (lub różnica) FOB – CPT odzwierciedla koszty dostaw do portów (np. koszty: transportu do portu, przeładunku, opłat portowych czy ubezpieczeń), inne obciążenia eksportowe, zwroty podatku VAT dla eksporterów. Jej poziomy i zmienność współkształtują konkurencyjność eksporterów na rynkach międzynarodowych.

Empirycznej oceny powiązań cenowych dokonano w oparciu o tygodniowe szeregi cen skupu kukurydzy w latach 2016-2014. Podział na podokresy przeprowadzono spójnie z wcześniejszymi analizami. Całość badań obejmowała: (i) analizę graficzną różnic cenowych (FOB – CPT), (ii) ocenę konwergencji, (iii) ocenę kierunku przepływu impulsów cenowych, (iv) testy występowania kointegracji dla par szeregów (FOB – CPT) cen eksportowych i regionalnych oraz (v) oszacowania modeli ARDL-ECM dla wybranych par regionów i podokresów.

Na rysunku 4.8 zilustrowano różnice między ceną eksportową (FOB) a średnią ceną regionalną CPT (linia niebieska) oraz ich logarytmiczne różnice (przerywana linia czerwona). W latach 2016-2024 obserwowano zmiany różnic w czasie między cenami eksportowymi i regionalnymi, co wskazuje na zmiany kosztów wymiany handlowej i warunków eksportu oraz może sugerować zmienną siłę powiązań między rynkami regionalnymi a rynkiem eksportowym. Stabilne i bliskie zeru wartości różnic cen lub ich logarytmów oznaczają ścisłą synchronizację cen, a większe odchylenia sugerują wzrost premii związanej z kosztami dostaw do portu, w tym ryzyka.



Rysunek 4.8. Różnice (USD/tonę) między ceną FOB a średnią cen regionalnych oraz ich logarytmów w latach 2016-2024

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [04.2025].

W okresie od stycznia 2016 r. do lutego 2022 r. różnice oscylują blisko zera, a amplituda wahań wynosi około 50 USD/tonę (ok. 20% poziomu cen). Od marca 2022 r. następuje gwałtowny wzrost dodatniej luki cenowej FOB – CPT ($FOB > CPT$), z maksimum w czerwcu, lipcu 2022 r., odzwierciedlający wzrost kosztów logistycznych i premii za ryzyko po zablokowaniu ukraińskich portów morskich. W latach 2023-2024 widoczna jest stopniowa normalizacja – luka cenowa maleje, zbliżając się do poziomów obserwowanych przed wojną.

Dodatkowo zauważyć można w okresie pandemii COVID-19 ujemne różnice ($CPT > FOB$), wskazujące, że cena regionalna jest wyższa od ceny w porcie. Na gruncie logiki powinno to spowodować, że eksport ziarna kukurydzy z głębi kraju stał się nieopłacalny (a w rzeczywistości miał miejsce). Mimo podejmowanych prób, nie udało się zdiagnozować przyczyn tego stanu rzeczy. Niemniej jednak może to sugerować zmianę strukturalną w relacji cen związaną ze sposobem ujmowania cen CPT lub FOB. Należy dodać, że do końca nie jest jasna sprawa zwrotu podatku VAT dla eksporterów, aczkolwiek informacje zebrane w tabeli 3.2 wskazują, że w tym czasie mogło dojść do zmian w tej kwestii.. Zaobserwowane zmiany strukturalne mogą naruszać stabilność parametrów i np. obniżać moc testów

kointegracyjnych, dlatego dalsze analizy prowadzono są tylko z podziałem na podokresy (nie analizowano całej próby) oraz dodatkowo uwzględniono możliwość pojawienia zmiany strukturalnej w 2020 r. Z uwagi na powolną zbieżność cen regionalnych i cen eksportowych, głównie w czasie wojny, uwzględnienie trendu w specyfikacjach modeli ekonometrycznych, szczególnie w ostatnim podokresie, wydaje się być konieczne.

Ocena konwergencji cen regionalnych i cen eksportowych

W pierwszym kroku dostosowania cen regionalnych i eksportowych na rynku kukurydzy na Ukrainie oceniono przez pryzmat β -konwergencji. Wykorzystane modele panelowe bazują na szeregach czasowych różnic logarytmów cen (cena eksportowa minus cena regionalna). Oznacza to, że dysponowano szeregami cen dla 17 przekrojów. Warto podkreślić, że konwergencja zakłada wzajemne dostosowania wszystkich cen regionalnych (jako grupy) do ceny eksportowej bez przyjmowania założenia o kierunku przyczynowości. Modele panelowe oszacowano przy czterech specyfikacjach (wzory 0.3-0.6): (i) Pooled model, (ii) model z efektami stałymi, (iii) model z efektami stałymi i indywidualnymi trendami, (iv) model z efektami stałymi i wspólnymi efektami czasowymi. Z metodycznego punktu widzenia, kontrola efektów czasowych i trendów jednostkowych pozwala oddzielić prawidłowości przywracania równowagi od wspólnych szoków i zmian relacji długookresowych w czasie.

Tabela 4.6 prezentuje wyniki oszacowań panelowych modeli β -konwergencji pomiędzy ceną eksportową (FOB) a cenami regionalnymi w Ukrainie. W kolumnach zawarto parametr ρ (ujemny ρ oznacza wzajemne dostosowania cen – konwergencję), odpowiadającą mu miarę konwergencji β oraz Half-Life (H-L) – liczbę tygodni potrzebnych do zredukowania odchylenia od stanu równowagi o 50%. Zawarte tam wyniki potwierdzają statystycznie istotną β -konwergencję cen regionalnych i eksportowych. Przy czym siła dostosowań w znacznej mierze uzależniona jest od postaci wykorzystanego modelu i towarzyszących mu założeń.

Tabela 4.6. Wyniki estymacji panelowych modeli konwergencji typu β między szeregami regionalnych i eksportowych cen kukurydzy na Ukrainie

Wyszczególnienie	Model Pooled OLS (I)			Model z efektami stałymi (II)		
	ρ	β	Half-Life	ρ	β	Half-Life
Konwergencja typu beta wg lat						
2016	-0,29***	0,34	2,04	-0,31***	0,36	1,91
2017	-0,09***	0,09	7,37	-0,10**	0,11	6,45
2018	-0,11***	0,11	6,26	-0,21***	0,24	2,95
2019	-0,12***	0,13	5,26	-0,20***	0,22	3,20
2020	-0,13***	0,13	5,13	-0,15***	0,17	4,14
2021	-0,06***	0,06	11,37	-0,08	0,08	8,71
2022	-0,04***	0,04	16,57	-0,04*	0,04	16,31
2023	-0,09***	0,09	7,74	-0,11***	0,11	6,11
2024	-0,04***	0,04	16,75	-0,04**	0,04	16,00
Konwergencja typu beta wg przedziałów czasowych						
sty.2016-lut.2022	-0,08***	0,08	8,44	-0,14***	0,15	4,49
sie.2022-gru.2024	-0,03***	0,03	20,01	-0,03***	0,04	19,57
Wyszczególnienie	Model z efektami stałymi i indywidualnymi trendami (III)			Model z efektami stałymi i wspólnymi efektami czasowymi (IV)		
	ρ	β	Half-Life	ρ	β	Half-Life
Konwergencja typu beta wg lat						
2016	-0,48**	0,62	1,13	-0,27***	0,30	2,27
2017	-0,16	0,17	3,98	-0,15**	0,16	4,39
2018	-0,22**	0,25	2,80	-0,18***	0,19	3,57
2019	-0,32***	0,38	1,82	-0,29***	0,34	2,02
2020	-0,28***	0,32	2,15	-0,23***	0,26	2,69
2021	-0,34***	0,40	1,73	-0,22***	0,25	2,81
2022	-0,04	0,04	18,44	-0,13***	0,14	5,03
2023	-0,10**	0,10	6,80	-0,22***	0,25	2,81
2024	-0,30***	0,35	2,00	-0,21***	0,24	2,95
Konwergencja typu beta wg przedziałów czasowych						
sty.2016-lut.2022	-0,11***	0,12	5,83	-0,14***	0,15	4,49
sie.2022-gru.2024	-0,11***	0,11	6,19	-0,12***	0,13	5,46

Uwagi: poziomy istotności: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$. Różnice między współczynnikami β i H-L dla tych samych współczynników ρ wynikają z zaokrągleń.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [04.2025].

Generalnie tempo warunkowej β -konwergencji jest silniejsze niż β -konwergencji absolutnej (współczynniki β w modelu Pooled są niższe niż w pozostałych), choć w okresie przedwojennym nie są to bardzo duże różnice. W przypadku modelu z efektami stałymi brak statystycznej istotności konwergencji wykazano w latach 2021-2022, a w modelu z wyrazem wolnym i indywidualnymi trendami w latach 2017 i 2022. Z kolei w modelu z wyrazem wolnym i efektami czasowymi statystycznie istotne dostosowania cen eksportowych i regionalnych miały miejsce we wszystkich latach i podokresach (podobnie jak w Pooled

OLS). Model z efektami stałymi i wspólnymi efektami czasowymi ukazuje beta-konwergencję po uwzględnianiu wspólnych szoków. Skontrolowanie wpływu wojny w ramach tego modelu wskazuje, że ceny regionalne i eksportowe na Ukrainie były statystycznie istotnie powiązane ze sobą również w 2022 r. ($\rho = 0,13$, $\beta = 0,14$). Pokazuje to, że kluczowe w tego typu badaniach jest przyjęcie odpowiedniej postaci modelu panelowego oraz modeli towarzyszących i założeń.

Biorąc pod uwagę wyniki otrzymane na podstawie wszystkich modeli konwergencji warunkowej (tab. 4.6), stwierdzono, że najsilniejsza konwergencja cen miała miejsce w latach 2016 oraz 2018-2019 (H-L nie przekroczył 4 tygodni). Wyniki z modeli konwergencji potwierdzają, że najsilniejsze zmiany strukturalne relacji cen eksportowych i cen regionalnych miały miejsce w 2022 r. Dla tego roku tempo konwergencji było najmniejsze, a półokresy dostosowań najdłuższe.

W okresie przed wojną (styczeń 2016 – luty 2022 r.) warunkowa konwergencja cen regionalnych i eksportowych jest widoczna niezależnie od zastosowanego modelu (przy parametrach β zawierających się w przedziale 0,12-0,15). Z kolei w czasie wojny, po podpisaniu umowy BSGI, konwergencja cen zakładająca występowanie heterogenicznych trendów czy też uwzględniająca czynniki zewnętrzne w postaci wspólnych efektów czasowych (β odpowiednio 0,11 i 0,12) była znacznie silniejsza niż konwergencja zakładająca trwałe i niezmiennie w czasie różnice cen ($\beta = 0,04$) czy też ich całkowite wyrównanie ($\beta = 0,03$). O ile przed wojną wystarczający był model z efektami stałymi, to w czasie wojny dla uchwycenie dostosowań cenowych należy stosować modele z indywidualnymi trendami lub efektami czasowymi z uwagi na zmienne w czasie koszty wymiany handlowej. Ogólnie badania nie potwierdzają, że przed wojną dostosowania cen regionalnych i eksportowych były szybsze niż w czasie wojny (od sierpnia 2022 r.).

Ocena przyczynowości w sensie Grangera

Przyczynowość w sensie Grangera stanowi punkt wyjścia do pogłębionej oceny relacji między cenami regionalnymi a ceną eksportową. Analizę wykonano zgodnie z procedurą Toda-Yamamoto (1995) dla dwóch wersji składników deterministycznych modelu i dwóch podokresów (w sumie 136 równań). Warto dodać, że uwzględnienie trendu liniowego w równaniach testujących zwykle nie zmienia wniosków w porównaniu do

modelu tylko z wyrazem wolnym. Zestawienie optymalnych rzędów opóźnień dla wyróżnionych podokresów wybrano automatycznie wykorzystując kryterium informacyjne AIC.

Tabela 4.7. Wyniki testowania przyczynowości między szeregami regionalnych i eksportowych cen kukurydzy na Ukrainie wg procedury Toda-Yamamoto

Region	Model z wyrazem wolnym				Model z wyrazem wolnym i trendem			
	H0: FOB $\neq$ > CPT		H0: CPT $\neq$ > FOB		H0: FOB $\neq$ > CPT		H0: CPT $\neq$ > FOB	
	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
CZERKASKI	11,17 ***	5,27 ***	2,25	3,56 **	11,20 ***	7,38 ***	2,00	3,58 **
CZERNIHOWSKI	9,35 ***	5,86 ***	1,03	4,70 **	9,23 ***	7,41 ***	0,85	4,39 **
DNIEPROPIETROWSKI	8,10 ***	4,36 **	6,61 ***	3,01 *	8,36 ***	5,71 ***	6,04 ***	2,80 *
IWANOFRANKOWSKI	23,99 ***	6,05 ***	6,00 **	2,62 *	23,44 ***	9,01 ***	5,62 **	2,71 *
CHARKOWSKI	13,57 ***	5,00 **	2,21	4,94 ***	13,69 ***	6,97 ***	1,91	4,96 ***
CHMIELNICKI	21,12 ***	1,36	5,86 **	4,70 ***	20,77 ***	2,59 *	5,51 **	5,09 ***
KIJOWSKI	8,50 ***	7,18 ***	16,73 ***	6,46 ***	8,36 ***	9,14 ***	15,96 ***	6,35 ***
KROPIWNICKI	9,28 ***	8,72 ***	7,07 ***	18,45 ***	9,48 ***	9,74 ***	6,55 ***	16,97 ***
LWOWSKI	24,69 ***	4,41 **	4,65 **	2,02	24,15 ***	6,79 ***	4,34 **	2,24
MIKOŁAJOWSKI	4,89 ***	8,88 ***	16,92 ***	11,19 ***	5,41 ***	11,78 ***	16,57 ***	11,29 ***
ODESKI	4,83 ***	5,51 **	17,88 ***	14,99 ***	5,36 ***	7,78 ***	17,24 ***	15,44 ***
POŁTAWSKI	7,96 ***	5,71 ***	19,03 ***	6,65 ***	8,05 ***	7,37 ***	18,14 ***	6,48 ***
SUMSKI	35,26 ***	4,32 **	1,33	2,72	34,87 ***	5,53 **	1,16	1,94
WINNICKI	8,62 ***	9,23 ***	7,71 ***	5,67 ***	8,91 ***	12,81 ***	7,26 ***	5,69 ***
WOŁYŃSKI	20,59 ***	6,11 ***	3,95 **	1,55	20,01 ***	10,62 ***	3,75 *	1,61
ZAPOROSKI	7,11 ***	7,67 ***	6,32 ***	3,52 **	7,72 ***	9,07 ***	5,81 ***	3,36 **
ŻYTOMIERSKI	14,61 ***	5,34 ***	2,48 *	5,51 ***	14,40 ***	7,47 ***	2,22	5,72 ***
Suma statystyk F	233,64	100,98	128,03	102,26	233,41	137,17	120,93	100,63

Uwagi: poziomy istotności: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [04.2025].

W tabeli 4.7 zestawiono wyniki testowania hipotez zerowych o braku przyczynowości w sensie Grangera ($\text{FOB} \neq > \text{CPT}$ oraz $\text{CPT} \neq > \text{FOB}$) w dwóch podokresach. Odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie $p = 0,05$ interpretuje się jako występowanie istotnej przyczynowości w sensie Grangera. W okresie przedwojennym (od stycznia 2016 do lutego 2022 r.) dominuje kierunek od cen FOB do cen regionalnych CPT. W przypadku wszystkich obwodów odrzucamy H_0 o braku przyczynowości ($\text{FOB} \neq > \text{CPT}$), na co wskazują wysokie oraz istotne statystyki F zarówno w modelu z trendem, jak i z trendem oraz wyrazem wolnym. Również tutaj wyższe sumy statystyk F dla $H_0: \text{FOB} \neq >$

CPT w porównaniu do H0: $CPT \neq > FOB$ (odpowiednio 233,64 vs 128,03 oraz 233,41 vs 120,93 w modelu z wyrazem wolnym oraz w modelu z wyrazem wolnym i trendem liniowym) jednoznacznie wskazują, że sygnał cenowy z rynku eksportowego był głównym źródłem predykcji dla cen lokalnych. W przypadku regionów portowych i regionów „węzłowych” (m.in. odeski, mikołajowski, kijowski, kropiwnicki, poławski) pojawia się dwukierunkowa przyczynowość – zgodna z rolą tych lokalizacji w procesie odkrywania cen (bliskość portów/terminali, koncentracja podaży).

W kolejnym podokresie (od sierpnia 2022 do grudnia 2024 r.) przyczynowość od cen eksportowych FOB do cen regionalnych CPT słabnie (notowano niższe wartości statystyk F, a wyniki testowania nie zawsze są istotne statystycznie). Sumy statystyk F dla alternatywnych hipotez ($FOB \neq > CPT$ vs $CPT \neq > FOB$) niewiele się różnią od siebie dla analogicznych modeli (100,98 vs 102,26 oraz 137,17 vs 100,63). Odczytujemy to jako przesunięcie środka ciężkości ustalania cen w głąb kraju w efekcie zakłóceń korytarzy czarnomorskich i zwiększenia roli korytarzy lądowych. Podyktowane jest to znaczącą zmianą kanałów transportowych, w tym wydłużeniem czasu transportu wewnątrz kraju, oraz wzrostem kosztów logistycznych w czasie trwającego konfliktu zbrojonego. Wysokie zapasy kukurydzy również powodowały, że producenci rolni byli skłonni do szybszej sprzedaży i „zejścia z ceny”, co również mogło być uwidocznione w wynikach testów. Konkludując, na podstawie uzyskanych wyników też nie można przyjąć, że ceny FOB determinują ceny regionalne w takim stopniu jak to miało miejsce przed wojną.

Ocena kointegracji w świetle ARDL bound-test

Po testach przyczynowości kolejnym krokiem była weryfikacja występowania relacji długookresowych między cenami eksportowymi i cenami regionalnymi. W tym celu zastosowano test graniczny ARDL (ARDL bound-test) według Pesarana, Shina i Smitha (2001). W tabeli 4.8 przedstawiono wartości statystyki F z testu granicznego ARDL dla relacji długookresowej między ceną FOB (zmienna niezależna) a regionalnymi cenami CPT (zmienna zależna). Ten kierunek zależności wynika z oczekiwań oraz z faktu, że częściej taki kierunek przyczynowości był widoczny (tab. 4.7). Wyniki dla odwrotnego kierunku zależności ($FOB \Rightarrow CPT$), gdzie zmienna CPT występuje w roli zmiennej niezależnej, przedstawiono w załącznikach (aneks, tab. A.4.11). Wnioski z tych dwóch specyfikacji są w

dużej mierze zgodne ze sobą, szczególnie w czasie wojny. Należy też zwrócić uwagę, iż w specyfikacji zamieszczonej w aneksie kointegracja ma miejsce bez zmiennej strukturalnej (por. tab. 4.8 i A.4.11).

Kointegrację testowano dla dwóch specyfikacji składników deterministycznych – z wyrazem wolnym oraz z wyrazem wolnym i trendem (trend ujęto w relacji długookresowej w celu uchwycenia potencjalnego wpływu różnego tempa zmian cen regionalnych i eksportowych po wojnie, por. rys. 4.8). Obliczenia wykonano dla dwóch podokresów (I: od stycznia 2016 do lutego 2022 r.; II: od sierpnia 2022 do grudnia 2024 r.). Wyniki dla całego okresu uznano za niezasadne do analiz ze względu na silny wpływ zmian strukturalnych związanych z wojną (por. rys. 4.8).

W tabeli 4.8 zawarto wyniki przy założeniu, że cena regionalna CPT jest zmienną zależną, na co wskazują oczekiwania oraz częściowo wyniki testów przyczynowości. Wyniki tam zawarte są wyraźnie zróżnicowane w zależności od analizowanego podokresu oraz specyfikacji modelu. W okresie od stycznia 2016 do lutego 2022 r., w podstawowym modelu z wyrazem wolnym oraz z wyrazem wolnym i trendem, jedynie w kilku regionach (czernihowskim, charkowskim, sumskim, żytomierskim) statystyka F wyraźnie przekracza progi krytyczne $I(1)$. Brak kointegracji między szeregami cen eksportowych i regionalnych w okresie przedwojennym jest dosyć nieoczekiwany, biorąc pod uwagę silne uzależnienie Ukrainy od eksportu kukurydzy oraz wyniki badań konwergencji (tab. 4.6) czy przyczynowości (tab. 4.7). Głębsza analiza rysunku 4.8 wskazuje, że w 2020 r. mogło dojść do zmiany strukturalnej w relacji cen eksportowych i wewnętrznych, doprowadzając do tego, że ceny wewnętrzne były wyższe od cen FOB. W związku z tym zdecydowano o włączeniu do relacji kointegrującej dodatkowej zmiennej zero-jedynkowej (od marca 2020 do lutego 2022 r.) w celu uchwycenia potencjalnych zmian strukturalnych. Oszacowania modelu uwzględniającego zmiany strukturalne zdecydowanie zwiększają liczbę relacji kointegrujących w modelu z wyrazem wolnym – z 5 do 16 regionów. W modelu z trendem istotnych związków długookresowych jest 13 na 17 możliwych.

Tabela 4.8. Wyniki testowania kointegracji między szeregami regionalnych i eksportowych cen kukurydzy na Ukrainie z wykorzystaniem testu granicznego (wartości statystyki F, zmienna niezależna cena FOB)

Region	Model z wyrazem wolnym			Model z wyrazem wolnym i trendem		
	Standardowy	Ze zmianą strukt. III.2020	Standardowy	Standardowy	Ze zmianą strukt. III.2020	Standardowy
	sty.2016-lut.2022	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024	sty.2016-lut.2022	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
CZERKASKI	3,15	4,53	9,62	3,67	4,48	10,00
CZERNIHOWSKI	5,91	7,42	10,39	6,10	7,38	9,02
DNIEPROPIETROWSKI	3,09	4,43	10,37	3,96	4,36	9,17
IWANOFRANKOWSKI	2,86	5,18	9,58	3,16	5,50	11,81
CHARKOWSKI	5,13	7,26	10,69	5,64	7,07	10,42
CHMIELNICKI	2,84	5,91	11,00	3,07	6,05	11,88
KIJOWSKI	3,81	5,30	7,18	4,19	5,25	7,04
KROPIWNICKI	2,69	4,27	7,47	3,47	4,19	6,97
LWOWSKI	2,91	5,30	8,06	2,98	5,54	9,65
MIKOŁAJOWSKI	1,71	3,50	6,78	2,59	3,37	10,50
ODESKI	2,16	3,65	6,95	3,27	3,61	10,28
POŁTAWSKI	3,24	5,15	9,37	3,98	5,01	8,24
SUMSKI	5,09	7,08	5,06	5,72	7,01	6,45
WINNICKI	3,50	5,52	9,16	4,49	5,44	10,15
WOŁYŃSKI	3,00	5,05	11,16	2,92	6,03	17,03
ZAPOROSKI	2,92	4,17	8,70	4,11	4,13	7,49
ŻYTOMIERSKI	5,05	6,68	9,94	5,19	6,67	10,67

Uwagi: pogrubieniem czcionki zaznaczono jednoznaczny wynik odrzucenia hipotezy zerowej dla progów $I(1)$. Wyniki przedstawiono dla dwóch specyfikacji na poziomie istotności $p = 0,05$; progi krytyczne dla modelu z wyrazem wolnym: $I(0) = 3,10$, $I(1) = 3,835$; oraz modelu z wyrazem wolnym i trendem: $I(0) = 4,013$, $I(1) = 4,583$. Dla przeliczeń uwzględniających zmiany strukturalne: – model ze stałą: $I(0) = 3,1778$, $I(1) = 3,6364$; model ze stałą i trendem: $I(0) = 3,7234$, $I(1) = 4,2135$.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [04.2025].

W okresie od sierpnia 2022 do grudnia 2024 r. statystyki testowe dla wszystkich obwodów przekraczają krytyczne progi $I(1)$. Włącznie komponentu deterministycznego nieco zwiększa poziomy statystyki testowej (F). Sugeruje to, że po szoku relację FOB/CPT współkształtuje wspólny trend deterministyczny (zmienne w czasie koszty/ryzyko), który nie jest wychwytywany w modelu bez trendu. Również w badaniach konwergencji (tab. 4.6) uwzględnienie trendów w specyfikacji modeli silnie wpłynęło na uzyskane wyniki badań.

Poprawa dopasowania po włączeniu trendu wskazuje, że mechanizm arbitrażu pozostał sprawny, lecz działał wokół nowej ścieżki równowagi (reorganizacja logistyki, korytarze przez UE, zmiany kursowe). Innymi słowy – po ukształtowaniu się nowych

łańcuchów logistycznych i adaptacji nowych zasad rozliczeń mechanizm wyrównywania cen znów działał relatywnie spójnie, co widać w przewadze wyników powyżej progu I(1). Wynika to z tego, że po szoku w początkowej fazie rosyjskiej inwazji na Ukrainę rynek szybko przeszedł do nowego reżimu, gdzie ceny wewnętrzne były silnie determinowane przez nowe korytarze lądowe i morskie (w ramach BSGI, przez porty rumuńskie oraz w ramach nowego korytarza zbożowego).

Ocena kointegracji na podstawie podejścia Engle’a-Grangera

W celu dodatkowej weryfikacji wcześniej przedstawionych wyników kointegracji został dodatkowo zastosowany test kointegracji wg dwuetapowej procedury Engle’a-Grangera (Engle i Granger, 1987). Opis metody testowania przedstawiono we wstępie części metodycznej. Szczegółowe wyniki analizy zamieszczono w tabeli 4.9. Ujemna i istotna statystyka tau oznacza, że reszty relacji kointegrującej są stacjonarne, a więc cena eksportowa (FOB) i ceny regionalne (CPT) są w stanie równowagi długookresowej.

Tabela 4.9. Wyniki testowania kointegracji wg procedury Engle’a-Grangera między szeregami regionalnych i eksportowych cen kukurydzy na Ukrainie (wartości statystyki tau, zmienna objaśniająca – cena eksportowa FOB)

Region	Model z wyrazem wolnym		Model z wyrazem wolnym i trendem	
	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
CZERKASKI	-4,00***	-1,34	-3,86**	-4,81***
CZERNIHOWSKI	-4,33***	-1,31	-4,29**	-3,32
DNIEPROPIETROWSKI	-3,96***	-1,61	-3,98**	-3,55*
IWANOFRANKOWSKI	-4,94***	-1,63	-4,85***	-4,00**
CHARKOWSKI	-4,44***	-1,50	-4,50***	-3,67*
CHMIELNICKI	-4,67***	-1,54	-4,61***	-4,85***
KIJOWSKI	-4,23***	-1,20	-4,17**	-3,36
KROPIWNICKI	-3,82**	-1,29	-3,78*	-3,69*
LWOWSKI	-4,54***	-1,37	-4,45***	-4,18**
MIKOŁAJOWSKI	-4,09***	-1,63	-4,35***	-4,99***
ODESKI	-4,04***	-1,58	-4,27**	-4,79***
POLTAWSKI	-4,30***	-1,38	-4,28**	-4,27**
SUMSKI	-4,22***	-1,52	-4,64***	-3,39
WINNICKI	-4,13***	-1,47	-4,10**	-4,63***
WOŁYŃSKI	-5,08***	-1,98	-4,90***	-4,78***
ZAPOROSKI	-4,04***	-1,37	-4,30**	-3,38
ŻYTOMIERSKI	-4,39***	-1,30	-4,34***	-3,96**

Uwagi: poziomy istotności: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,10.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [04.2025].

Wnioski z testu kointegracji Engle’a-Grangera (EG) znacząco różnią się od wyników testu granicznego ARDL. Hipoteza zerowa o braku kointegracji w pierwszym podokresie (od stycznia 2016 do lutego 2022 r.) w teście EG w specyfikacji ze stałą została odrzucona dla wszystkich regionów. W teście granicznym analogiczna specyfikacja pozwoliła na odrzucenie H_0 tylko w pięciu przypadkach. Z kolei w specyfikacji modelu EG z wyrazem wolnym i trendem tylko w jednym przypadku odrzucono H_0 (tab. 4.9).

W podokresie obejmującym okres trwania konfliktu zbrojonego (sierpień 2022 – grudzień 2024 r.) hipotezę o braku związków długookresowych odrzucono jedynie w specyfikacji z wyrazem wolnym i trendem (w 10 na 17 przypadków przy poziomie istotności $p = 0,05$). Jest to mniejsza liczba odrzuceń H_0 niż w teście granicznym (tab. 4.7). Rozbieżności między podejściem EG a ARDL-ECM są istotne, natomiast należy zauważyć, że test EG ma mniejszą moc w obecności zmian strukturalnych w porównaniu do testu granicznego (Narayan, 2005). W załącznikach przedstawiono również wyliczenia relacji odwróconej $CPT \Rightarrow FOB$ (aneks, por. tab. A.4.12). Należy zwrócić uwagę, iż wyniki testów są zbliżone, niemniej jednak dla okresu od sierpnia 2022 do grudnia 2024 r. notowano tam nawet więcej relacji długookresowych.

Szybkość dostosowań w modelach korekty błędem

Jako uzupełnienie badań oszacowano modele korekty błędem (równania 0.13–0.14) między cenami regionalnymi i eksportowymi dla regionów, dla których odrzucono H_0 o braku kointegracji na poziomie istotności $p = 0,05$ (por. tabele 4.8 i 4.9). Dla każdego podokresu oszacowano jeden model ARDL-ECM oraz jeden model EG-ECM (tab. 4.10). Przy czym w okresie od sierpnia 2022 r. były to specyfikacje z wyrazem wolnym i trendem z uwagi na to, że trend odpowiadał za powolną zbieżność cen regionalnych i eksportowych w tym czasie (rys. 4.8) i był statystycznie istotny. W okresie przedwojennym był to model z wyrazem wolnym (EG-ECM) oraz z wyrazem wolnym i dyskutowaną wcześniej zmianą strukturalną w marcu 2023 r. (ARDL-ECM). W aneksie (tab. A.4.13) zawarto analogiczną tabelę, w której w oszacowanych modelach zmienną zależną jest cena eksportowa FOB.

Wyniki zaprezentowane w tabeli 4.10 zawierają oszacowania parametru szybkości dostosowania do równowagi długookresowej λ oraz informacje o półokresie korekty odchylenia od równowagi (Half-Life, H-L). Generalnie można zauważyć, że w czasie wojny

dostosowania cen do równowagi długookresowej nie były wolniejsze niż przed wojną. Podobne wnioski można wysnuć na podstawie zaprezentowanych wcześniej badań konwergencji (tab. 4.6), gdzie w szczególności modele z indywidualnymi trendami (III) i wspólnymi efektami czasowymi (IV) wskazują na zbliżone tempo konwergencji cen regionalnych i eksportowych w tych dwóch podokresach. W okresie przedwojennym oszacowane tempa powrotu cen do równowagi wynoszą od 4 do 13% tygodniowo. Poza drobnymi wyjątkami korekta połowy odchyłeń od równowagi nie zajmuje więcej niż 10 tygodni. Podobnie jest w okresie od sierpnia 2022 do grudnia 2024 r. Można zatem wskazać, że mimo wojny dostosowania cen eksportowych i regionalnych są dosyć szybkie.

Tabela 4.10. Parametry szybkości dostosowania cen regionalnych i eksportowych na Ukrainie do równowagi długookresowej λ oraz H-L (w nawiasie) w wybranych modelach ARDL-ECM oraz EG-ECM (zmienna objaśniająca – cena eksportowa FOB)

Region	sty.2016-lut.2022		sie.2022-gru.2024	
	ARDL-ECM (z wyrazem wolnym i zmianą struktur.)	EG-ECM (z wyrazem wolnym)	ARDL-ECM (z wyrazem wolnym i trendem)	EG-ECM (z wyrazem wolnym i trendem)
CZERKASKI	-0,10 (6,66)	-0,07 (9,99)	-0,10 (6,53)	-0,11 (6,05)
CZERNIHOWSKI	-0,13 (4,88)	-0,09 (7,36)	-0,08 (7,82)	-
DNIEPROPIETROWSKI	-0,09 (7,16)	-0,06 (10,77)	-0,08 (7,83)	-
IWANOFRANKOWSKI	-0,12 (5,43)	-0,11 (6,27)	-0,11 (5,89)	-0,09 (7,01)
CHARKOWSKI	-0,13 (5,02)	-0,09 (7,64)	-0,10 (6,64)	-
CHMIELNICKI	-0,12 (5,24)	-0,09 (7,67)	-0,10 (6,71)	-0,10 (6,86)
KIJOWSKI	-0,12 (5,64)	-0,08 (8,6)	-0,09 (7,16)	-
KROPIWNICKI	-0,09 (6,99)	-0,06 (11,94)	-0,08 (8,22)	-
LWOWSKI	-0,11 (5,95)	-0,09 (7,71)	-0,01 (6,44)	-0,10 (6,68)
MIKOŁAJOWSKI	-	-0,04 (15,64)	-0,13(4,86)	-0,13 (5,06)
ODESKI	-0,07 (9,07)	-0,05 (13,51)	-0,13(5,06)	-0,11 (5,8)
POŁTAWSKI	-0,11 (5,97)	-0,07 (9,04)	-0,09 (7,68)	-0,10 (6,93)
SUMSKI	-0,09 (7,28)	-0,09 (7,51)	-0,05 (12,95)	-
WINNICKI	-0,12 (5,65)	-0,07 (9,84)	-0,11 (5,9)	-0,11 (5,84)
WOŁYŃSKI	-0,11 (6,04)	-0,09 (7,34)	-0,13 (5,15)	-0,11 (5,89)
ZAPOROSKI	-0,08 (8,11)	-0,06 (11,18)	-0,08 (7,81)	-
ŻYTOMIERSKI	-0,12 (5,31)	-0,09 (7,55)	-0,10 (6,91)	-0,09 (7,77)

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [04.2025].

5. Integracja cenowa w wymiarze międzynarodowym

5.1. Właściwości szeregów czasowych

Wykorzystane szeregi czasowe

W tym rozdziale dokonano oceny integracji cenowej ukraińskiego rynku kukurydzy w wymiarze międzynarodowym. Analiza obejmuje trzy obszary geograficzne oceny powiązań cenowych ukraińskiego rynku kukurydzy w latach 2010-2024: z głównymi światowymi eksporterami, z krajami zachodnimi UE oraz z krajami wschodnimi UE. W zakresie analiz globalnych badano powiązania cenowe z USA, Argentyną, Brazylią, Rosją oraz Francją (będącą głównym producentem i reprezentantem Unii Europejskiej). Wybór tych krajów był podyktowany ich istotnym znaczeniem w światowym eksporcie kukurydzy (por. rozdział 3.2). Z uwagi na rosnące znaczenie UE w handlu z Ukrainą (w tym w czasie wojny) oraz wzrost powiązań instytucjonalnych dużą część badań poświęcono integracji cenowej ukraińskiego i unijnych rynków kukurydzy. W przypadku Unii Europejskiej badania realizowano w podziale na dwa agregaty – kraje wschodniej UE oraz kraje zachodniej UE. Oczekiwano, że z uwagi na bliskość do Ukrainy oraz pozycję eksportową (analizowane kraje zachodniej UE są głównie importerami, a wschodniej UE eksporterami kukurydzy) powiązania cenowe mogą być nieco inne.

Podsumowując, dobór krajów został dokonany według następujących kryteriów: znaczenia w globalnym eksporcie kukurydzy, potrzeby weryfikacji ekonomicznie uzasadnionych powiązań cenowych (w szczególności z rynkami UE) oraz dostępności szeregów o częstotliwości tygodniowej i jakości danych (odpowiednia długość próby, ograniczona liczba brakujących obserwacji). Szczegółową specyfikację wykorzystanych szeregów czasowych cen (symbole, formuły cenowe czy źródła danych) przedstawiono w tabeli 5.1.

Tabela 5.1. Specyfikacja tygodniowych szeregów cen kukurydzy dla wybranych krajów

Kraj/region	Symbol	Port/Punkt odniesienia	Formuła	Źródło
Ukraina	UA_FOB	Mikołajów/Odessa	FOB	APK
Unia Europejska	EU	Porty na Renie	FOB	KE
Stany Zjednoczone	USA	GULF, Nowy Orlean	FOB	FAO
Argentyna	ARG	Rosario/San Lorenzo/San Martín	FOB	FAO
Brazylia	BRA	Campinas (São Paulo)	CPT	CEPEA
Rosja	RUS	Morze Czarne, porty głębokowodne	FOB	APK/GP
Polska	PL	Średnia krajowa	DFC	KE
Rumunia	RO	Banat	DFS	KE
Węgry	HU	Wielkie równiny	FG	KE
Bułgaria	BG	Pleven	DFP	KE
Słowenia	SI	Ljubljana	B/D	KE
Francja	FR	Porty na Renie	FOB	KE
Niemcy	DE	Kilonia /Monachium	DPS	KE
Belgia	BE	Bruksela	DPS	KE
Holandia	NL	Rotterdam	CIF	KE
Włochy	IT	Bolonia	CPT	KE
Hiszpania	ES	Badajoz	DFS	KE
Portugalia	PT	Lizbona	B/D	KE

Uwagi: FOB – Free on Board (załadunek na statek w porcie wysyłki; bez frachtu i ubezpieczenia morskiego); CPT – Carriage Paid To (przewóz opłacony do wskazanego miejsca); DFC – Deliver To First Deliver To First Customer (dostawa do pierwszego klienta); DFS – Departure from Silo (dostawa z magazynu/elewatora); DFP – Departure from Farm (odbiór u rolnika); FG – Farm Gate (cena na wyjściu z gospodarstwa); B/D – brak szczegółowych danych.

Źródło: opracowanie własne.

Szeregi czasowe dla poszczególnych krajów pochodzą z kilku źródeł, m.in. Komisji Europejskiej (Agri-food Data Portal: <https://agridata.ec.europa.eu/> [dostęp: 05.2025]), APK-Inform oraz FAO (<https://www.fao.org/giews/en/> [05.2025]) (tab. 5.1). W analizie priorytetowo wykorzystano oficjalne repozytoria instytucji międzynarodowych (KE, FAO), natomiast dane z innych serwisów rynkowych (np. APK-Inform) stosowano pomocniczo, po weryfikacji spójności i jakości. Wykorzystywane szeregi odzwierciedlają różne formuły cenowe w łańcuchu dostaw. Dla głównych eksporterów starano się przyjmować przede wszystkim ceny eksportowe FOB. Dla zachowania spójności między szeregami cen głównych eksporterów tygodniową cenę dla UE reprezentują notowania z francuskich portów nad Renem (czyli FR = EU). W przypadku Brazylii wykorzystano szeregi cen obrazujące transakcje (lokalizacja Campinas, São Paulo) z uwagi na ich porównywalność w czasie oraz pełną próbę. Ceny te były też zbliżone do cen FOB, które posiadano dla

wybranych okresów. Najwięcej problemów było z ceną rosyjską. Większość źródeł przestała publikować te dane po wybuchu pełnoskalowej wojny na Ukrainie lub występują duże braki. Dodatkowo są duże rozbieżności w szacunkach publikowanych cen. Stąd w celu stworzenia ciągłego i jak najbardziej kompletnego szeregu czasowego cen eksportowych rosyjskiej kukurydzy uśredniono ceny z dwóch źródeł: APK-Inform oraz portalu GrainsPrices (GP) (<https://grainsprices.com/> [dostęp: 05.2025]). Ceny te odnoszą się do notowań w głębokowodnych portach Morza Czarnego. Mimo takiej konstrukcji szereg ten zawierał najwięcej brakujących obserwacji, a jego wiarygodność na tle pozostałych notowań jest najmniejsza.

W przypadku krajów Unii Europejskiej praktycznie (poza Francją) brak jest notowań cen FOB (potencjalne takie notowania byłyby tylko w przypadku eksporterów). Stąd badania oparto na istniejących danych w różnych formułach cenowych (tab. 5.1) pozyskanych z Komisji Europejskiej (KE). Część krajów UE pominięto z powodu braku notowań lub niepełnych prób. W przypadkach, gdy dla danego kraju istniało kilka alternatywnych notowań (różne lokalizacje lub formuły), wybierano serię najwiarygodniejszą (najmniej brakujących obserwacji, przyjmowana jako punkt referencyjny w innych analizach).

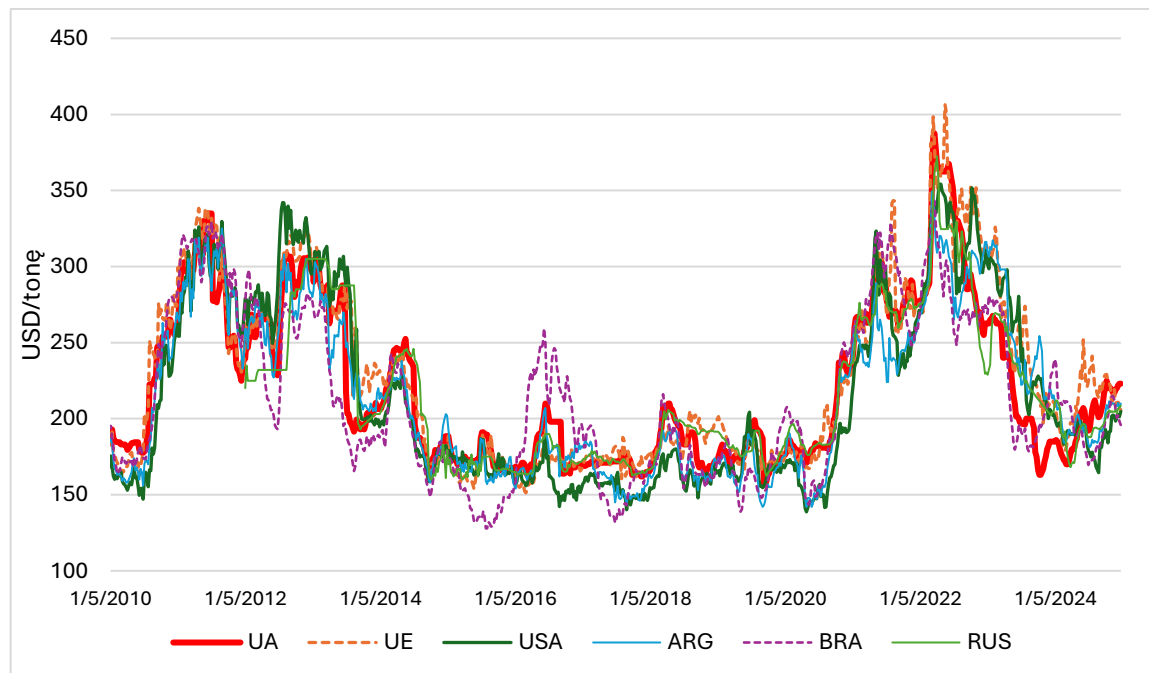
Braki danych (do kilku procent obserwacji) uzupełniono metodami interpolacji, gdzie zastosowano średnią z interpolacji metodą Akima oraz interpolacji liniowej. Wszystkie szeregi czasowe zostały sprowadzone do wspólnej jednostki USD/tonę. Część notowań była publikowana od razu w tej walucie, pozostałe przeliczono na dolary amerykańskie przy użyciu odpowiednich kursów wymiany (źródło kursów: Investing.com [dostęp: 05.2025]).

Zakres czasowy wykorzystanych szeregów obejmuje okres od stycznia 2010 r. do grudnia 2024 r. Ze względu na istotne luki w początkowych notowaniach dla Rosji analizy dla tego kraju prowadzono od stycznia 2012 r. do grudnia 2024 r. Na potrzeby wnioskowania próbę tygodniową podzielono na trzy podokresy: (I) od stycznia 2010 do grudnia 2015 r., (II) od stycznia 2016 do lutego 2022 r., (III) od sierpnia 2022 do grudnia 2024 r. Podział ten odzwierciedla potencjalnie odmienne reżimy kształtowania się tygodniowych cen, wynikające z uwarunkowań omówionych we wstępie rozprawy. Warto podkreślić, że przyjęte reżimy czasowe mają na celu ograniczyć wpływ zmian strukturalnych na wnioskowanie i umożliwić formułowanie wniosków na temat zmian integracji cenowej

ukraińskiego i światowych rynków kukurydzy w czasie. W pierwszym podokresie dostępnych jest 313 obserwacji, w drugim 321, a w trzecim 126.

Ogólna charakterystyka szeregów czasowych

Aby przybliżyć charakter analizowanych szeregów czasowych, wykorzystane tygodniowe szeregi cen przedstawiono na rysunkach 5.1-5.3, a ich podstawowe charakterystyki opisowe zamieszczono w aneksie, w tabeli A.5.1. Wstępna ocena wskazuje na niewielkie zróżnicowanie poziomów cen między głównymi światowymi eksporterami ziarna kukurydzy, ale przy podobnych tendencjach (rys. 5.1). Współczynnik zmienności cen zawartych na rysunku 5.1 w poszczególnych tygodniach mieścił się w przedziale od 0,02 do 0,16 (średnio 0,07), a odchylenie standardowe zawierało się w przedziale 3-40 USD/tonę (średnio 15 USD/tonę). Świadczy to, że zróżnicowanie cen światowych w czasie nie jest duże. Na podstawie analizy wykresów i rozkładów cen (rys. 5.1-5.3) nie stwierdzono regularnych wahań sezonowych. Przeprowadzone testy potwierdziły brak sezonowości, zarówno deterministycznej, jak i stochastycznej.

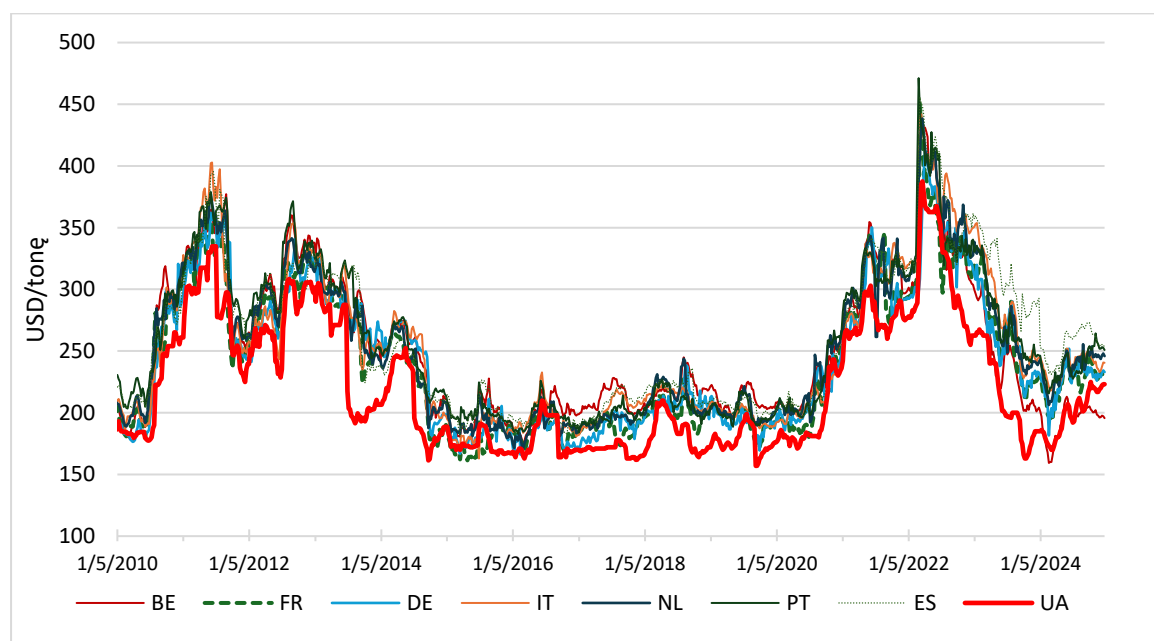


Rysunek 5.1. Poziomy cen kukurydzy na Ukrainie na tle cen głównych eksporterów światowych

Źródło: opracowanie własne na podstawie zestawów wskazanych w tabeli 5.1.

Ocena graficzna (rys. 5.1) wskazywać może na wzajemne powiązanie cen i sugeruje globalny charakter szoków (susze, pandemia COVID-19, wojna na Ukrainie). W latach 2011-2013 oraz 2021-2023 dominowały wysokie ceny, w pozostałych okresach miała miejsce ich stabilizacja. Warto zauważyć, że po agresji Rosji na Ukrainę ceny ukraińskie były średnio około 7 USD/tonę niższe niż w pozostałych krajach, podczas gdy przed wojną były notowane z premią około 4 USD/tonę.

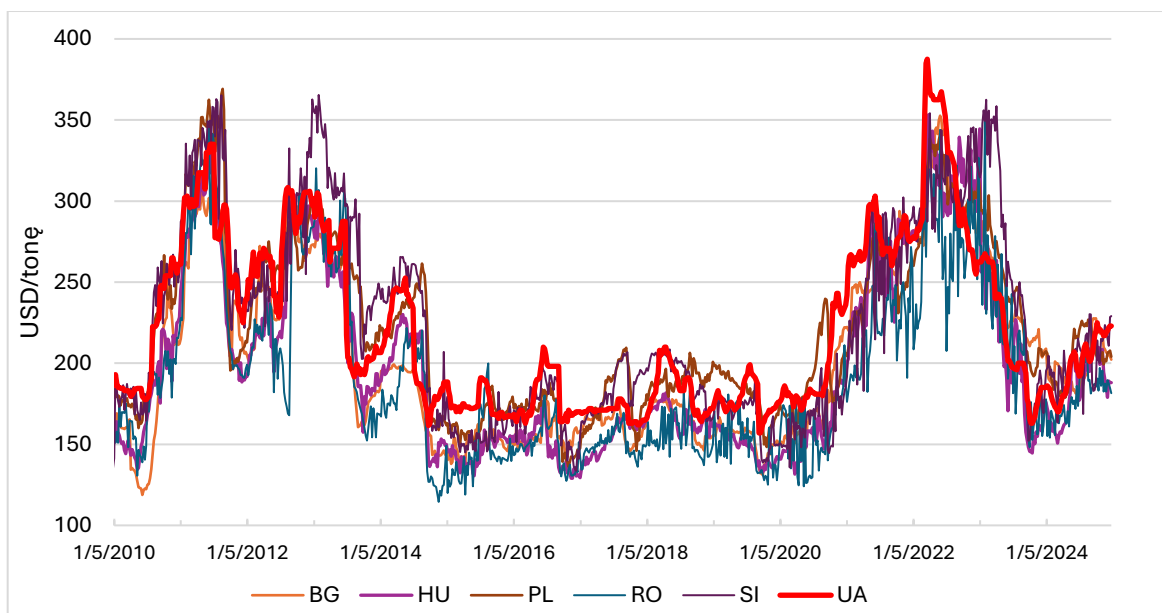
W odróżnieniu od sytuacji zaprezentowanej na rysunkach 5.1 i 5.3, ceny kukurydzy w krajach zachodniej UE są wyższe od eksportowych cen ukraińskich (średnio o około 14% w całym okresie). Wynika to z tego, że kraje zachodniej UE (a w szczególności Włochy, Hiszpania, Portugalia i Holandia) są importerami kukurydzy z Ukrainy (por. rozdział 3.3). Stąd naturalną rzeczą są różnice między lokalizacjami, które pokrywałyby koszty przewozu towaru zgodnie z teoretycznymi przesłankami modelu von Thunena. Różnice cen zależą też od lokalizacji miejsca referencyjnego w UE, które wyznacza koszty transportu, oraz pozycji eksportowej kraju (por. rys. 1.2). Średnio największe różnice między cenami ziarna kukurydzy w zachodniej UE i Ukrainie są w przypadku Hiszpanii (średnio 39 USD/tonę) oraz Portugalii (średnio 36 USD/tonę). Z kolei najniższe w przypadku Francji (21 USD/tonę), która jest również eksporterem netto kukurydzy.



Rysunek 5.2. Poziomy cen kukurydzy na Ukrainie na tle cen w krajach zachodniej UE

Źródło: opracowanie własne na podstawie zestawów wskazanych w tabeli 5.1.

Również w przypadku krajów wschodniej UE widoczna jest silna współzmiennność cen między nimi, jak i cenami ukraińskimi (rys. 5.3). Wskazywać to może na potencjalną integrację cenową. Po epizodzie podwyższonej zmienności cen na początku analizowanego okresu (w latach 2010-2013) nastąpił okres względnej stabilizacji (lata 2014-2020), a następnie gwałtowny wzrost cen w latach 2021-2022. Warto zwrócić uwagę, że do wybuchu wojny ceny ziarna kukurydzy na Ukrainie kształtowały się z reguły powyżej (średnio 4%) cen w krajach wschodniej UE. W tym czasie import kukurydzy z Ukrainy do tych państw był nieistotny (rozdział 3.3). Wraz wybuchem wojny ceny się wyrównały, a w niektórych miesiącach ceny na Ukrainie były nawet niższe, co umożliwiło opłacalny import kukurydzy (dodatkowo dochodzi kwestia zwrotu VAT dla eksporterów).



Rysunek 5.3. Poziomy cen kukurydzy na Ukrainie na tle cen w krajach wschodniej UE

Źródło: opracowanie własne na podstawie zestawów wskazanych w tabeli 5.1.

Ocena stacjonarności szeregów czasowych

Badania cenowej integracji przestrzennej zostały poprzedzone weryfikacją stacjonarności analizowanych szeregów. Formalną weryfikację stacjonarności przeprowadzono testami Dickeya-Fullera (ADF) oraz Phillipsa-Perrona (PP). W tabeli 5.2 przedstawiono wyniki testu ADF dla logarytmów tygodniowych cen kukurydzy (poziomy) oraz dla ich pierwszych różnic.

Tabela 5.2. Wyniki testu ADF dla tygodniowych szeregów logarytmów cen kukurydzy – wartości statystyki τ dla modeli ze stałą oraz ze stałą i trendem

Szereg czasowy: $\ln Y_t$								
Kraje	Model z wyrazem wolnym				Model z wyrazem wolnym i trendem			
	sty.2010- gru.2024	sty.2010- gru.2015	sty.2016- lut.2022	sie.2022- gru.2024	sty.2010- gru.2024	sty.2010- gru.2015	sty.2016- lut.2022	sie.2022- gru.2024
UA	-2,23	-1,48	-0,52	-1,54	-2,23	-2,42	-1,75	-1,57
EU	-2,21	-1,21	-1,08	-1,49	-2,20	-2,07	-2,43	-1,63
USA	-1,87	-1,26	-0,17	-0,89	-1,90	-1,85	-1,61	-1,47
ARG	-2,18	-1,36	-0,20	-1,02	-2,19	-2,08	-1,30	-1,78
BRA	-2,75 *	-1,58	-1,07	-1,57	-2,76	-2,57	-1,78	-2,26
RUS a)	-2,49	-1,50	-0,42	-2,83 *	-2,71	-2,53	-1,99	-2,46
PL	-3,03 **	-2,15	-1,34	-1,48	-3,04	-2,74	-2,64	-1,39
RO	-2,70 *	-1,82	-0,90	-1,52	-2,71	-2,45	-1,97	-1,38
HU	-2,28	-1,68	-0,06	-1,70	-2,28	-2,29	-1,33	-1,77
SI	-2,31	-1,49	-0,78	-1,44	-2,35	-2,29	-1,41	-1,56
BG	-2,39	-1,98	-0,13	-1,63	-2,38	-2,42	-1,20	-1,15
FR	-2,23	-1,48	-0,52	-1,54	-2,23	-2,42	-1,75	-1,57
DE	-2,06	-1,22	-0,88	-1,99	-2,06	-2,04	-1,97	-1,87
BE	-2,50	-1,82	-0,61	-2,23	-2,66	-2,69	-1,64	-1,65
NL	-2,10	-1,30	-0,67	-1,95	-2,09	-2,45	-2,34	-1,54
IT	-2,06	-1,37	0,30	-1,91	-2,04	-2,27	-1,07	-1,80
ES	-1,86	-1,20	0,34	-1,59	-1,84	-2,11	-1,08	-2,02
PT	-1,83	-0,91	0,92	-1,59	-1,84	-1,82	-0,54	-1,19
Szereg czasowy: $d \ln Y_t$								
Kraje	Model bez wyrazu wolnego				Model z wyrazem wolnym			
	sty.2010- gru.2024	sty.2010- gru.2015	sty.2016- lut.2022	sie.2022- gru.2024	sty.2010- gru.2024	sty.2010- gru.2015	sty.2016- lut.2022	sie.2022- gru.2024
UA	-15,69 ***	-10,40 ***	-10,32 ***	-6,28 ***	-15,68 ***	-10,38 ***	-10,38 ***	-6,35 ***
EU	-15,82 ***	-13,12 ***	-9,40 ***	-10,08 ***	-15,81 ***	-13,09 ***	-9,48 ***	-10,15 ***
USA	-27,22 ***	-10,93 ***	-7,69 ***	-10,32 ***	-27,20 ***	-10,91 ***	-7,76 ***	-10,38 ***
ARG	-26,56 ***	-18,59 ***	-15,85 ***	-8,87 ***	-26,55 ***	-18,56 ***	-15,90 ***	-8,89 ***
BRA	-16,79 ***	-10,22 ***	-10,75 ***	-7,19 ***	-16,78 ***	-10,20 ***	-10,76 ***	-7,23 ***
RUS a)	-12,56 ***	-6,66 ***	-10,32 ***	-5,50 ***	-12,56 ***	-6,75 ***	-10,42 ***	-5,66 ***
PL	-10,47 ***	-7,07 ***	-10,21 ***	-6,24 ***	-10,47 ***	-7,06 ***	-10,23 ***	-6,39 ***
RO	-13,54 ***	-21,41 ***	-13,56 ***	-10,44 ***	-13,54 ***	-21,38 ***	-13,59 ***	-10,49 ***
HU	-12,94 ***	-5,90 ***	-19,81 ***	-12,73 ***	-12,94 ***	-5,89 ***	-19,85 ***	-12,75 ***
SI	-15,38 ***	-8,29 ***	-14,53 ***	-13,40 ***	-15,37 ***	-8,28 ***	-14,56 ***	-13,36 ***
BG	-11,08 ***	-6,03 ***	-17,74 ***	-10,05 ***	-11,08 ***	-6,02 ***	-17,81 ***	-10,20 ***
FR	-15,82 ***	-13,12 ***	-9,40 ***	-10,08 ***	-15,81 ***	-13,09 ***	-9,48 ***	-10,15 ***
DE	-30,71 ***	-16,95 ***	-21,57 ***	-5,89 ***	-30,69 ***	-16,92 ***	-21,63 ***	-15,49 ***
BE	-12,51 ***	-9,42 ***	-14,10 ***	-6,37 ***	-12,50 ***	-9,40 ***	-14,19 ***	-9,91 ***
NL	-14,60 ***	-9,78 ***	-11,35 ***	-12,33 ***	-14,59 ***	-9,77 ***	-11,49 ***	-12,47 ***
IT	-14,76 ***	-9,39 ***	-9,39 ***	-5,06 ***	-14,76 ***	-9,37 ***	-9,52 ***	-5,23 ***
ES	-23,75 ***	-14,30 ***	-11,04 ***	-11,46 ***	-23,74 ***	-14,28 ***	-11,18 ***	-11,58 ***
PT	-25,99 ***	-16,05 ***	-9,46 ***	-12,29 ***	-25,98 ***	-16,03 ***	-9,62 ***	-12,40 ***

Uwagi: poziomy istotności: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$. Wartości krytyczne odpowiadają specyfikacji modeli. a) Dla ceny rosyjskiej z powodu ograniczeń test przeprowadzono na zakresie od stycznia 2012 do grudnia 2024 r. oraz od stycznia 2012 do grudnia 2015 r.

Źródło: opracowanie własne na podstawie zestawów wskazanych w tabeli 5.1.

Dla zdecydowanej większości szeregów poziomów logarytmicznych cen wartości statystyk ADF oscylują od -1,5 do -3,0 i nie przekraczają progów krytycznych dla typowych poziomów istotności zarówno w pełnym horyzoncie, jak i w dwóch podokresach. Wyniki testów na logarytmach poziomów ($\ln Y_t$) wykazują brak podstaw do odrzucenia hipotezy o pierwiastku jednostkowym (niemal wszędzie), wynik wskazuje na niestacjonarność poziomów szeregów i klasyfikację procesów jako $I(1)$. Odwrotna sytuacja występuje dla pierwszych różnic szeregów ($d \ln Y_t$), gdzie hipotezę zerową odrzucono wszędzie, co wskazuje na stacjonarność szeregów czasowych. Testy PP (por. tabela A.5.2) potwierdzają klasyfikację procesów jako $I(1)$ na poziomach i $I(0)$ na pierwszych różnicach.

W przypadku dwóch krajów (Polska, Rumunia) w testach ADF/PP odnotowano niejednoznaczne wyniki na poziomach logarytmów cen dla poziomu istotności $p = 0,05$. W przypadku Polski dotyczy to całego okresu i modelu z wyrazem wolnym (w teście PP H_0 nie odrzucono). W przypadku Rumunii z kolei w teście PP odrzucono H_0 o braku pierwiastka jednostkowego (w teście ADF brak było podstaw do jej odrzucenia dla $p = 0,05$). Skala tych wyjątków jest jednak niewielka i nie powinna istotnie wpływać na wnioski o relacjach długookresowych. Tym samym uzyskane wyniki testów (ADF oraz PP) uzasadniają zastosowanie w dalszej analizie procedur kointegracyjnych (ARDL i Engle'a-Grangera) oraz w przypadku skointegrowania szeregów modeli korekty błędem.

5.2. Powiązania ukraińskich cen kukurydzy z cenami głównych światowych eksporterów

Badanie konwergencji między cenami ukraińskimi i światowymi

W pierwszym kroku dostosowania między ukraińską ceną eksportową kukurydzy a cenami największych eksporterów oceniono w ujęciu β -konwergencji. Zastosowano panelowe modele oparte na różnicach logarytmów cen (cena eksportowa ukraińska minus cena kraju głównego eksportera), co daje w sumie pięć przekrojów (USA, Brazylia, Argentyna, UE, Rosja). Formalną postać modeli konwergencji określono zgodnie ze wzorami 0.4-0.6 przedstawionymi we wstępie pracy doktorskiej. Badania przeprowadzono dla całości próby, trzech podokresów oraz kolejnych lat (tab. 5.3).

Tabela 5.3. Wyniki estymacji panelowych modeli konwergencji typu β między tygodniowymi szeregami cen kukurydzy na Ukrainie i na świecie

Wyszczególnienie	Model Pooled OLS (I)			Model z efektami stałymi (II)		
	ρ	β	Half-Life	ρ	β	Half-Life
Konwergencja typu beta wg lat						
2010	-0,06**	0,06	11,87	-0,06**	0,06	11,17
2011	-0,04**	0,04	16,30	-0,14*	0,15	4,58
2012	-0,08***	0,08	8,27	-0,16***	0,17	4,04
2013	-0,09***	0,09	7,74	-0,16***	0,17	4,01
2014	-0,13***	0,14	4,87	-0,18***	0,20	3,44
2015	-0,06**	0,06	12,18	-0,11***	0,12	5,73
2016	-0,05*	0,05	14,28	-0,18***	0,20	3,42
2017	-0,06**	0,06	11,57	-0,09**	0,09	7,44
2018	-0,04**	0,04	16,84	-0,09***	0,09	7,38
2019	-0,12*	0,13	5,52	-0,15*	0,16	4,38
2020	-0,05***	0,05	13,11	-0,09***	0,10	7,10
2021	-0,11***	0,12	5,79	-0,20***	0,22	3,22
2022	-0,04	0,04	17,89	-0,06	0,06	12,06
2023	-0,10***	0,11	6,51	-0,15***	0,16	4,29
2024	-0,05**	0,05	14,91	-0,05**	0,05	12,99
Konwergencja typu beta wg przedziałów czasowych						
sty.2010-gru.2024	-0,06***	0,06	12,26	-0,06***	0,06	11,69
sty.2010-gru.2015	-0,06***	0,07	10,49	-0,07***	0,07	9,48
sty.2016-lut.2022	-0,06***	0,06	10,78	-0,08***	0,08	8,26
sie.2022-gru.2024	-0,05***	0,05	14,63	-0,05***	0,06	12,59
Wyszczególnienie	Model z efektami stałymi i indywidualnymi trendami (III)			Model z efektami stałymi i wspólnymi efektami czasowymi (IV)		
	ρ	β	Half-Life	ρ	β	Half-Life
Konwergencja typu beta wg lat						
2010	-0,25***	0,29	2,40	-0,02	0,02	37,57
2011	-0,28***	0,33	2,12	-0,09**	0,09	7,79
2012	-0,20***	0,22	3,14	-0,10**	0,11	6,40
2013	-0,18***	0,19	3,58	-0,11*	0,12	5,70
2014	-0,19***	0,21	3,31	-0,11**	0,12	5,71
2015	-0,11**	0,12	5,97	-0,11***	0,11	6,22
2016	-0,20***	0,22	3,13	-0,14***	0,16	4,46
2017	-0,07*	0,07	10,02	-0,10**	0,11	6,43
2018	-0,18***	0,20	3,48	-0,10***	0,10	6,68
2019	-0,15*	0,16	4,26	-0,11***	0,11	6,07
2020	-0,08**	0,09	8,15	-0,11***	0,11	6,08
2021	-0,20***	0,22	3,11	-0,17***	0,18	3,77
2022	-0,09**	0,09	7,39	-0,09*	0,10	6,98
2023	-0,20***	0,22	3,19	-0,10***	0,10	6,84
2024	-0,09***	0,09	7,37	-0,08**	0,08	8,88
Konwergencja typu beta wg przedziałów czasowych						
sty.2010-gru.2024	-0,06***	0,06	11,41	-0,04***	0,04	16,16
sty.2010-gru.2015	-0,08***	0,08	8,57	-0,04***	0,04	17,80
sty.2016-lut.2022	-0,08***	0,09	7,95	-0,06***	0,05	11,39
sie.2022-gru.2024	-0,08***	0,08	8,22	-0,07***	0,12	10,13

Uwagi: poziomy istotności: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$. Różnice między oszacowaniami β oraz H-L przy tych samych ρ wynikają z zaokrągleń.

Źródło: opracowanie własne na podstawie zestawów wskazanych w tabeli 5.1.

Z uwagi na relatywnie niewielką liczbę przekrojów analizy roczne mają mniejszą wiarygodność (choć oszacowania przeprowadzono na $5 \times 52 = 260$ obserwacjach) niż przeprowadzone dla większych przedziałów czasowych. Stąd bardziej skupimy się na omówieniu oszacowań dla całości próby i trzech podokresów. Modele oszacowano dla czterech specyfikacji, analogicznie jak w rozdziale 4. W sumie oszacowano 76 modeli, dla których najważniejsze charakterystyki zamieszczono w tabeli 5.3.

We wszystkich specyfikacjach [Pooled OLS (I), efekty stałe (II), efekty stałe z trendami indywidualnymi (III) oraz ze wspólnymi efektami czasowymi (IV)] uzyskano istotne statystycznie tempo wyrównywania się cen w całej próbie, jak i w wyodrębnionych trzech podokresach. Wielkość parametru β (interpretowana jako tempo konwergencji) zawiera się tam w przedziale 0,04-0,09. Generalnie tempo konwergencji cen ukraińskich i światowych oszacowane w całej próbie i podokresach jest znacznie mniejsze niż tempo konwergencji cen regionalnych na Ukrainie i ukraińskich cen eksportowych ziarna kukurydzy (por. tab. 4.6 i 5.3). W latach 2010-2024 oszacowane tempo konwergencji cen ukraińskich i światowych w trzech modelach wynosi 0,06, w czwartym zaś, uwzględniającym wspólne efekty czasowe (czyli wspólne czynniki), wynosi 0,04. Uwzględnienie wpływu wspólnych czynników prowadzi do obniżenia oszacowanych współczynników β i wzrostu H-L. Większe tempo konwergencji oraz krótsze półokresy wygaszania w poszczególnych przedziałach czasowych (niż dla całości szeregu) oraz w latach dla większości specyfikacji modeli może sugerować też zmiany reżimów (zmiany relacji cenowych).

W tabeli 5.3 zauważyć można niewielkie różnice między oszacowanymi współczynnikami z modelu Pooled OLS (I) i pozostałych (II-IV) dla analogicznych okresów. Ogólnie rzecz biorąc, w całej próbie i w latach 2010-2015 można przyjąć, że konwergencja ma charakter absolutny. Czyli analizowane ceny (pary cen) dążą do wspólnego stanu równowagi, a nie do indywidualnych stanów równowagi. W pozostałych dwóch podokresach konwergencja ma charakter warunkowy. Przy czym przed wojną relacje cen ukraińskich i światowych były ustabilizowane w czasie (różne stany równowagi wyrażane efektami stałymi), a w trakcie wojny stany równowagi są wyznaczane dodatkowo przez różne trendy. Potwierdza to bliższa ocena istotności poszczególnych składników deterministycznych równań. W trakcie weryfikacji modeli okazało się, że efekty stałe były istotne jedynie w

okresie od stycznia 2016 do lutego 2022 r. Z kolei indywidualne trendy były statystycznie istotne jedynie w czasie wojny (okres od sierpnia 2022 do grudnia 2024 r.). Jedynie indywidualne efekty czasowe wykazały się istotnością statystyczną w całej próbie i we wszystkich podokresach.

Przedstawione w tabeli 5.3 dowody nie potwierdzają, aby konwergencja ukraińskich i światowych cen w trakcie wojny uległa osłabieniu. Oszacowania z modeli z efektami stałymi i indywidualnymi trendami oraz z efektami stałymi i wspólnymi efektami czasowymi przed wojną i po wojnie niewiele się różnią, przy czym należy podkreślić, że w czasie wojny ma miejsce konwergencja cen mimo nieco odmiennych długookresowych tendencji. Uwzględnienie trendów wskazuje, że prawo jednej ceny obowiązuje w wersji warunkowej, wokół zawężającego się w czasie klina cenowego, który po 2022 r. stał się elementem nowej ścieżki cen. Podsumowując, z punktu widzenia prawa jednej ceny konwergencja ukraińskich i światowych cen ma miejsce, a różnice cenowe między nimi są w połowie korygowane w horyzoncie kilku, kilkunastu tygodni. Brak bezpośredniej wymiany handlowej między głównymi eksporterami kukurydzy nie stoi tym samym na przeszkodzie w wyrównywaniu się cen, gdyż rynki kukurydzy w tych krajach powiązane są pośrednio ze sobą (por. rys. 1.2).

Ocena przyczynowości w sensie Grangera

Jedno z kluczowych zagadnień, jakie można rozważać, dotyczy odpowiedzi na pytanie, które kraje w głównej mierze decydują o cenach na świecie. Można na nie próbować odpowiedzieć przez pryzmat przepływów towarowych (przyjmując, że główni eksporterzy czy importerzy mają największy wpływ na ceny) lub też na podstawie badań cenowych. W tym badaniu ograniczono się jedynie do odpowiedzi na pytanie, czy ukraińscy eksporterzy bardziej wzorują się na cenach w pozostałych analizowanych krajach, czy odwrotnie. Odpowiedź na nie wiąże się ze sprawdzeniem, czy przeszłe ukraińskie ceny kukurydzy pozwalają na prognozowanie bieżących zmian cen tego zboża w analizowanych krajach głównych światowych eksporterów, czy też ma miejsce odwrotna sytuacja. Podobnie jak w rozdziale 4. zastosowano procedurę Toda-Yamamoto, która pozwala weryfikować kierunek przyczynowości niezależnie od rzędów integracji badanych szeregów.

Szczegółowe wyniki testów przyczynowości w specyfikacji z wyrazem wolnym zestawiono w tabeli 5.4. Dodanie trendu w żaden sposób nie zmieniało wniosków

sformułowanych dalej (por. tab. A.5.3). W pierwszej kolejności testowano hipotezę zerową mówiącą, że ceny ukraińskie nie pozwalają na prognozowanie cen światowych ($H_0: UA_FOB \neq > \acute{S}wiat$). W drugim kroku, hipoteza zerowa zakładała, że ceny światowe nie są przyczyną w sensie Grangera cen ukraińskich ($H_0: \acute{S}wiat \neq > UA_FOB$).

Tabela 5.4. Wyniki testów przyczynowości (procedura T-Y, statystyka F, model z wyrazem wolnym) między tygodniowymi szeregami cen kukurydzy na Ukrainie i na świecie

Kraje	H0: UA_FOB $\neq$ > $\acute{S}wiat$			
	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
EU	9,27(2)***	0,02(3)	21,31(2)***	2,93(3)*
USA	0,65(2)	1,24(3)	0,79(4)	1,33(3)
ARG	4,07(2)**	3,22(3)**	0,34(3)	0,55(3)
BRA	4,41(2)***	2,87(3)*	0,40(3)	0,29(3)
RUS a)	19,14(3)**	0,87(2)	10,88(3)**	0,97(2)
Kraje	H0: $\acute{S}wiat \neq$ > UA_FOB			
	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
EU	63,28(2)***	10,53(3)***	19,19(2)***	7,08(3)***
USA	15,17(2)***	8,11(3)***	4,18(4)***	0,04(3)
ARG	26,87(2)***	9,00(3)***	20,08(3)***	0,80(3)
BRA	18,34(2)**	6,72(3)***	6,69(2)***	2,49(3)*
RUS a)	7,41(3)**	0,14(2)	13,85(3)***	0,19(3)

Uwagi: poziomy istotności: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$. W nawiasach przedstawiono liczbę opóźnień.
a) Dla ceny rosyjskiej z powodu ograniczeń test przeprowadzono na zakresie od stycznia 2012 do grudnia 2024 r. oraz od stycznia 2012 do grudnia 2015 r.

Źródło: opracowanie własne na podstawie zestawów wskazanych w tabeli 5.1.

W pełnej próbie (2010-2024) odnotowano w większości istotne dwukierunkowe zależności (dla $p = 0,05$), na co wskazuje odrzucenie hipotez zerowych. Przyczynowość dwukierunkowa szeregów cen ukraińskich pojawia się w parach z Unią Europejską, Argentyną, Brazylią i Rosją. Jedynie w przypadku relacji Stany Zjednoczone – Ukraina jednoznacznie zauważyć można, że to przeszłe amerykańskie ceny wpływają na ceny ukraińskie, a nie odwrotnie. Analizując wielkość statystyk F zauważyć można znacznie silniejsze oddziaływanie ukraińskich ceny kukurydzy na ceny południowoamerykańskie niż *vice versa*. Z kolei ceny ukraińskie nieco silniej wpływają na ceny w Rosji (19,14 vs 7,41). Jest to zgodne z oczekiwaniami, z uwagi na fakt, że to Ukraina jest największym eksporterem w basenie Morza Czarnego.

Podkreślenia wymaga przede wszystkim fakt, że w całym horyzoncie badawczym oraz we wszystkich podokresach wartości statystyki F w testach przyczynowości wskazują, że ceny głównych eksporterów (z wyłączeniem Rosji) mają większą moc prognostyczną względem cen ukraińskich niż odwrotnie, czyli ceny ukraińskie względem cen pozostałych eksporterów. Przykładowo, dla lat 2010-2024 suma statystyk F dla hipotezy zerowej $UA_FOB \neq > \text{Świat}$ wynosi 38, a dla $H_0: \text{Świat} \neq > UA_FOB$ aż 131.

Analiza wyników w poszczególnych podokresach dostarcza ciekawych wniosków. Należy zauważyć, że z uwagi na krótsze próby hipoteza zerowa była rzadziej odrzucana niż dla całej próby. Zaznaczyć należy, że w okresie przedwojennym wzrastała rola Ukrainy w procesie odkrywania cen na rynku UE – w okresie od stycznia 2016 do lutego 2022 $H_0: UA_FOB \neq > \text{Świat}$ dla UE została odrzucona, podczas gdy w latach 2010-2015 nie. Z kolei w czasie wojny (od sierpnia 2022 r.) hipoteza zerowa dla większości przypadków nie została odrzucona. Jedyny statystycznie istotny kierunek przyczynowości (dla $p = 0,05$) ma miejsce od cen w Unii Europejskiej do cen ukraińskich. Nawet ceny amerykańskie, uważane ogólnie za główny benchmark sytuacji cenowej na świecie, nie są przyczyną w sensie Grangera dla zmian cen ukraińskich. Wskazywać by to mogło na pewną alienację ukraińskiego rynku kukurydzy. Okazało się jednak, że w okresie od sierpnia 2022 do grudnia 2024 r. nie wykazano żadnej istotnej przyczynowości w sensie Grangera (na poziomie istotności $p = 0,05$) między wszystkimi parami światowych eksporterów (poza przyczynowością cen ukraińskich i cen w UE). Można to łączyć z przekształceniami korytarzy handlowych, zmianami kierunków handlu, wahaniami wolumenów eksportu oraz ze wzrostem kosztów i ryzyka eksportowego, nie tylko na Ukrainie, ale i na świecie.

Należy pamiętać też, że w czasie wojny ukraińskie ceny eksportowe nie są już tak zdecydowanym benchmarkiem dla zmian cen regionalnych na Ukrainie, jak to było przed wojną (por. tab. 4.7). Mając to na uwadze, dodatkowo oceniono przyczynowość w sensie Grangera między cenami regionalnymi na Ukrainie, które wykazywały się najsilniejszą przyczynowością w badaniach regionalnych w czasie wojny (rys. 4.6), a cenami innych światowych eksporterów. W tego typu badaniach pojawiło się więcej przyczynowości dwukierunkowych między cenami w UE a cenami regionalnymi na Ukrainie. Spośród pozostałych światowych eksporterów tylko rosyjskie ceny eksportowe w portach okazały się być przyczyną w sensie Grangera zmian cen w takich regionach jak czernihowski i połtawski.

Wskazywać to może na pewną presję cen rosyjskich na ceny ukraińskie w czasie trwania konfliktu.

Testowanie kointegracji

Do identyfikacji relacji długookresowych zastosowano test graniczny ARDL, w ramach którego weryfikowano hipotezę zerową o braku kointegracji między szeregami cen kluczowych uczestników globalnego rynku kukurydzy (szerzej opisano to we wstępie). Z uwagi na to, że wyniki testowania kointegracji mogą się różnić w zależności od tego, która zmienna jest zmienną zależną, a która niezależną, badania kointegracji przeprowadzono dla par Ukraina – świat w dwóch wariantach: a) ukraińska cena eksportowa jest zmienną zależną, b) inna cena światowa jest zmienną zależną. Szczegółowe wyniki (dla specyfikacji z wyrazem wolnym oraz z wyrazem wolnym i trendem) przedstawiono w tabeli 5.5.

Tabela 5.5. Testowanie kointegracji między tygodniowymi szeregami cen kukurydzy na Ukrainie i na świecie: wyniki testu granicznego ARDL (statystyka F)

Kraje	Zmienna zależna: inna cena światowa							
	Model z wyrazem wolnym				Model z wyrazem wolnym i trendem			
	sty.2010- gru.2024	sty.2010- gru.2015	sty.2016- lut.2022	sie.2022- gru.2024	sty.2010- gru.2024	sty.2010- gru.2015	sty.2016- lut.2022	sie.2022- gru.2024
EU	8,38	2,25	3,87	1,92	8,48	3,48	4,63	4,16
USA	10,33	6,56	2,77	4,99	10,31	6,54	3,10	6,21
ARG	6,57	6,27	1,40	4,28	6,56	6,29	1,68	4,54
BRA	5,12	1,63	3,29	1,41	5,27	3,29	3,28	2,47
RUS a)	20,41	4,51	3,57	3,23	20,76	4,64	4,43	3,37
Kraje	Zmienna zależna: UA_FOB							
	Model z wyrazem wolnym				Model z wyrazem wolnym i trendem			
	sty.2010- gru.2024	sty.2010- gru.2015	sty.2016- lut.2022	sie.2022- gru.2024	sty.2010- gru.2024	sty.2010- gru.2015	sty.2016- lut.2022	sie.2022- gru.2024
EU	9,93	3,54	2,94	2,41	10,40	3,92	2,80	5,20
USA	6,79	2,61	4,14	2,16	6,83	4,24	4,15	2,28
ARG	5,43	3,89	5,74	2,05	5,53	5,10	6,63	2,10
BRA	7,09	3,52	1,92	2,13	7,47	3,53	3,80	2,86
RUS a)	2,04	0,83	0,43	2,22	2,06	2,10	4,39	2,42

Uwagi: pogrubieniem czcionki zaznaczono jednoznaczny wynik odrzucenia hipotezy zerowej dla progów I(1). Wyniki przedstawiono dla dwóch specyfikacji na poziomie istotności $p = 0,05$; progi krytyczne dla modelu z wyrazem wolnym: $I(0) = 3,10$, $I(1) = 3,835$; oraz modelu z wyrazem wolnym i trendem: $I(0) = 4,013$, $I(1) = 4,583$. Dla ceny rosyjskiej z powodu ograniczeń test przeprowadzono na zakresie od stycznia 2012 do grudnia 2024 r. oraz od stycznia 2012 do grudnia 2015 r.

Źródło: opracowanie własne na podstawie zestawów wskazanych w tabeli 5.1.

Formułując wnioski przyjęto założenie, że jeśli w co najmniej jednej z czterech specyfikacji modelu hipoteza zerowa o braku kointegracji jest odrzucona, stanowi to przejaw występowania relacji długookresowej między szeregami cen. W całym okresie badawczym (2010-2024) można uznać, że między szeregami cen ukraińskich i szeregami cen w pozostałych analizowanych krajach istnieje długookresowa zależność (kointegracja). W 18 na 20 możliwych specyfikacji H_0 została odrzucona. Stanowi to potwierdzenie integracji cenowej ukraińskiego i światowych rynków kukurydzy. Przykład Rosji (bardzo duże różnice w statystykach F) pokazuje, że test graniczny jest bardzo wrażliwy na założenie, która cena jest zmianą endogeniczną, a która zmienna egzogeniczną.

Badania przeprowadzone w poszczególnych podokresach również potwierdzają występowanie długookresowych zależności między cenami, ale znacznie rzadziej. Wynikać to może nie tylko z braku takiej relacji, ale też z krótszej próby. Przykładowo, dla całej próby H_0 o braku kointegracji między szeregami cen ukraińskich i brazylijskich była odrzucana w trzech na cztery przypadki. Z kolei w żadnym z trzech podokresów H_0 nie była odrzucona. Analizując poszczególne podokresy pod kątem odrzucenia H_0 dla co najmniej jednej specyfikacji modelu, możemy wskazać, że w latach 2010-2015 kointegracja miała miejsce z trzema krajami (USA, ARG, RUS) oraz z trzema w pozostałych dwóch podokresach (EU, USA, ARG). Zaskakiwać może brak związków długookresowych między cenami ukraińskimi i rosyjskimi w dwóch ostatnich podokresach, biorąc pod uwagę bliskość geograficzną i te same kierunki eksportu kukurydzy. Włączenie trendu do relacji kointegrującej nie zmieniało mocno wniosków, poza relacją Unia Europejska – Ukraina w okresie od sierpnia 2022 r. Jedynie w tym przypadku po włączeniu trendu liniowego zależność długookresowa okazała się istotna, co może świadczyć o istotnej zmianie relacji cenowych między nimi w czasie wojny.

Aby dodatkowo zweryfikować i uzupełnić wnioski z przedstawionych testów granicznych ARDL przeprowadzono testy kointegracji Engle’a-Grangera (EG) na resztach relacji kointegrującej. Przedstawione w tabeli A.5.4 wyniki testu potwierdzają istotność zdecydowanej większości relacji. Generalnie testem EG wykryto więcej związków długookresowych niż testem granicznym i test ten jest mniej wrażliwy na wybór zmiennej zależnej. W teście EG odrzucono też H_0 o braku kointegracji między cenami ukraińskimi i rosyjskimi oraz ukraińskimi i amerykańskimi w czasie wojny.

Dostosowania długookresowe w świetle modeli ARDL-ECM

Dla par cen i specyfikacji, dla których w teście granicznym ARDL (tab. 5.5) odrzucono H_0 o braku kointegracji, oszacowano modele ARDL-ECM (tab. 5.6). W sumie oszacowano 40 modeli. Następnie dokonano oceny i porównania współczynnika korekty błędem (λ) po to, aby określić tempo powrotu do równowagi. Szybkość dostosowań cen do równowagi długookresowej uzupełniono miarą Half-Life (H-L), interpretowaną jako liczba tygodni potrzebnych do redukcji odchylenia od równowagi o 50%. Jeśli kointegracji nie stwierdzono, to możliwa jest estymacja modelu ARDL bez składnika korekty błędem (szerzej opisano to przy równaniach 0.10-0.13).

Tabela 5.6. Parametry szybkości dostosowania do równowagi długookresowej λ oraz H-L (w nawiasach) w modelach ARDL-ECM dla ukraińskich i światowych cen kukurydzy

Kraje	Zmienna zależna: inna cena światowa							
	Model z wyrazem wolnym				Model z wyrazem wolnym i trendem			
	sty.2010- gru.2024	sty.2010- gru.2015	sty.2016- lut.2022	sie.2022- gru.2024	sty.2010- gru.2024	sty.2010- gru.2015	sty.2016- lut.2022	sie.2022- gru.2024
EU	-0,06 (10,69)	–	-0,08 (8,30)	–	-0,06 (10,41)	–	-0,09 (7,21)	–
USA	-0,06 (11,96)	-0,09 (7,58)	–	-0,07 (9,57)	-0,06 (11,96)	-0,09 (7,54)	–	-0,14 (4,48)
ARG	-0,05 (13,21)	-0,12 (5,58)	–	-0,06 (11,52)	-0,05 (13,19)	-0,12 (5,66)	–	-0,09 (7,33)
BRA	-0,04 (15,66)	–	–	–	-0,04 (15,33)	–	–	–
RUS a)	-0,07 (9,04)	-0,15 (4,12)	–	–	-0,07 (9,03)	-0,02 (39,04)	–	–
Kraje	Zmienna zależna: UA FOB							
	Model z wyrazem wolnym				Model z wyrazem wolnym i trendem			
	sty.2010- gru.2024	sty.2010- gru.2015	sty.2016- lut.2022	sie.2022- gru.2024	sty.2010- gru.2024	sty.2010- gru.2015	sty.2016- lut.2022	sie.2022- gru.2024
EU	-0,06 (10,70)	–	–	–	-0,07 (10,20)	–	–	-0,08 (8,12)
USA	-0,04 (15,33)	–	-0,06 (10,69)	–	-0,04 (15,19)	–	–	–
ARG	-0,04 (17,42)	-0,08 (7,81)	-0,07 (9,44)	–	-0,04 (17,11)	-0,10 (6,66)	-0,09 (7,43)	–
BRA	-0,03 (20,22)	–	–	–	-0,04 (19,29)	–	–	–
RUS a)	–	–	–	–	–	–	–	–

Uwagi: a) Dla ceny rosyjskiej z powodu ograniczeń badania przeprowadzono w okresie od stycznia 2012 do grudnia 2024 r. oraz od stycznia 2012 do grudnia 2015 r.

Źródło: opracowanie własne na podstawie zestawów wskazanych w tabeli 5.1.

Tabela 5.6 prezentuje oszacowane współczynniki szybkości dostosowania cen do równowagi długookresowej między Ukrainą a głównymi rynkami światowych eksporterów. Współczynniki λ mieszczące się w przedziale $(-1;0)$ były statystycznie istotne i mają sensowną interpretację ekonomiczną. Wielkości współczynników nieco się różnią w zależności od tego, która cena jest zmienną zależną. Warto zauważyć, że współczynniki λ zwarte w tabeli 5.6 niewiele odbiegają od współczynników beta-konwergencji (ρ), które obrazują dostosowania do równowagi na poziomie zagregowanym (por. tab. 5.3).

W całym okresie badawczym, jak również w poszczególnych podokresach, najszybsze dostosowania do równowagi długookresowej cen ukraińskich obserwuje się względem cen w UE. Analizując okres od stycznia 2010 r. do grudnia 2024 r., stwierdzono, że czas potrzebny na korektę o połowę odchyłeń cen od stanu równowagi długookresowej dla UE wynosi niecałe 11 tygodni (w czterech specyfikacjach). Nieco wolniejsze tempo dostosowań cenowych obserwujemy w przypadku USA, Rosji i Argentyny. Dla Brazylii dostosowania cen są najwolniejsze, a w poszczególnych podokresach kointegracja była nieistotna. Ogólnie, wnioski na temat tempa dostosowań są zbieżne z istotnością statystyk testujących kointegrację ukraińskich i światowych cen kukurydzy (tab. 5.5). Warto dodać, że siła dostosowań do równowagi długookresowej ulega zmianom w czasie, natomiast trudno wyciągnąć tutaj konkretne wnioski na temat kierunków zmian (tendencji), dysponując wieloma alternatywnymi specyfikacjami modeli.

5.3. Powiązania cenowe z krajami zachodniej Unii Europejskiej

Badanie konwergencji między cenami ukraińskimi i cenami w zachodnich krajach UE

Dla szczegółowych analiz konwergencji ukraińskich cen ziarna kukurydzy z cenami w zachodnich krajach Unii Europejskiej zostały wykorzystane panelowe modele oparte na różnicach logarytmów cen (ukraińska cena eksportowa minus cena kraju zachodniej UE). Metodę szacowań oraz specyfikacje modeli zastosowano analogicznie jak w podrozdziale 5.2. Do analiz wykorzystano panel zawierający siedem przekrojów (Francja, Niemcy, Holandia, Belgia, Włochy, Hiszpania oraz Portugalia). W szczegółowej analizie skupiono się na omówieniu oszacowań dla całości próby i trzech podokresów (por. tab. 5.7).

Tabela 5.7. Wyniki estymacji panelowych modeli konwergencji typu β między tygodniowymi szeregami cen kukurydzy na Ukrainie i w krajach zachodniej UE

Wyszczególnienie	Model Pooled OLS (I)			Model z efektami stałymi (II)		
	ρ	β	Half-Life	ρ	β	Half-Life
Konwergencja typu beta wg lat						
2010	-0,13***	0,14	4,84	-0,17 ***	0,18	3,80
2011	-0,24***	0,28	2,50	-0,30 ***	0,35	1,97
2012	-0,16***	0,17	4,01	-0,25 **	0,28	2,47
2013	-0,09**	0,10	7,26	-0,09 **	0,10	7,11
2014	-0,12**	0,12	5,68	-0,13 **	0,14	5,02
2015	-0,07**	0,07	10,28	-0,13 ***	0,13	5,19
2016	-0,12**	0,13	5,38	-0,19 **	0,20	3,40
2017	-0,04***	0,04	15,91	-0,08 ***	0,08	8,72
2018	-0,08***	0,08	8,64	-0,09 ***	0,10	7,17
2019	-0,14*	0,16	4,45	-0,22	0,24	2,87
2020	-0,14***	0,15	4,59	-0,18 ***	0,19	3,58
2021	-0,16***	0,17	4,13	-0,18 ***	0,20	3,47
2022	-0,07	0,07	9,96	-0,09	0,09	7,38
2023	-0,05**	0,05	13,32	-0,12 ***	0,13	5,31
2024	-0,03**	0,04	19,70	-0,11 **	0,11	6,09
Konwergencja typu beta wg przedziałów czasowych						
sty.2010-gru.2024	-0,07***	0,07	9,56	-0,08 ***	0,08	8,69
sty.2010-gru.2015	-0,10***	0,11	6,52	-0,11 ***	0,12	5,89
sty.2016-lut.2022	-0,08***	0,09	8,03	-0,10 ***	0,11	6,54
sie.2022-gru.2024	-0,03**	0,04	19,69	-0,07 ***	0,07	9,88
Wyszczególnienie	Model z efektami stałymi i indywidualnymi trendami (III)			Model z efektami stałymi i wspólnymi efektami czasowymi (IV)		
	ρ	β	Half-Life	ρ	β	Half-Life
Konwergencja typu beta wg lat						
2010	-0,28 ***	0,32	2,18	-0,13 ***	0,14	4,91
2011	-0,32 ***	0,38	1,82	-0,26 ***	0,29	2,37
2012	-0,29 ***	0,34	2,05	-0,15 ***	0,16	4,31
2013	-0,14 *	0,16	4,45	-0,19 ***	0,21	3,38
2014	-0,14 *	0,15	4,51	-0,16 ***	0,17	4,09
2015	-0,25 ***	0,28	2,47	-0,17 ***	0,19	3,69
2016	-0,21 **	0,23	3,02	-0,18 ***	0,20	3,49
2017	-0,24 ***	0,28	2,51	-0,08 ***	0,09	7,82
2018	-0,14 ***	0,15	4,68	-0,18 ***	0,20	3,43
2019	-0,24 *	0,27	2,53	-0,16 ***	0,18	3,90
2020	-0,20 ***	0,22	3,16	-0,23 ***	0,26	2,70
2021	-0,25 ***	0,28	2,49	-0,30 ***	0,35	2,00
2022	-0,17 ***	0,18	3,75	-0,27 ***	0,31	2,24
2023	-0,24 ***	0,27	2,58	-0,21 ***	0,24	2,92
2024	-0,42 ***	0,52	1,33	-0,31 ***	0,36	1,93
Konwergencja typu beta wg przedziałów czasowych						
sty.2010-gru.2024	-0,08 ***	0,09	7,98	-0,09 ***	0,09	7,60
sty.2010-gru.2015	-0,11 ***	0,12	5,79	-0,14 ***	0,15	4,75
sty.2016-lut.2022	-0,10 ***	0,11	6,41	-0,10 ***	0,11	6,54
sie.2022-gru.2024	-0,09 ***	0,10	7,12	-0,07 ***	0,07	9,88

Uwagi: poziomy istotności: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$. Różnice między oszacowaniami β oraz H-L przy tych samych p wynikają z zaokrągleń.

Źródło: opracowanie własne na podstawie zestawów danych wskazanych w tabeli 5.1.

We wszystkich oszacowanych modelach [pooled OLS (I), efekty stałe (II), efekty stałe z trendami indywidualnymi (III) oraz ze wspólnymi efektami czasowymi (IV)] uzyskano istotne statystycznie tempo wyrównywania się cen w całej próbie oraz wyodrębnionych trzech podokresach. Parametr konwergencji β notowany w przedziale 0,04-0,15 wskazuje na wyższe tempo konwergencji między cenami ukraińskimi a cenami zachodniej UE niż między cenami ukraińskimi a cenami największych światowych eksporterów (podrozdział 5.2).

Zauważyć można pewne różnice między oszacowanymi współczynnikami z poszczególnych modeli (I-IV) zawartych w tabeli 5.7. Generalnie, tempo konwergencji absolutnej (w I modelu) jest niższe niż tempo konwergencji warunkowej (modele II, III, IV). W trakcie weryfikacji modeli okazało się, że efekty stałe były istotne we wszystkich podokresach w modelach konwergencji warunkowej. Również wspólne efekty czasowe wykazały istotność statystyczną w całej próbie i we wszystkich podokresach (IV wersja modelu). Z kolei indywidualne trendy (III wersja) były istotne tylko w modelach szacowanych na danych w okresie wojny (okres od sierpnia 2022 do grudnia 2024 r.). Ogólnie można uznać, że konwergencja między cenami ziarna kukurydzy w zachodnich krajach UE i na Ukrainie ma charakter warunkowy. Oznacza to, że analizowane pary cen dążą do indywidualnych stanów równowagi, a nie wyrównują się całkowicie. Jest to zrozumiałe z uwagi na fakt, że większość analizowanych krajów zachodniej UE jest importerami netto ziarna kukurydzy, a Ukraina jest jej eksporterem. Tym samym różnice cen i mechanizm ustalania równowagi rynkowej można opisać modelem równowagi zawartym na rysunku 1.1.

W latach 2010-2024 oszacowane tempo konwergencji cen ukraińskich i światowych w dwóch modelach (z efektami stałymi i trendami indywidualnymi oraz z efektami stałymi i wspólnymi efektami czasowymi) wynosi 0,09. Natomiast sam model z efektami stałymi bez dodatkowych komponentów w specyfikacji wykazał współczynnik na poziomie 0,08, podczas gdy Pooled OLS – 0,07. Na tej podstawie należy zwrócić uwagę, że dodanie wspólnych czynników prowadzi do wzrostu wartości szacowanych współczynników β oraz zmniejszenia H-L (por. tab. 5.7). Stosunkowo wyższe tempo konwergencji i krótsze półokresy konwergencji (H-L) notowane w podokresach dla większości specyfikacji mogą

sugerować też zmiany reżimów (zmiany relacji cenowych). Duże różnice między oszacowaniami w poszczególnych latach to potwierdzają.

Wyniki w tabeli 5.7 potwierdzają osłabienie konwergencji ukraińskich i zachodnioeuropejskich cen w okresie wojny. Praktycznie wszystkie oszacowania modeli wskazują na niższą siłę dostosowań cenowych w czasie wojny niż w podokresach przed nią, co można uzasadniać niestabilnymi warunkami wymiany handlowej w czasie wojny. Najsilniejsze tempo konwergencji w czasie wojny uzyskano na podstawie modelu III z indywidualnymi trendami ($H-L = 7,12$).

Podsumowując, z punktu widzenia prawa jednej ceny, ma miejsce warunkowa konwergencja cen ukraińskich i zachodnioeuropejskich. Wychodząc z tego założenia, połowa odchyłeń od indywidualnych stanów długookresowych jest korygowana od kilku do dziesięciu tygodni. Są to szybkie dostosowania, co świadczy o efektywności rynków.

Ocena przyczynowości w sensie Grangera

W dalszej kolejności przedstawiono wyniki szczegółowych badań powiązań cenowych z krajami zachodniej UE (Francją, Niemcami, Holandią, Belgią, Włochami, Hiszpanią i Portugalią). Celem badań było rozpoznanie kierunków wzajemnych oddziaływań cen ukraińskich i cen w zachodniej UE z wykorzystaniem testów przyczynowości w sensie Grangera. Badanie polegało na sprawdzeniu, czy przeszłe ceny ukraińskie pomagają prognozować bieżące zmiany cen w poszczególnych państwach zachodnie UE, czy też występuje zależność odwrotna. Zgodnie z prawem jednej ceny, w ujęciu względnym dopuszcza się, że różnice cen oscylują wokół trendu. Dlatego obok specyfikacji ze stałą oszacowano również modele ze stałą i trendem. Włączenie trendu liniowego miało uchwycić ewentualne zmiany w czasie kosztów wymiany oraz zapewnić spójność z wcześniejszymi analizami. Dodanie trendu nie zmieniło jednak zasadniczych wniosków (por. tab. 5.8 i A.5.5).

W pierwszej kolejności zweryfikowano hipotezę zerową, mówiącą, że ukraińskie ceny eksportowe kukurydzy nie są przyczyną (w sensie Grangera) zmian cen w krajach zachodniej UE ($H_0: UA_FOB \neq > \text{zachodnia UE}$). Następnie przetestowano kierunek odwrotny, czyli hipotezę zerową, że ceny w krajach zachodniej UE nie są przyczyną zmian cen ukraińskich ($H_0: \text{zachodnia UE} \neq > UA_FOB$).

Otrzymane wyniki wskazują, że w latach 2010-2024 odnotowano istotne dwukierunkowe zależności przyczynowe między cenami ukraińskimi a cenami w krajach zachodniej UE (tab. 5.8). Analizując jednak sumy statystyk F dla obydwu hipotez można zauważyć, że ceny unijne lepiej prognozują przyszłe ceny na Ukrainie niż odwrotnie (suma F dla $H_0: UA_FOB \neq >$ zachodnie kraje UE wynosi 100, a dla $H_0: zachodnia UE \neq > UA_FOB - 240$). Suma statystyk F obliczona dla poszczególnych podokresów potwierdza, że ceny w zachodnich krajach UE w większym stopniu wpływały na ceny ukraińskie niż ceny ukraińskie na ceny w zachodniej UE.

Tabela 5.8. Wyniki testów przyczynowości (procedura T-Y, statystyka F, model z wyrazem wolnym) między tygodniowymi szeregami cen kukurydzy na Ukrainie i w krajach zachodniej UE

Kraje	H0: UA_FOB $\neq >$ zachodnie kraje UE			
	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
FR	9,27(2)***	0,02(3)	21,31(2)***	2,93(3)*
DE	32,74(2)***	13,62(3)***	2,99(3)*	2,43(2)
NL	5,22(4)***	1,50(2)	4,51(4)***	8,21(2)***
BE	4,67(3)***	3,55(2)*	2,96(3)*	0,67(3)
IT	12,37(3)***	6,16(3)***	6,03(3)***	0,72(2)
ES	20,77(2)***	4,75(3)***	13,63(3)***	0,71(3)
PT	15,37(2)***	4,44(3)**	1,67(3)	3,78(3)**
Kraje	H0: zachodnie kraje UE $\neq > UA_FOB$			
	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
FR	63,28(2)***	10,53(3)***	19,19(2)***	7,08(3)***
DE	3,63(2)*	0,38(3)	4,78(3)***	0,10(2)
NL	28,78(4)***	35,64(2)***	11,68(4)***	6,69(2)**
BE	26,53(3)***	13,01(2)***	5,56(3)***	5,80(3)***
IT	25,30(3)***	5,83(3)***	11,12(3)***	27,20(2)***
ES	22,77(2)***	4,99(3)***	0,94(3)	0,88(3)
PT	69,99(2)***	9,96(3)***	27,12(3)***	2,62(3)*

Uwagi: poziomy istotności: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$. W nawiasach przedstawiono liczbę opóźnień.

Źródło: opracowanie własne na podstawie zestawów wskazanych w tabeli 5.1.

W ujęciu całej próby ceny francuskie oraz portugalskie były najsilniejszymi benchmarkami dla ceny ukraińskiej. Porównanie poszczególnych wartości statystyk F wskazuje, że ukraińskie ceny kukurydzy były przyczyną w sensie Grangera jedynie dla cen niemieckich. Analiza wyników w poszczególnych podokresach wskazuje, iż hipoteza zerowa braku przyczynowości była częściej odrzucana przed wojną niż w czasie jej trwania. W czasie wojny (od sierpnia 2022 r.) hipoteza zerowa o braku wpływu przeszłych cen

ukraińskich na bieżące ceny unijne (UA_FOB $\neq$ > zachodnie kraje UE) w większości przypadków nie została odrzucona. Jedynym wyjątkiem, obok Portugalii, pozostają holenderskie ceny kukurydzy w Rotterdamie, które w coraz większym stopniu determinowane są cenami ukraińskimi (trendy w statystykach F w poszczególnych podokresach). Wyniki analiz wskazują, że w okresie wojny proces dostosowań cen na rynku ukraińskim był w większym stopniu determinowany przez impulsy cenowe płynące z Unii Europejskiej, co sugeruje ograniczenie roli Ukrainy jako dawcy sygnałów w procesie odkrywania cen w krajach zachodniej UE. Najsilniejsze efekty oddziaływania na ukraińskie ceny odnotowano zwłaszcza z rynków Francji, Holandii, Belgii i Włoch.

Testowanie kointegracji

Relacje długookresowe identyfikowano przy użyciu testu granicznego ARDL, który pozwala na weryfikację hipotezy zerowej o braku kointegracji między ukraińskimi cenami kukurydzy a cenami krajów zachodniej Unii Europejskiej. Oszacowano cztery wersje modelu: w zależności od składników deterministycznych równania oraz tego, co jest zmienną zależną, a co niezależną (tab. 5.9). W całym okresie badawczym (2010-2024) wyniki potwierdzają długookresową współbieżność ukraińskich cen kukurydzy z cenami krajów zachodniej UE, na co wskazuje odrzucenie hipotezy zerowej w 26 na 28 rozpatrywanych kombinacji modeli. Jest to silny dowód integracji cenowej między rynkiem ukraińskim a zachodnimi krajami UE.

Wyniki badań w poszczególnych podokresach także potwierdzają występowanie długookresowych zależności między cenami, choć rzadziej niż w pełnej próbie. W latach 2010-2015 kointegrację stwierdzono z czterema krajami: Włochy, Hiszpania, Portugalia i Hiszpania (odrzucono H_0 w co najmniej jednej ze specyfikacji testu dla tych krajów). W okresie od stycznia 2016 do lutego 2022 r. hipotezy zerowej o braku relacji długookresowej ani razu nie odrzucono jedynie dla Włoch, co jest zastanawiające, biorąc pod uwagę fakt, że kraj ten należy do głównych importerów ukraińskiej kukurydzy w Unii Europejskiej (por. tab. 3.5). W czasie wojny, od sierpnia 2022 do grudnia 2024 r., relacje długookresowe ukraińskich cen potwierdzono jedynie w testach z wyrazem wolnym i trendem z cenami francuskimi, holenderskimi oraz włoskimi. Zatem oznacza to osłabienie integracji cenowej w stosunku do okresu przedwojennego.

Tabela 5.9. Testowanie kointegracji między tygodniowymi szeregami cen kukurydzy na Ukrainie i w krajach zachodniej UE: wyniki testu granicznego ARDL (statystyka F)

Kraje	Zmienna zależna: cena kraju zachodniej UE							
	Model z wyrazem wolnym				Model z wyrazem wolnym			
	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
FR	8,38	2,25	3,87	1,92	8,48	3,48	4,63	4,16
DE	10,58	4,42	4,80	1,68	10,69	4,54	6,18	2,86
BE	5,49	3,14	5,31	1,96	6,73	3,66	4,94	1,22
NL	7,10	1,12	6,24	1,98	7,41	3,08	10,22	4,95
IT	8,98	5,39	2,78	2,15	9,55	5,65	2,46	3,11
ES	8,22	7,23	5,97	1,26	9,42	8,04	5,94	2,12
PT	6,71	3,83	2,55	2,65	6,72	5,02	2,98	4,18
Kraje	Zmienna zależna: UA_FOB							
	Model z wyrazem wolnym				Model z wyrazem wolnym i trendem			
	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
FR	9,93	3,54	2,94	2,41	10,40	3,92	2,80	5,20
DE	3,62	1,69	1,75	1,61	3,75	3,08	1,79	2,43
BE	4,70	3,07	1,18	1,63	5,02	3,80	1,98	3,99
NL	9,39	5,44	5,38	1,65	10,35	5,46	5,54	3,69
IT	5,31	2,15	2,30	1,23	5,75	3,19	2,68	5,49
ES	3,91	2,54	1,61	1,94	4,40	2,64	1,74	2,31
PT	9,40	4,01	7,46	2,26	9,57	4,31	7,71	3,60

Uwagi: pogrubieniem czcionki zaznaczono jednoznaczny wynik odrzucenia hipotezy zerowej dla progów I(1). Wyniki przedstawiono dla dwóch specyfikacji na poziomie istotności $p = 0,05$; progi krytyczne dla modelu z wyrazem wolnym: $I(0) = 3,10$, $I(1) = 3,835$; oraz modelu z wyrazem wolnym i trendem: $I(0) = 4,013$, $I(1) = 4,583$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie zestawów wskazanych w tabeli 5.1.

W tabeli A.5.6 zaprezentowano wyniki testu kointegracji Engle’a-Grangera opartego na resztach równania kointegrującego. Generalnie uzyskano tam więcej dowodów występowania związków długookresowych między cenami kukurydzy w zachodnich krajach UE i na Ukrainie niż na podstawie testu granicznego. W teście EG, w pierwszych dwóch podokresach, H_0 o braku kointegracji była odrzucana co najmniej raz dla każdego kraju. Również w modelach z trendem dla okresu wojny rosyjsko-ukraińskiej (2022-2024) uzyskano więcej dowodów kointegracji niż w wynikach testu granicznego ARDL (dodatkowo jeszcze ceny portugalskie łączą zależność długookresową z cenami ukraińskimi).

Dostosowania długookresowe cen w świetle modeli ARDL-ECM

Dla par cen i specyfikacji, w których test graniczny ARDL z tabeli 5.9 pozwalał odrzucić hipotezę zerową o braku kointegracji, oszacowano modele ARDL-ECM, których

współczynniki szybkości dostosowań do równowagi długookresowej (λ) oraz miary Half-Life zaprezentowano w tabeli 5.6. Łącznie oszacowano 54 równania.

Tabela 5.10. Parametry szybkości dostosowania cen kukurydzy do równowagi długookresowej λ oraz H-L (w nawiasach) w modelach ARDL-ECM, Ukraina a kraje zachodniej UE

Kraje	Zmienna zależna: cena kraju UE							
	Model z wyrazem wolnym				Model z wyrazem wolnym			
	sty.2010- gru.2024	sty.2010- gru.2015	sty.2016- lut.2022	sie.2022- gru.2024	sty.2010- gru.2024	sty.2010- gru.2015	sty.2016- lut.2022	sie.2022- gru.2024
FR	-0,06 (10,69)	–	-0,08 (8,30)	–	-0,06 (10,41)	–	-0,09 (7,21)	–
DE	-0,08 (8,72)	-0,07 (9,38)	-0,09 (7,48)	–	-0,08 (8,55)	-0,07 (9,59)	-0,12 (5,44)	–
BE	-0,04 (16,89)	–	-0,06 (11,54)	–	-0,04 (15,12)	–	-0,06 (10,78)	–
NL	-0,07 (9,81)	–	-0,14 (4,55)	–	-0,07 (9,21)	–	-0,21 (2,93)	-0,25 (2,39)
IT	-0,05 (13,8)	-0,08 (8,82)	–	–	-0,05 (12,73)	-0,08 (8,82)	–	–
ES	-0,04 (16,12)	-0,08 (8,20)	-0,05 (13,16)	–	-0,05 (13,80)	-0,08 (7,86)	-0,06 (11,30)	–
PT	-0,06 (11,13)	-0,08 (8,79)	–	–	-0,06 (11,05)	-0,08 (8,04)	–	–
Kraje	Zmienna zależna: UA_FOB							
	Model z wyrazem wolnym				Model z wyrazem wolnym			
	sty.2010- gru.2024	sty.2010- gru.2015	sty.2016- lut.2022	sie.2022- gru.2024	sty.2010- gru.2024	sty.2010- gru.2015	sty.2016- lut.2022	sie.2022- gru.2024
FR	-0,06 (10,70)	–	–	–	-0,07 (10,20)	–	–	-0,08 (8,12)
DE	–	–	–	–	–	–	–	–
BE	-0,04 (17,84)	–	–	–	-0,04 (16,85)	–	–	–
NL	-0,07 (9,86)	-0,10 (6,85)	-0,09 (7,05)	–	-0,07 (8,93)	-0,10 (6,83)	-0,10 (6,32)	–
IT	-0,04 (16,31)	–	–	–	-0,05 (14,78)	–	–	-0,12 (5,63)
ES	-0,03 (23,55)	–	–	–	–	–	–	–
PT	-0,07 (9,75)	-0,08 (7,84)	-0,14 (4,64)	–	-0,07 (9,59)	-0,08 (7,82)	-0,15 (4,42)	–

Źródło: opracowanie własne na podstawie zestawów wskazanych w tabeli 5.1.

Tabela 5.6 obrazuje, jak szybko ceny wracają do długookresowej równowagi w parach Ukraina UA_FOB – kraje zachodniej UE. Współczynniki korekty błędem λ są ujemne i statystycznie istotne, co oznacza działający mechanizm powrotu do równowagi. Generalnie, im niższa wartość λ , tym szybsza korekta i krótszy półokres wygaszania. Należy zwrócić

uwagę, iż wartość λ zależy od zmiennej zależnej a porównanie z wynikami β -konwergencji z tabeli 5.7 daje spójny obraz, ponieważ λ mierzy szybkość korekty w konkretnej parze rynków po odchyleniu od równowagi, natomiast β opisuje przeciętne tempo domykania różnic cen w całym panelu. Porównywalność tych miar potwierdza trwałość mechanizmów przywracających równowagę cenową.

Najszybsze dostosowania ukraińskich cen do równowagi długookresowej występują względem cen w Niemczech i Holandii – zarówno w całym horyzoncie badawczym, jak i w poszczególnych podokresach. Dla okresu styczeń 2010 – grudzień 2024 r. półokres wygaszania odchylenia (Half-Life, H-L), wyliczony z parametru korekty błędem λ , nie przekracza 10 tygodni w obu specyfikacjach (ze stałą oraz ze stałą i trendem). Nieco wolniejsze tempo korekty obserwuje się dla Portugalii (PT) i Francji (FR). Z kolei najniższe dla Włoch (IT), Hiszpanii (ES) i Belgii (BE), przy zachowaniu ujemnych i istotnych współczynników λ , co potwierdza działanie mechanizmu korekty błędem. Pary z wyższymi statystykami F w teście granicznym ARDL (tab. 5.9) mają zwykle bardziej ujemne λ i krótszy H-L. Jednocześnie wnioski o tempie dostosowań należy formułować ostrożnie, ponieważ parametry korekty zmieniają się między podokresami, a liczba porównywalnych specyfikacji jest ograniczona.

5.4. Powiązania cenowe z krajami wschodniej Unii Europejskiej

Badanie konwergencji między cenami ukraińskimi i krajami wschodniej UE

W tym podrozdziale zastosowano panelowe modele konwergencji oparte na różnicach logarytmów cen (cena ukraińska minus cena kraju wschodniej Unii Europejskiej). Metodę estymacji oraz specyfikacje modeli przyjęto analogicznie jak w poprzednich podrozdziałach (przyjęte równania odpowiadają wzorom 0.4–0.6). Analizę przeprowadzono na panelu obejmującym pięć przekrojów (Polskę, Rumunię, Węgry, Słowenię i Bułgarię). Oszacowania zaprezentowano dla pełnej próby tygodniowych szeregów cen oraz dla trzech podokresów (por. tab. 5.11), co przy relatywnie niewielkiej liczbie przekrojów uzasadnia koncentrację na tych horyzontach czasowych.

Tabela 5.11. Wyniki estymacji panelowych modeli konwergencji typu β między tygodniowymi szeregami cen kukurydzy na Ukrainie i w krajach wschodniej UE

Wyszczególnienie	Model Pooled OLS (I)			Model z efektami stałymi (II)		
	ρ	β	Half-Life	ρ	β	Half-Life
Konwergencja typu beta wg lat						
2010	-0,08***	0,08	8,45	-0,22 ***	0,25	2,79
2011	-0,11***	0,12	5,73	-0,16 ***	0,18	3,91
2012	-0,19***	0,20	3,39	-0,27 ***	0,32	2,19
2013	-0,09***	0,09	7,51	-0,20 ***	0,22	3,16
2014	-0,07**	0,07	9,97	-0,11 ***	0,12	5,82
2015	-0,09**	0,09	7,81	-0,13 **	0,14	4,88
2016	-0,08**	0,09	7,85	-0,13 **	0,14	4,98
2017	-0,04**	0,05	15,27	-0,12 ***	0,12	5,52
2018	-0,06**	0,06	12,04	-0,15 ***	0,16	4,20
2019	-0,09***	0,09	7,52	-0,10 ***	0,21	3,22
2020	-0,13***	0,14	4,81	-0,21 ***	0,24	2,91
2021	-0,15***	0,17	4,15	-0,25 ***	0,28	2,42
2022	-0,04	0,04	15,64	-0,05	0,05	13,24
2023	-0,09***	0,10	7,03	-0,22 ***	0,24	2,86
2024	-0,11***	0,12	5,71	-0,20 ***	0,22	3,10
Konwergencja typu beta wg przedziałów czasowych						
sty.2010-gru.2024	-0,07***	0,08	8,94	-0,10 ***	0,11	6,60
sty.2010-gru.2015	-0,08***	0,09	8,05	-0,12 ***	0,13	5,48
sty.2016-lut.2022	-0,08***	0,08	8,40	-0,12***	0,12	5,59
sie.2022-gru.2024	-0,09***	0,09	7,58	-0,13***	0,14	5,01
Wyszczególnienie	Model z efektami stałymi i indywidualnymi trendami (III)			Model z efektami stałymi i wspólnymi efektami czasowymi (IV)		
	ρ	β	Half-Life	ρ	β	Half-Life
Konwergencja typu beta wg lat						
2010	-0,25 ***	0,28	2,47	-0,17 ***	0,19	3,74
2011	-0,21 ***	0,24	2,95	-0,20 ***	0,22	3,12
2012	-0,34 ***	0,41	1,70	-0,24 *	0,27	2,57
2013	-0,24 ***	0,27	2,54	-0,18 **	0,19	3,59
2014	-0,12 ***	0,12	5,68	-0,22 ***	0,25	2,78
2015	-0,26 ***	0,29	2,36	-0,21	0,23	3,01
2016	-0,32 ***	0,37	1,86	-0,16 *	0,18	3,90
2017	-0,22 ***	0,24	2,88	-0,14 ***	0,15	4,56
2018	-0,20 ***	0,22	3,17	-0,18 ***	0,20	3,42
2019	-0,40 ***	0,49	1,42	-0,44 ***	0,55	1,27
2020	-0,25 ***	0,28	2,47	-0,25 ***	0,28	2,49
2021	-0,62 ***	0,86	0,81	-0,53 ***	0,70	0,99
2022	-0,19 ***	0,21	3,22	-0,35 ***	0,41	1,68
2023	-0,44 ***	0,55	1,25	-0,19 ***	0,21	3,32
2024	-0,29 ***	0,34	2,06	-0,26 ***	0,29	2,37
Konwergencja typu beta wg przedziałów czasowych						
sty.2010-gru.2024	-0,10 ***	0,11	6,25	-0,15 ***	0,16	4,34
sty.2010-gru.2015	-0,12 ***	0,13	5,41	-0,15 ***	0,16	4,44
sty.2016-lut.2022	-0,13 ***	0,13	5,21	-0,17 ***	0,19	3,70
sie.2022-gru.2024	-0,15 ***	0,24	2,87	-0,18 ***	0,20	3,40

Poziomy istotności: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$; Różnice między oszacowaniami β oraz H-L przy tych samych ρ wynikają z zaokrągleń.

Źródło: opracowanie własne na podstawie zestawów wskazanych w tabeli 5.1.

Dla krajów wschodniej UE obserwuje się wyższe wartości współczynników β niż dla zachodniej UE (por. tab. 5.11 i 5.3), co jest spójne z ich bezpośrednim sąsiedztwem z Ukrainą. Co istotne, silniejsze związki cenowe z krajami wschodniej UE utrzymują się mimo relatywnie mniejszych wolumenów importu kukurydzy (tab. 3.5). To pozostaje zgodne z ustaleniami Stephens i in. (2012), według których siła powiązań cenowych nie musi być dodatnio skorelowana z wielkością strumieni handlowych.

We wszystkich specyfikacjach modeli konwergencji uzyskano statystycznie istotne tempo wyrównywania cen zarówno w całej próbie, jak i w trzech wyodrębnionych podokresach. Niemniej jednak w każdym z podokresów, jak i w całej próbie zauważyć można wyższe współczynniki konwergencji beta w modelach konwergencji warunkowej (II-IV) niż w modelu konwergencji absolutnej (I). Istotne efekty stałe oraz efekty czasowe jednoznacznie wskazują, że konwergencja między cenami na Ukrainie i w krajach wschodniej UE ma charakter warunkowy. Uwzględnienie efektów czasowych odpowiedzialnych za kontrolę wspólnych czynników znacząco zwiększa oszacowane tempo konwergencji. W ostatnim modelu (IV) półokresy wygaszania odchyłeń nie przekraczają pięciu miesięcy. Z perspektywy prawa jednej ceny konwergencja cen ukraińskich z cenami krajów wschodniej UE pozostaje wyraźna i stabilna.

Analiza kierunków zmian współczynników beta, szczególnie w ostatnich dwóch modelach, w kolejnych latach, jak i kolejnych podokresach, wskazuje na lekki wzrost tempa konwergencji cen w czasie przy jednoczesnym obniżeniu H-L (tab. 5.11). Wyniki badań nie wskazują na osłabienie tempa konwergencji w okresie działań wojennych, a nawet pokazują jego lekki wzrost. Jest to też zgodne z badaniami Hamulczuka i Cherevyka (2025), którzy wykorzystując w tym celu panelowe modele ARDL, również zaobserwowali wzrost siły dostosowań cenowych między ukraińskimi i wschodnioeuropejskimi cenami kukurydzy w czasie trwania wojny.

Ocena przyczynowości w sensie Grangera

Następnie, z użyciem testów przyczynowości w sensie Grangera, w ramach analizy powiązań cenowych określono kierunki przepływu informacji cenowej oraz znaczenie Ukrainy i państw wschodniej UE w procesie odkrywania cen kukurydzy. Wyniki testów przyczynowości wg procedury T-Y zaprezentowano w tabeli 5.12 dla specyfikacji ze stałą,

a w tabeli A.5.7 dla specyfikacji ze stałą i trendem. Ponieważ ujęcie trendu nie wpłynęło na ogólne wnioski, dalsza dyskusja odnosi się do modelu ze stałą.

Ogólnie można przyjąć, że w latach 2010-2024 ceny ukraińskie w większym stopniu determinowały ceny kukurydzy na rynkach wschodniej UE niż odwrotnie. W większości par odnotowano istotne ($p = 0,05$) jednokierunkowe zależności przyczynowe, w których przeszłe zmiany ukraińskich cen oddziaływały na bieżące zmiany ceny w krajach wschodniej UE (Polska, Rumunia, Węgry, Słowenia). Jedynie w przypadku Bułgarii zaobserwować można dwukierunkowe zależności przyczynowe, jednak z nieco silniejszą przyczynowością od cen ukraińskich do cen bułgarskich.

Tabela 5.12. Wyniki testów przyczynowości (procedura T-Y, statystyka F, model z wyrazem wolnym) między tygodniowymi szeregami cen kukurydzy na Ukrainie i w krajach wschodniej UE

Kraje	H0: UA_FOB $\neq$ > kraje UE			
	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
PL	5,54 (4) ***	0,96 (2)	5,53 (2) **	1,49 (3)
RO	10,40 (2) ***	3,20 (4) **	2,60 (3) *	3,55 (3) **
HU	38,74 (2) ***	15,19 (2) ***	16,51 (3) ***	2,05 (2)
SI	16,74 (4) ***	7,49 (4) ***	11,11 (4) ***	2,88 (3) *
BG	29,17 (2) ***	11,68 (2) ***	13,08 (2) ***	1,43 (3)
Kraje	H0: kraje UE $\neq$ > UA_FOB			
	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
PL	2,01 (4)	4,20 (2) **	0,19 (2)	3,34 (3) **
RO	1,65 (2)	1,86 (4)	1,10 (3)	0,32 (3)
HU	3,75 (2) *	2,27 (2)	2,23 (3)	3,03 (2) *
SI	1,63 (4)	1,38 (4)	0,83 (4)	0,97 (3)
BG	7,92 (2) ***	2,71 (2)	4,13 (2) **	1,86 (3)

Uwagi: Poziomy istotności: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie zestawów wskazanych w tabeli 5.1.

Przed wybuchem pełnoskalowej wojny również można zaobserwować wiodącą rolę ceny ukraińskich w determinowaniu cen w wymienionych krajach. Hipoteza zerowa UA_FOB $\neq$ > kraje UE była w zdecydowanie częściej odrzucana w dwóch pierwszych podokresach niż hipoteza sformułowana odwrotnie: kraje UE $\neq$ > UA_FOB. Jest to zupełnie inaczej niż w przypadku badania przyczynowości w sensie Grangera między cenami ukraińskimi i cenami w zachodniej Europie (tab. 5.8), gdzie przyczynowość była dwukierunkowa z dominacją sygnałów od cen unijnych do cen ukraińskich.

W czasie wojny (od sierpnia 2022 do grudnia 2024 r.) obserwowano osłabienie związków przyczynowych. Hipoteza zerowa o braku przyczynowości była rzadziej odrzucana, mimo wzrostu eksportu ukraińskiej kukurydzy do krajów wschodniej UE. Istotny związek przyczynowości utrzymywał się w tym czasie jedynie w relacji z Rumunią (odrzucono $H_0: UA_FOB \neq > \text{kraje UE}$), co można wiązać ze wzmocnieniem roli portów rumuńskich i intensyfikacją przeładunków ukraińskiego zboża w ramach nowego korytarza czarnomorskiego, które zwiększyły bezpośrednie powiązania cenowe z Ukrainą.

Testowanie kointegracji

Podobnie jak we wcześniejszych analizach test graniczny wykonano w dwóch ujęciach (tab. 5.13). W całym horyzoncie badawczym (2010-2024) można stwierdzić długookresową zależność między cenami ukraińskimi a cenami krajów wschodniej UE. We wszystkich parach, w których zmienna zależna to cena unijna, a zmienna niezależna to cena ukraińska, odrzucono hipotezę o braku kointegracji. Jest to też spójne z wynikami testów przyczynowości. Dla większości par oszacowania w specyfikacjach ze stałą oraz ze stałą i trendem liniowym są spójne, co oznacza, że włączenie trendu do relacji kointegrującej zasadniczo nie zmienia wniosków na temat występowania związków długookresowych.

Badania przeprowadzone w poszczególnych podpróbach potwierdzają występowanie długookresowych zależności cenowych. Przyjmując za kryterium kointegracji odrzucenie H_0 w co najmniej jednej specyfikacji, zależności długookresowe potwierdzono w latach 2010-2015 dla wszystkich pięciu krajów: Polski, Rumunii, Węgier, Słowenii i Bułgarii, natomiast w kolejnym podokresie (styczeń 2016 – luty 2022 r.) wszystkich poza Słowenią. W czasie wojny rosyjsko-ukraińskiej (sierpień 2022 – grudzień 2024 r.) zależności długookresowe cen ukraińskich potwierdzono z cenami rumuńskimi, węgierskimi i słoweńskimi. Mniejsza liczba związków kointegracyjnych, w tym w przypadku Polski, może być związana z dużymi zmianami w polityce handlowej w tym okresie. Ograniczenie przepływów handlowych, w szczególności brak eksportu ukraińskiej kukurydzy do Polski i części krajów UE, wskutek unijnych środków zapobiegawczych obowiązujących od maja 2023 (dotyczyły pięciu państw przyfrontowych, przy zachowanym tranzyście), powodowało, że w tym czasie Ukraina przekierowała dostawy na alternatywne szlaki, w tym morskie przez Morze Czarne, z wykorzystaniem przeładunków w portach Rumunii (m.in. Konstancy). Mogło to prowadzić do zaburzeń w relacjach cenowych i transmisji cen.

Tabela 5.13. Testowanie kointegracji między tygodniowymi szeregami cen kukurydzy na Ukrainie i w krajach wschodniej UE: wyniki testu granicznego ARDL (statystyka F)

Kraje	Zmienna zależna: cena kraju UE							
	Model z wyrazem wolnym				Model z wyrazem wolnym i trendem			
	sty.2010- gru.2024	sty.2010- gru.2015	sty.2016- lut.2022	sie.2022- gru.2024	sty.2010- gru.2024	sty.2010- gru.2015	sty.2016- lut.2022	sie.2022- gru.2024
PL	14,81	6,25	4,72	2,75	14,81	6,37	5,15	2,36
RO	23,38	12,40	16,79	8,87	23,43	12,39	16,67	13,16
HU	12,86	8,61	2,62	5,04	13,24	8,64	2,69	5,75
SI	11,18	5,31	4,50	5,10	11,26	5,46	4,94	5,71
BG	9,28	15,35	2,54	2,50	12,12	15,21	2,80	1,66
Kraje	Zmienna zależna: UA_FOB							
	Model z wyrazem wolnym				Model z wyrazem wolnym i trendem			
	sty.2010- gru.2024	sty.2010- gru.2015	sty.2016- lut.2022	sie.2022- gru.2024	sty.2010- gru.2024	sty.2010- gru.2015	sty.2016- lut.2022	sie.2022- gru.2024
PL	3,62	1,80	0,88	2,14	3,69	3,00	1,23	2,72
RO	1,97	0,97	2,12	2,38	2,00	2,56	2,82	2,81
HU	4,98	2,35	1,63	3,95	5,28	4,38	1,88	5,15
SI	2,08	1,38	0,63	2,38	2,10	2,76	1,16	2,32
BG	3,98	1,86	4,47	2,36	6,34	6,13	4,92	4,12

Uwagi: pogrubieniem czcionki zaznaczono jednoznaczny wynik odrzucenia hipotezy zerowej dla progów I(1). Wyniki przedstawiono dla dwóch specyfikacji na poziomie istotności $p = 0,05$; progi krytyczne dla modelu z wyrazem wolnym: $I(0) = 3,10$, $I(1) = 3,835$; dla modelu z wyrazem wolnym i trendem: $I(0) = 4,013$, $I(1) = 4,583$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie zestawów wskazanych w tabeli 5.1.

W całej próbie oraz w poszczególnych podokresach wyniki testu kointegracji Engle’a-Grangera częściej wskazują na odrzucenie hipotezy zerowej o braku kointegracji niż wyniki testu granicznego ARDL (por. tab. A.5.8 i 5.13). W całej próbie (lata 2010-2024) oraz w okresach przedwojennych test EG najczęściej potwierdza kointegrację między cenami ukraińskimi i cenami krajów wschodniej UE niezależnie od przyjęcia, co jest zmienną endogeniczną, o czym świadczą ujemne i istotne statystyki testowe. Wnioski na temat powiązań długookresowych między ukraińskimi cenami kukurydzy i cenami tego zboża w krajach wschodniej UE są podobne do tych sformułowanych na podstawie testu granicznego.

Dostosowania długookresowe w świetle modeli ARDL-ECM

Dla tygodniowych cen, w których test graniczny ARDL potwierdził istnienie relacji długookresowych, w kolejnym kroku przeprowadzono analizę współczynników szybkości dostosowań do równowagi długookresowej (λ) oraz miary H-L w poszczególnych podokresach. Łącznie oszacowano 41 równań.

Tabela 5.14 prezentuje współczynniki korekty błędem (λ) z modeli ARDL-ECM oraz odpowiadające im półokresy wygaszania (H-L), tj. liczbę tygodni potrzebnych do redukcji o około 50% przejściowego odchylenia od równowagi, dla relacji długookresowej Ukraina $\Leftrightarrow$ kraje wschodnie UE. W pełnym okresie (2010-2014) wszystkie współczynniki λ są ujemne i statystycznie istotne, a ich poziomy wskazują na tygodniową korektę rzędu od 3-5% (Bułgaria) do 19% (Rumunia). Odchylenia od równowagi korygowane są szybciej niż w przypadku analogicznych badań dla cen światowych i cen zachodniej UE (por. tab. 5.6 i 5.10).

Tabela 5.14. Parametry szybkości dostosowania cen do równowagi długookresowej wg modeli ARDL-ECM (λ) oraz H-L (tygodnie, w nawiasach), Ukraina a kraje wschodniej UE

Kraje	Zmienna zależna: cena kraju UE							
	Model z wyrazem wolnym				Model z wyrazem wolnym i trendem			
	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
PL	-0,06 (11,18)	-0,06 (10,55)	-0,06 (11,11)	–	-0,06 (11,16)	-0,06 (10,57)	-0,07 (9,92)	–
RO	-0,19 (3,21)	-0,17 (3,80)	-0,41 (1,34)	-0,46 (1,13)	-0,19 (3,20)	-0,17 (3,8)	-0,41 (1,33)	-0,65 (0,66)
HU	-0,10 (6,75)	-0,13 (4,84)	–	-0,24 (2,53)	-0,10 (6,48)	-0,14 (4,76)	–	-0,28 (2,15)
SI	-0,10 (6,47)	-0,11 (5,68)	–	-0,17 (3,64)	-0,10 (6,42)	-0,11 (5,69)	-0,12 (5,28)	-0,21 (3,00)
BG	-0,05 (12,95)	-0,12 (5,26)	-0,06 (11,92)	–	-0,07 (9,75)	-0,13 (5,02)	–	–
Kraje	Zmienna zależna: UA_FOB							
	Model z wyrazem wolnym				Model z wyrazem wolnym i trendem			
	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
PL	–	–	–	–	–	–	–	–
RO	–	–	–	–	–	–	–	–
HU	-0,04 (15,51)	–	–	-0,09 (7,15)	-0,05 (14,56)	–	–	-0,10 (6,44)
SI	–	–	–	–	–	–	–	–
BG	-0,03 (20,4)	–	-0,08 (8,81)	–	-0,05 (13,08)	–	-0,08 (7,92)	–

Źródło: opracowanie własne na podstawie zestawów wskazanych w tabeli 5.1.

W poszczególnych podokresach, z wyłączeniem okresu od sierpnia 2022 do grudnia 2024 r., wartości λ nie odbiegały istotnie od ich oszacowań dla całej próby. W okresie od

sierpnia 2022 r. uzyskane wartości współczynnika λ dla Rumunii, Węgier i Słowenii (tylko dla tych krajów oszacowano równania) wskazują na stosunkowo wysokie tempo dostosowań cen do stanu równowagi, szczególnie w przypadku, gdy zmienną zależną jest cena unijna. W modelu z wyrazem wolnym tempo dostosowań wynosi tam 17-46% tygodniowo, a w modelu z wyrazem wolnym i trendem 21-65%. Przekłada się to na H-L nieprzekraczający 4 tygodni. Wyniki te sugerują, że w warunkach wojny rosyjsko-ukraińskiej oraz wysokiej presji importowej w tym czasie wzrosła siła powiązań cenowych między Ukrainą a wschodnimi krajami UE. Przykład Rumunii, Słowenii oraz Węgier pokazuje, że siła powiązań cenowych sukcesywnie rośnie z czasem. Jest to też zgodne z wynikami badań konwergencji cenowej (tab. 5.11) i sformułowanymi tam wnioskami.

Podsumowanie i wnioski

Celem rozprawy była ocena integracji cenowej ukraińskiego rynku kukurydzy w wymiarze krajowym i międzynarodowym. W ramach badań usystematyzowano teoretyczne koncepcje przestrzennej integracji rynków, przeprowadzono pogłębioną charakterystykę funkcjonowania ukraińskiego rynku kukurydzy oraz dokonano empirycznej identyfikacji i oceny powiązań cenowych na poziomie regionalnym, między cenami regionalnymi na Ukrainie a cenami eksportowymi, oraz w wymiarze międzynarodowym, wykorzystując w tym celu modele ekonometryczne oparte na tygodniowych szeregach czasowych cen ziarna kukurydzy. Za wyznaczniki przestrzennej integracji rynków przyjęto: konwergencję cen, występowanie przyczynowości w sensie Grangera, kointegrację szeregów cen oraz tempo korekty odchyleń od stanu równowagi długookresowej w ramach modeli korekty błędem.

W ramach badań zweryfikowano postawione w pracy hipotezy badawcze. Wokół postawionych hipotez sformułowano też dodatkowe wnioski. Hipoteza pierwsza, zakładająca występowanie istotnej integracji cenowej regionalnych rynków kukurydzy na Ukrainie, została potwierdzona. We wszystkich analizowanych specyfikacjach modeli panelowych uzyskano statystycznie istotne współczynniki konwergencji, które obrazują procesy szybkiego wyrównywania się cen między ukraińskimi regionami. Należy dodać, że regionalne ceny kukurydzy na Ukrainie nie wyrównują się całkowicie, ale dążą do zróżnicowanych stanów równowagi wynikających z wzajemnego położenia regionów względem portów i terminali eksportowych, co jest zgodne z prawem jednej ceny w wersji względnej. Silną integrację cenową regionalnych rynków potwierdzono również badaniami zależności długookresowych. Hipotezę o braku kointegracji odrzucono dla ponad 90% par regionalnych szeregów czasowych w latach 2016-2024. Należy dodać, że siła wzajemnych powiązań cenowych maleje wraz ze wzrostem odległości między ukraińskimi regionami.

Hipoteza druga, zgodnie z którą regionalne ceny kukurydzy na Ukrainie są determinowane przez ceny eksportowe, nie została w pełni potwierdzona. Wprawdzie w okresie przedwojennym, od stycznia 2016 do lutego 2022 r., jednoznacznie dominował kierunek przyczynowości w sensie Grangera od cen eksportowych do cen regionalnych, to w czasie wojny brak jest dowodów na to, by przeszłe ceny eksportowe pozwalały lepiej prognozować bieżące ceny regionalne niż *vice versa*. Wyniki testów przyczynowości wskazały na rosnące znaczenie regionów takich jak charkowski, czernihowski, sumski i

połtawski w procesie odkrywania nie tylko regionalnych, ale też eksportowych cen kukurydzy na Ukrainie. Regiony portowe (odeski, mikołajowski), które pełniły przed wojną kluczową rolę w kształtowaniu cen na Ukrainie utraciły pozycję liderów z uwagi na rozproszenie kierunków eksportu kukurydzy. Reorganizacja eksportu i przesunięcie wolumenów z transportu morskiego na korytarze lądowe (i odwrotnie) osłabiły dawne powiązania portowe i wzmocniły relacje cenowe wzdłuż nowych tras lądowych. Badania konwergencji oraz przeprowadzone testy kointegracji nie pozwalają uznać, aby wzajemne dostosowania cen regionalnych i cen eksportowych uległy osłabieniu w czasie wojny (od sierpnia 2022 r.), mimo że w czasie wojny doszło do pojawienia się dużych dysproporcji między cenami eksportowymi a regionalnymi.

Hipoteza trzecia, zakładająca determinowanie eksportowych ceny kukurydzy na Ukrainie przez ceny głównych światowych eksporterów, została potwierdzona w toku badań empirycznych. Testy przyczynowości w sensie Grangera wskazują na silniejsze oddziaływanie cen amerykańskich, argentyńskich, brazylijskich oraz francuskich na ceny ukraińskie niż odwrotnie, co jest szczególnie widoczne w pełnej próbie (lata 2010-2024) oraz w okresie przedwojennym (styczeń 2010 – luty 2022 r.). Dodatkowo, testy kointegracji dla pełnej próby potwierdzają występowanie długookresowych zależności między cenami na Ukrainie a cenami głównych światowych eksporterów. Warto dodać, że ukraińskie i światowe ceny kukurydzy wykazują tendencję do wzajemnego wyrównywania się (konwergencji) zgodnie z prawem jednej ceny w wersji absolutnej. Z kolei konwergencja cen ukraińskich i cen w krajach Unii Europejskiej ma charakter warunkowy.

Hipoteza czwarta, zakładająca osłabienie wewnętrznej i zewnętrznej cenowej integracji ukraińskiego rynku kukurydzy w czasie wojny mierzonych tempem konwergencji i dostosowań cenowych nie została potwierdzona. Tempo konwergencji między cenami regionalnymi na Ukrainie, między cenami regionalnymi i eksportowymi oraz między cenami eksportowymi na Ukrainie i cenami w innych krajach nie uległo zmniejszeniu po wybuchu wojny. Podobnie oszacowania tempa powrotu cen do stanu równowagi mierzonego relacjami długookresowymi (kointegracyjnym) nie są słabsze w czasie wojny niż w okresach przedwojennych. Zaobserwowano nawet zwiększenie siły wzajemnych dostosowań między cenami ukraińskimi a cenami krajów wschodniej UE. W czasie wojny potwierdzono za to mniej związków przyczynowych oraz kointegracyjnych między cenami ukraińskimi i cenami

w innych krajach niż w okresach przedwojennych, co można wiązać z niestabilną sytuacją z uwagi na częste zmiany szlaków handlowych oraz zmiany polityk handlowych.

Obok konkluzji na temat wzajemnych powiązań cenowych przeprowadzone badania pozwoliły na sformułowanie innych wniosków natury ogólnej i metodycznej. Ukraiński sektor zbóż cechuje wysoka koncentracja podmiotowa; agroholdingi, często wertykalnie zintegrowane, odgrywają kluczową rolę w produkcji i eksporcie, generując istotne konsekwencje gospodarcze i społeczne. Sama infrastruktura magazynowa i transportowa wymaga modernizacji, szczególnie po zniszczeniach wojennych. Wyniki rozprawy potwierdzają, że Ukraina jest istotnym światowym eksporterem kukurydzy z około 15% udziału, a wybuch wojny oraz będący tego efektem silny wzrost światowych cen potwierdził znaczenie Ukrainy na globalnym rynku. Znaczenie Ukrainy wzrasta wraz z globalnym popytem na pasze i biopaliwa, a wysoki potencjał produkcyjny wynika z korzystnych warunków glebowo-klimatycznych. Podpisywane porozumienia handlowe i umowy międzynarodowe miały kluczowe znaczenie dla rozwoju możliwości eksportowych oraz determinowały kierunki wymiany handlowej. Kluczowe rynki eksportowe to Unia Europejska, Chiny oraz kraje Afryki Północnej i Bliskiego Wschodu. Trzy czwarte produkcji kukurydzy trafia na eksport, co potwierdza wysoką konkurencyjność oraz międzynarodowe zintegrowanie ukraińskiego rynku kukurydzy również w wymiarze handlowym.

Wybuch wojny uwidoczniał, że utrzymanie wysokiej pozycji Ukrainy na globalnym rynku kukurydzy istotnie zależy od uwarunkowań politycznych, elastyczności szlaków eksportowych oraz postępów w zakresie liberalizacji handlu. Stąd kluczowa rekomendacja dla rządu ukraińskiego dotyczy obniżania skutków ryzyka politycznego i handlowego poprzez trwałe utrzymanie wielokorytarzowej logistyki eksportu, zwiększanie przepustowości przejść granicznych oraz zintensyfikowanie procesów liberalizacyjnych. Eksporterom z kolei zaleca się dywersyfikację tras i portów, elastyczne kontraktowanie mocy przeładunkowych oraz aktywne zarządzanie ryzykiem cenowym.

Prowadzone badania uwidoczniły, że głównym problemem jest dostępność, jakość i porównywalność informacji cenowych. Większość szeregów czasowych nie ma dokładnie ustalonej specyfikacji towaru, tak jak to jest na giełdach. Stąd do końca nie wiadomo, na ile pojawiające się nagle lub powolne zmiany cen czy relacji cenowych wynikają z uwarunkowań gospodarczych, na ile zaś ze sposobu ujmowania ceny (np. zmiana jakości

towaru będącego przedmiotem notowań). Również silne wahania kosztów (transport, ubezpieczenia, cła etc.), których nie ujmuje się w równaniach ekonometrycznych z uwagi na brak takich danych, powodują potencjalne obciążenia wyników badań, szczególnie w krótszych podokresach (np. rzadziej odrzucana hipoteza o braku zależności długookresowych).

Zaproponowana metodyka badawcza oraz uzyskane wyniki stanowią solidną podstawę do dalszych pogłębionych badań nad integracją przestrzenną ukraińskiego rynku zbóż. Z uwagi na to, że w pracy wykorzystano modele liniowe, dalsze badania transmisji cen warto rozszerzyć o modele zakładające nieliniowe dostosowania cen. Modele progowe czy wygładzonego przejścia zakładają, że tempo dostosowań cenowych zmienia się wraz odchyleniem od stanu równowagi, co jest zgodne z teoretycznymi przesłankami arbitrażu cenowego. Innym rozwiązaniem byłoby przyjęcie zmian reżimów (podokresów badawczych) nie na podstawie arbitralnie podjętych decyzji, ale automatycznie, po wykryciu zmiany strukturalnej w ramach danego modelu. Uzupełnieniem badań mogą być również modele wielowymiarowe typu VAR czy VECM, które w mniejszym stopniu niż model jednorównaniowe uzależnione są od arbitralnego podziału zmiennych na endogeniczne i egzogeniczne.

Literatura

Pozycje naukowe:

- Akima H. (1970). A new method of interpolation and smooth curve fitting based on local procedures. *Journal of the ACM (JACM)*, 17(4), 589-602.
- Ambroziak Ł., Kaliszuk E. (2009). Strefa wolnego handlu Unia Europejska i Ukraina – skutki handlowe dla Polski. *Gospodarka Narodowa. The Polish Journal of Economics*, 236(11-12), 141-163.
- Arnade C., Hoffman L. (2019). Determination of the international maize price: What is the growing role of Brazil and Ukraine? *Agricultural Economics*, 50(6), 735-747.
- Arrow K. J. (1962). Economic welfare and the allocation of resources for invention. In *Readings in industrial economics: Volume two: Private enterprise and state intervention*. London: Macmillan Education UK, 219-236.
- Averchev O. V., Fesenko H. O. (2021). Rozvytok rynku krupyanykh kultur v umovakh pandemiyi COVID-19 [Rozwój rynku zbóż w warunkach pandemii COVID-19]. *Tavriyskyy naukovyy visnyk. Seriya: Ekonomika*, (6), 31-43. URL: <https://doi.org/10.32851/2708-0366/2021.6.4> [dostęp: 05.2022].
- Baffes J. (2007). Oil spills on other commodities. *Resources Policy*, 32(3), 126-134.
- Balassa B. (1961). *The Theory of Economic Integration*. Richard D. Irwin, Inc., Homewood.
- Balke N. S. Fomby T. B. (1997). Threshold cointegration. *International Economic Review*, 627-645.
- Baltagi B. H. (2009). *Econometric analysis of panel data: a companion to econometric analysis of panel data*. John Wiley & Sons Incorporated.
- Barannyk N. V. Diachenko-Bohun M. M. (2022). Pidhotovka nasinnia Zea mays L. ta yoho vyroshchuvannia na riznykh substratakh v laboratornykh umovakh [Przygotowanie nasion Zea mays L. oraz ich uprawa na różnych podłożach w warunkach laboratoryjnych.]. *Biologhiia ta ekolohiia*, 8(1), 61–66. URL: <https://doi.org/10.33989/2022.8.1.275402> [dostęp: 04.2025].
- Barrett C. B. (1999). Measuring integration and efficiency in international agricultural markets. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 23(1), 19-32.

- 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.
- Baulch B. (1997). Transfer costs, spatial arbitrage, and testing for food market integration. *American Journal of Agricultural Economics*, 79(2), 477-487.
- Bobla V. (2019). Osnovni ieuropeiski importery kukurudy z ukrainy [Główni europejscy importerzy kukurydzy z Ukrainy]. *Teoriia ta praktyka upravlinnia rozvytkom ekonomiky: materialy*, 321. URL: http://dspace.puet.edu.ua/bitstream/123456789/7631/1/zb_conf_10-10-2019.pdf [dostęp: 05.2025].
- Boliko M. C. (2019). FAO and the situation of food security and nutrition in the world. *Journal of Nutritional Science and Vitaminology*, 65(Supplement), 4-8.
- Borodina, O. (2022). Silske gospodarstvo Ukrainy v umovakh voiennoho stanu: uroky dlia suspilstva i politykiv [Rolnictwo Ukrainy w warunkach stanu wojennego: lekcje dla społeczeństwa i polityków]. *Natsionalna akademiia nauk Ukrainy. National Academy of Sciences of Ukraine*. URL: <https://www.nas.gov.ua/UA/Messages/Pages/View.Aspix> [dostęp: 05.2025].
- Breitung J. (2000). The local power of some unit root tests for panel data. *Advances in Econometrics*, 15, 161-177.
- Brosig S., Weitzel E.-B., Glauben T., Poghosyan T., Rozelle S. (2007). Spatial Market Integration and the Dynamics of Transaction Costs in the Chinese Soybean Market. *The Empirical Economics Letters*, 6(5), 431-437.
- Brümmer B., von Cramon-Taubadel S., Zorya S. (2006). Vertical Price Transmission between Wheat and Flour in Ukraine: A Markov-Switching Vector Error Correction Approach. Contributed paper presented at the International Association of Agricultural Economists (IAAE) Conference, Gold Coast, Australia, August 12-18, 2006.
- Bruzda J. (2008). Konwergencja gospodarcza w wybranych krajach OECD w świetle testów kointegracji nieliniowej. *Acta Universitatis Nicolai Copernici. Ekonomia*, 38, 21-36.
- Bullock D. W., Lakkakula P., Wilson, W. W. (2023). Russia-Ukraine Conflict and the Global Food Grain Price Analysis. *Choices: The Magazine of Food, Farm, and Resource Issues*, 38(2).

- Cao Y., Turvey C. G., Kaiser H. M. (2025). Integration, insulation, and realignment: Global wheat market dynamics in the Russia-Ukraine war. SSRN. URL: <https://doi.org/10.2139/ssrn.5284404> [dostęp: 05.2025].
- Caselli F., Esquivel G., Lefort F. (1996). Reopening the convergence debate: a new look at cross-country growth empirics. *Journal of Economic Growth*, 1(3), 363-389.
- Cherednichenko O., Shkurat I. (2012). Suchasnyy stan rynku kukurudzy dlya zerna v Ukrayini [Obecny stan rynku kukurydzy na ziarno na Ukrainie]. Ed. board, 373.
- Cherevko H., Kolodiy A. (2012). Agrohodyngy v agrobiznesi Ukrai'ny: shansy i zagrozy [Agroholdingi w agrobiznesie Ukrainy: szanse i zagrożenia]. *Agrarna ekonomika (Agrarian Economy)*, 5(3-4), 3-9. URL: http://nbuv.gov.ua/UJRN/ae_2012_5_3-4_3 [dostęp: 05.2025].
- Cherevyk D., Hamulczuk M. (2018). Ukraiński rynek kukurydzy na tle zmian światowych. *Problemy Rolnictwa Światowego*, 18(2).
- Chou K. W., Lin P. C. (2019). Asymmetric price transmission and consumer costs in the Taiwanese rice market. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 22(4), 67.
- Cournot A. (1838). *Researches into the principles of wealth*, 1963 (English Translation). Irwin Paperback Classics in Economics.
- Czubak W., Kalinowski S., Krupin V. (2025). Podzielone plony. Analiza potencjalnych następstw członkostwa Ukrainy w Unii Europejskiej dla polskiego rolnictwa i przetwórstwa rolno-spożywczego. Fundacja i.m. Batorego.
- Dańska-Borsiak B. (2009). Zastosowania panelowych modeli dynamicznych w badaniach mikroekonomicznych i makroekonomicznych. *Przegląd Statystyczny. Statistical Review*, 56(2), 25-41.
- Dańska-Borsiak B. (2011). *Dynamiczne modele panelowe w badaniach ekonomicznych*. Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Davids T., Meyer F., Westhoff, P. (2017). Impact of trade controls on price transmission between southern African maize markets. *Agrekon*, 56(3), 223-232.
- Deininger K. W., Ali D. A. (2023). Land and mortgage markets in Ukraine: Pre-war performance, war effects, and implications for recovery (Policy Research Working Paper No. 10385). The World Bank.

- Dercon S. (1995). On market integration and liberalisation: method and application to Ethiopia. *The Journal of Development Studies*, 32(1), 112-143.
- Dercon S., Van Campenhout B. (1999). Dynamic price adjustment in spatially separated food markets with transaction costs. *Onderzoeksrapport 99.09*.
- Dickey D. A., Fuller W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427-431.
- Didukh S. M. (2011). Otsinka investytsiinoho potentsialu pidpriemstv elevatornoi promyslovosti Ukrainy [Ocena potencjału inwestycyjnego przedsiębiorstw przemysłu elewatorowego Ukrainy]. *Ekonomika kharchovoi promyslovosti*, (2), 43-48.
- Didusenko V. V., Kravchenko M. A., Zolotarov S. A., Prokhorchenko H. O. (2022). Doslidzhennia kros-kordonnykh perevezen zernovykh vantazhiv avtomobilnym ta zaliznychnym transportom [Badania transgranicznego transportu towarów zbożowych transportem samochodowym i kolejowym]. *Systemy ta tekhnologii*, 64(2), 19–29. URL: <http://biblio.umsf.dp.ua/jspui/handle/123456789/5337> [dostęp: 05.2025].
- Dielini M. M. (2015). Problemy intehratsii Ukrainy v svitove spivtovarystvo v suchasnykh umovakh [Problemy integracji Ukrainy ze społecznością międzynarodową we współczesnych warunkach]. *Hlobalni ta natsionalni problemy ekonomiky*, (2), 58–61.
- Drahan O. O., Zubchenko V. V. (2023). Osoblyvosti funktsionuvannia ahrarnykh kholdynhovykh kompanii v Ukraini [Istota funkcjonowania agroholdingów w Ukrainie]. *Investytsii: praktyka ta dosvid* [Investments: practice and experience], (5), 44–50. URL: <http://rep.btsau.edu.ua/handle/BNAU/8470> [dostęp: 05.2025].
- Dukhnevych A. V. (2011). Vykonannia ahrarno-pravovykh zobov'iazan Ukrainy shchodo eksportnykh rezhymiv i taryfnoho zakhystu u ramkakh SOT [Wykonanie zobowiązań agrarno-prawnych Ukrainy dotyczących reżimów eksportowych i ochrony taryfowej w ramach WTO]. *Chasopys Natsionalnoho universytetu "Ostrozka akademiia". Seriiia "Pravo"* [Journal of the National University "Ostroh Academy". Law Series], 4(2). URL: <https://lj.oa.edu.ua/articles/2011/n2/11davurs.pdf> [dostęp: 05.2025].

- El-Agraa A. M. (1989). *International Economic Integration*. W: *International Trade*. London: Palgrave Macmillan. DOI: 10.1007/978-1-349-10206-8_11
- Engle R. F., Granger C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Enke S. (1951). Equilibrium among spatially separated markets: Solution by electric analogue. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 40-47.
- Erenstein O., Jaleta M., Sonder K., Mottaleb K., Prasanna B. M. (2022). Global maize production, consumption and trade: trends and R&D implications. *Food Security*, 14(5), 1295-1319.
- Fackler P. L., Goodwin B. K. (2001). Spatial price analysis. *Handbook of agricultural economics*, 1, 971-1024.
- Faminov M. D., Benson B. L. (1990). Integration of spatial markets. *American Journal of Agricultural Economics*, 72(1), 49-62.
- Fenenko P. O. (2012). Henesis ta evoliutsiia derzhavnoho rehuliuвання zovnishnoi torhivli silskohospodarskoiu produktsiui v ukraini [Geneza i ewolucja państwowego regulowania handlu zagranicznego produktami rolnymi w Ukrainie]. *Formuvannia rynkovykh vidnosyn v ukraini*, (12), 157-163. URL: http://www.agrosvit.info/pdf/19_2012/11.pdf [dostęp: 05.2022].
- Fernandes G., Teixeira P., Santos T. A. (2023). The impact of the Ukraine conflict in internal and external grain transport costs. *Transportation Research Interdisciplinary Perspectives*, 19, 100803.
- Fesun T. P. (2021). Elevatorna promyslovist: tradytsii ta innovatsii [Przemysł silosowy: tradycje i innowacje]. *Vitchyzniani ta svitovy dosvid*. URL: <https://dspace.nuft.edu.ua/handle/123456789/34263> [dostęp: 05.2022].
- Figiel S. (2002). *Cenowa efektywność rynku towarowego na przykładzie zbóż w Polsce*. Wydawnictwo Uniwersytetu Warmińsko-Mazurskiego.
- Garbade K. D., Silber W. L. (1983). Price Movements and Price Discovery in Futures and Cash Markets. *The Review of Economics and Statistics*, 65(2), 289-297.
- Ghoshray A. (2008). Asymmetric price adjustment of Ukrainian feed wheat export prices in relation to US maize exports: A Note. *Economics Bulletin*, 17(2), 1-8.

- Ghoshray A. (2010). Smooth transition effects in price transmission: The case of international wheat export prices. *Economics Letters*, 106(3), 169-171.
- Goldberg P. K., Verboven F. (2005). Market integration and convergence to the Law of One Price: evidence from the European car market. *Journal of International Economics*, 65(1), 49-73.
- Goodwin B. K., Piggott N. E. (2001). Spatial market integration in the presence of threshold effects. *American Journal of Agricultural Economics*, 83(2), 302-317.
- Götz L., Qiu F., Gervais J. P., Glauben T. (2016). Export Restrictions and Smooth Transition Cointegration: Export Quotas for Wheat in Ukraine. *Journal of Agricultural Economics*, 67(2), 398-419.
- Götz L., von Cramon-Taubadel S., Kastykina N. (2013). How integrated are Russia's wheat markets? A nonlinear approach. *Journal of Agricultural Economics*, 64(3), 612-634.
- Goychuk K. (2013). Analysis of the Asymmetric Price Transmission in the Ukrainian Wheat Supply Chain. FAPRI-MU Report Nr 05-13, 1-36.
- Goychuk K., Meyers W. H. (2011). Black sea wheat market integration with the international wheat markets: some evidence from co-integration analysis (No. 321-2016-11100).
- Goychuk K., Meyers W. H. (2014). Black Sea and world wheat market price integration analysis. *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroeconomie*, 62(2), 245-261.
- Granger C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 424-438.
- Gregory A. W., Hansen B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126.
- Grote U., Fasse A., Nguyen, T. T., Erenstein O. (2021). Food security and the dynamics of wheat and maize value chains in Africa and Asia. *Frontiers in Sustainable Food Systems*, 4, 617009.
- Hafurova O. V., Tkachenko Y. O. (2019). Zahalna kharakterystyka pravovidnosyn u sferi funktsionuvannya rynku zerna [Ogólna charakterystyka stosunków prawnych w funkcjonowaniu rynku zboża]. URL: <https://doi.org/10.31548/law2019.01.007> [dostęp: 05.2025].

- Halperina L. P., Shapoval A. V. (2013). Strategičnì naprâmi torgovel'no-ekonomičnih vidnosin Ukraïni z Kitaêm [Strategiczne kierunki stosunków handlowo-gospodarczych Ukrainy z Chinami]. Strategiâ rozvitku Ukraïni (Strategy of Ukraine's Development), (4). URL: <https://jrn1.nau.edu.ua/index.php/SR/article/view/7087> [dostęp: 05.2025].
- Hamulczuk M. (2013). Asymetria w transmisji cen w łańcuchu żywnościowym. Przykład cen drobiu w Polsce. Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, (307), 212-223.
- Hamulczuk M. (2018). Przestrzenna integracja towarowych rynków rolnych na przykładzie pszenicy. Wydawnictwo SGGW, Warszawa.
- Hamulczuk M. (2020). Metodologiczne problemy oceny przestrzennej integracji towarowych rynków rolnych. Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, 363(2), 32-52.
- Hamulczuk M. (2020). Spatial integration of agricultural commodity markets – methodological problems. Zagadnienia Ekonomiki Rolnej/Problems of Agricultural Economics, (2).
- Hamulczuk M., Cherevyk D. (2025). Price Integration of the Ukrainian and EU Corn Markets in the Context of the Russian-Ukrainian War. Agriculture, 15(16), 1777.
- Hamulczuk M., Cherevyk D., Makarchuk O., Kuts T., Voliak L. (2023). Intehratsiia ukrainskykh zernovykh rynkiv z zakhidnymi rynkami pid chas vtorhnennia rosii v ukrainu [Integracja ukraińskich rynków zbożowych z rynkami zagranicznymi podczas inwazji Rosji na Ukrainę]. Zakhadnienia Ekonomiki Rolnoi, 377(4), 1-25.
- Hamulczuk M., Stańko S. (2015). Sezonowość i cykliczność cen oraz ich relacji w łańcuchu marketingowym wieprzowiny. Roczniki Naukowe Ekonomii Rolnictwa i Rozwoju Obszarów Wiejskich, 102(3).
- Harust Y., Myrhorod-Karpova V., Kiselyova E., Pylypenko P., Zhyravetsky T. (2021). Land market opening in Ukraine: Myths or reality. International Journal of Agricultural Extension, 9 (Special Issue 2), 47-55. URL: <https://elibrary.ru/item.asp?id=48833467> [dostęp: 05.2025].
- Holomsha N. Y., Dziadykevych O. Y., Lypnytska T. A. (2017). Minimizatsiia eksportnykh vytrat yak napriam pidvyshchennia konkurentospromozhnosti ukrainskoho zerna [Minimalizacja kosztów eksportu jako kierunek podniesienia konkurencyjności

- ukraińskiego zboża]. *Molodyi vchenyi (Young Scientist)*, (9), 506-510. URL: <http://molodyvcheny.in.ua/files/journal/2017/9/113.pdf> [dostęp: 05.2025].
- Hordiienko, V. O., Borvinko, E. V. (2021). Perspektyvy rozvytku APK Ukrainy [Perspektywy rozwoju kompleksu rolno-przemysłowego Ukrainy]. In *Aktualni problemy suchasnoho biznesu: oblikovo-finansovyi ta upravlinskyi aspekty. Proceedings of the 3rd International Scientific and Practical Internet Conference (Lviv, March 17-19, 2021), Part 1*. Lviv: LNAU, p. 41.
- Horin N., Krzyżanowski J. T. (2016). Konkurencyjność ukraińskiego sektora rolno-spożywczego na unijnym rynku po utworzeniu strefy wolnego handlu UE-Ukraina. *Problems of World Agriculture/Problemy Rolnictwa Światowego*, 16(31), 85-94.
- Hrabovskyi M. B., Hrabowska, T. O., Obrazhiy, S. V. (2014). Vplyv hidrotermichnykh umov vechetatsiyi na urozhaynist hibrydiv kukurudzy riznykh hrup styhlosti v umovakh Tsentralnoho Lisostepu Ukrayiny [Wpływ warunków hydrotermicznych wegetacji na plonowanie hybryd kukurydzy różnych grup dojrzałości w warunkach centralnej części ukraińskiego lasostepu]. *Agrobiologiya*, (1), 57-62. URL: https://agrobiologiya.btsau.edu.ua/sites/default/files/visnyky/agrobiologiya/grabovskiy_2_2014.pdf [dostęp: 05.2025].
- Hrytsiuk P. M., Babych T. Yu. (2015). Optymalne planuvannia elevatornoi merezhi Ukrainy [Optymalne planowanie ukraińskiej sieci elewatorów]. *Visnyk Zaporizkoho natsionalnoho universytetu. Ekonomichni nauky*, 3(27), 50-57.
- Ihle R., Amikuzuno J. (2010). Assessing seasonal asymmetric price transmission in ghanaiian tomato markets with the johansen estimation method (No. 53). *Discussion Papers*.
- Im K. S., Pesaran M. H., Shin Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- Janzen J., Zulauf C. (2023). The Russia-Ukraine war and changes in Ukraine corn and wheat supply: Impacts on global agricultural markets. *farmdoc daily*, 13(34).
- Johansen S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.

- Kaflevska S. H., Koziar N. O. (2013). Stan ta problemy rozvytku rynku zerna v ukraini [Stan i problemy rozwoju rynku pszenicy w Ukrainie]. *Efektivna ekonomika*, (4). URL: <http://www.economy.nayka.com.ua/?op=1&z=1928> [dostęp: 05.2025].
- Kamecki Z. (1967). Pojęcie i typy integracji gospodarczej. *Ekonomista*, nr 1, s. 79. 5 F.
- Kao C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44.
- Keller W., Shiue C. H. (2007). Market integration and economic development: A long-run comparison. *Review of Development Economics*, 11(1), 107-123.
- Khodakivska O. V., Mohylnyi O. M. (2017). Ahrokhodynhy Ukrayiny: aharna polityka ta vyklyky maybutnyomu [Agroholdingi Ukrainy: polityka rolna i wyzwania przyszłości]. *Ekonomika APK*, (6), 33-41. URL: <https://lib.dsau.dp.ua/book/145892> [dostęp: 05.2025].
- Kidane D. G. (2022). Market integration and price transmission in the regional grain markets in Ethiopia. *Journal of Applied Economics*, 25(1), 784-801.
- Kocak E., Bilgili F., Bulut U., Kuskaya S. (2022). Is ethanol production responsible for the increase in corn prices?. *Renewable Energy*, 199, 689-696.
- Korobka, S. V. (2023). Rynok zemli v Ukraini: problemy formuvannia ta napriamy podalshoho rozvytku [Rynek ziemi w Ukrainie: problemy kształtowania się i kierunki dalszego rozwoju]. *Problemy suchasnykh transformatsii. Serii: ekonomika ta upravlinnia*, 9. URL: <https://doi.org/10.54929/2786-5738-2023-9-03-07> [dostęp: 05.2025].
- Kovalenko T. O. (2023). Pravovi pytannia dostupu ahrokhodynhyv do zemel silskohospodarskoho pryznachennya v Ukrayini [Prawne kwestie dostępu agroholdingów do ziemi rolniczej na Ukrainie]. URL: <http://www.sulj.oduvs.od.ua/archive/2023/2/12.pdf> [dostęp: 05.2025].
- Kozachenko D., Vernygora R., Rustamov R. (2014). Pidvyshchennya efektyvnosti perevezen zernovykh vantazhiv zaliznychnym transportom [Zwiększenie efektywności transportu kolejowego towarów zbożowych]. *Ukrainski zaliznytsi*, (7), 56-59. URL: <https://crust.ust.edu.ua/items/fcece8f3-b20a-4806-8f5f-174e9d25f647> [dostęp: 05.2025].

- Kozak O. A., Hryshchenko O. Yu. (2016). Rozvytok zernovoyi haluzi Ukrayiny na suchasnomu etapi [Rozwój branży zbożowej Ukrainy na współczesnym etapie]. *Ekonomika APK*, (1), 38-47.
- Kravtsova E. V., Rudakova L. V. (2021). Green fertilizers as a way to preserve fertility of ordinary chernozem. In *IOP Conference Series: Earth and Environmental Science* (Vol. 659, No. 1, p. 012055). IOP Publishing.
- Krugman P. (1991). Increasing Returns and Economic Geography. *Journal of Political Economy*, 99(3).
- Krugman P. (1994). Rethinking international trade. The MIT Press Cambridge, Massachusetts.
- Krugman R. (1979). Increasing Returns, Monopolistic Competition, and International Trade. *Journal of International Economics*, 9(4), 469–479.
- Kulakova, S. Yu., Kalebets, A. V., Podkopova, D. Ye. (2023). Osoblyvosti formuvannia lohystychnykh vytrat pidpriemstv v umovakh voiennoho stanu [Istota kształtowania kosztów logistycznych przedsiębiorstw w warunkach stanu wojennego]. *Finansovo-kredytni systemy: perspektyvy rozvytku* [Financial and credit systems: prospects for development], 8(1), 22–29. URL: <https://reposit.nupp.edu.ua/handle/PoltNTU/12349> [05.2025].
- Kupchak P. M. (2009). Kharchova promyslovist ukrainy v umovakh aktyvizatsii intehratsiinykh ta hlobalizatsiinykh protsesiv [Przemysł spożywczy Ukrainy w warunkach aktywizacji procesów integracyjnych i globalizacyjnych]: Za redaktsiei d. e. n., prof. Deineko L. V.
- Kusideł E. (2013). Konwergencja wojewódzkich wskaźników ładu społecznego. *Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomica*, 293, 123-130.
- Levin A., Lin C.F., Chu C.S.J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
- Lialko D. (2021). Ways to increase profits from the export of Ukrainian corn on the world market. *Ekonomika APK*, 10(28), 90-97.
- Lin B., Wang Y., Wang X. (2023). The impact of the Russia-Ukraine conflict on the global agricultural market: An analysis of price transmission. *Frontiers in Energy Research*, 11, 1148719.

- Lucchetti R. (2011). State space methods in gretl. *Journal of Statistical Software*, 41, 1-22.
- Luchnykova T. (2022). Mizhnarodni vantazhni perevezennya terytoriyeyu Ukrayiny v umovakh viyny [Międzynarodowy transport towarowy przez terytorium Ukrainy w warunkach wojny]. *International Scientific-Practical Journal Commodities and Markets*, 43(3), 37-46. URL: [https://doi.org/10.31617/2.2022\(43\)03](https://doi.org/10.31617/2.2022(43)03) [dostęp: 05.2022].
- Lupenko Y. O., Kropyvko M. F. (2013). Ahrokhodynhy v Ukrayini ta posylennya sotsialnoyi spryamovanosti yikh diyalnosti [Agroholdingi na Ukrainie i wzmocnienie społecznego ukierunkowania ich działalności]. *Ekonomika APK*, (7), 5-21. URL: <https://lib.dsau.dp.ua/book/107223> [dostęp: 05.2025]
- Lütkepohl H. (2013). *Introduction to multiple time series analysis*. Springer Science & Business Media.
- Makhanova Yu. M. (2015). Export of Grain Crops of Ukraine, the EU, and Countries of the World in the Context of Modern Integration Processes. *The problems of economy*, 1, 27-36. URL: <http://jnas.nbu.gov.ua/article/UJRN-0000511370> [dostęp: 05.2025].
- Manochio C., Andrade B.R., Rodriguez R.P., Moraes B.S. (2017). Ethanol from biomass: A comparative overview. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 80, 743-755.
- Marshall A. (1920). *Principles of Economics* (8th ed.). London: Macmillan and Co. (Originally published in 1890).
- Martin W. (2017). *Agricultural trade and food security*. ADBI Working Paper No. 664. Asian Development Bank Institute (ADBI), Tokyo.
- Matuszak S. (2021). *World's Granary?: Development of Agriculture in Ukraine*. Marek Karp Center for Eastern Studies.
- Mazur K., Yanchuk D., Haleta D. (2023). Osoblyvosti orhanizatsii agroeksportu z Ukrainy v umovakh viiskovoho stanu [Specyfika organizacji eksportu rolnego z Ukrainy w warunkach stanu wojennego]. *Ekonomika ta suspilstvo (Economy and Society)*, (51). URL: <https://doi.org/10.32782/2524-0072/2023-51-12> [dostęp: 05.2025].
- McKenzie A. M., Holt M. T. (2002). Market efficiency in agricultural futures markets. *Applied Economics*, 34(12), 1519-1532.
- McNew K., Fackler P. L. (1997). Testing market equilibrium: Is cointegration informative?. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 191-207.

- Melnyk L. L. (2010). Eksport zerna Ukrayinoyu: stan, problemy ta perspektyvy [Eksport zboża przez Ukrainę: stan, problemy i perspektywy]. *Agrosvit*, (23), 7-10. URL: http://www.agrosvit.info/pdf/23_2010/3.pdf [dostęp: 05.2025].
- Moisiienko V. V. (2015). Priorytetnist ta shliakhy pidvyshchennia produktyvnosti zernovoi ta sylosnoi kukurudzy [Priorytety i sposoby zwiększania produktywności kukurydzy ziarnowej i kiszonkowej]. *Visnyk ZhNAEU*, 1(1), 190–203. URL: http://nbuv.gov.ua/UJRN/Vzhnau_2015_1%281%29__24 [dostęp: 05.2025].
- Moldavan L. V., Shubravskaya O. V. (2015). Investytsiini priorytety u sferi rozvytku ahropromyslovoho vyrobnytstva Ukrayiny ta mekhanizmy yikh realizatsiyi [Priorytety inwestycyjne w rozwoju produkcji rolno-przemysłowej Ukrainy i mechanizmy ich realizacji]. *Ekonomika Ukrayiny*, (4), 78-87. URL: http://nbuv.gov.ua/UJRN/EkUk_2015_4_11 [dostęp: 05.2025].
- Moser C. M., Barrett C. B., Minten B. (2005). Missed Opportunities and Missing Markets: Spatio-Temporal Arbitrage of Rice in Madagascar. Paper presented at the 2005 Annual Meeting of the American Agricultural Economics Association (AAEA), July 24-27.
- Moskvichenko, I. M., Stadnik, V. H., Pavlenko, V. V. (2021). Shchodo efektyvnosti lohistychnykh skhem eksportu ukrainskoho zerna do krain-spozhyvachiv aziatskoho rehionu [Organizacji logistyki eksportu ukraińskiego zboża do krajów-konsumentów regionu azjatyckiego]. *Seriia: Mizhnarodni ekonomichni vidnosyny ta svitove hospodarstvo*, (36), 101–107. URL: http://nbuv.gov.ua/UJRN/Nvuumevcg_2021_36_20 [dostęp: 05.2025].
- Narayan P. K. (2005). Reformulating critical values for the bounds F-statistics approach to cointegration: An application to the tourism demand model for Fiji. Monash University, Discussion Paper.
- Nasir M. A., Huynh T. L. D., Vo X. V. (2022). The ripple effects of the Russia-Ukraine war on global financial markets: Evidence of price transmission. *International Review of Financial Analysis*, 84, 102364.
- North D. C. (1990). *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*. Cambridge: Cambridge University Press.

- Nyongo L. (2014). Maize price differences and evidence of spatial integration in Malawi: The case of selected markets. MaSSP Working Paper No. 3, International Food Policy Research Institute (IFPRI), Washington, DC. URL: <https://ideas.repec.org/p/fpr/masspp/3.html> [dostęp: 05.2025].
- Okorokov A. M., Vernyhora R. V., Tsuprov P. S. (2016). Richkovyi transport Ukrayiny: suchasnyi stan ta perspektyvy vykorystannia [Transport rzeczny Ukrainy: stan obecny i perspektywy wykorzystania]. Transportni systemy ta tekhnolohii perevezen, (12), 62-68. URL: <http://tstt.diiit.edu.ua/article/view/85886> [dostęp: 05.2025].
- Olczyk M., Wolszczak-Derlacz J. (2009). The evolution of market integration between the EU and Poland – price and trade approach. W: A. Stępnia, S. Umiński, A. Zabłocka (red.), Wybrane problemy integracji europejskiej, 401-412.
- Olszańska A. (2016). Handel zagraniczny Polski produktami mięsnymi w latach 1996-2014 – ocena tendencji na podstawie wybranych wskaźników. Zeszyty Naukowe SGGW – Problemy Rolnictwa Światowego, 16(2), 232-241.
- Orden D., Kaukab R. S., Diaz-Bonilla E. (2002). Liberalizing Agricultural Trade and Developing Countries. Washington, DC: Carnegie Endowment for International Peace/Cordell Hull Institute (Global Policy Program, Trade, Equity and Development Project, November 2002).
- Ostashko T. O., Olefir V. K. (2019). Perspektyvy vil'noyi torhivli z Kytayem: rozvytok vitchyznyanoho eksportu i ryzyky importozalezhnosti [Perspektywy wolnego handlu z Chinami: rozwój krajowego eksportu i ryzyko uzależnienia od importu]. Ekonomika i prohnozuvannya, (1), 128-155. URL: <https://doi.org/10.15407/eip2019.01.128> [dostęp: 05.2025].
- Pakhomova N. I. (2011). Deiaki naslidky intehratsii Ukrainy u svitovu torhovelnu systemu v rezultati pryiednannia do Svitovoi Orhanizatsii Torhivli (SOT) [Niektóre skutki integracji Ukrainy ze światowym systemem handlowym w wyniku przystąpienia do Światowej Organizacji Handlu (WTO)]. Efektyvna ekonomika, (10). URL: <http://www.economy.nayka.com.ua/?op=1&z=757> [05.2025]
- Pareto V. (1964). Cours d'économie politique (Vol. 1). Librairie Droz.
- Pasichnyk O.V. (2020). Eksport kukurudzy do kitaiskoi narodnoi respubliky [Eksport kukurydzy do Chińskiej Republiki Ludowej]. Orghkomitet konferentsii, 163. URL:

<https://www.ksau.kherson.ua/files/konferencii/Збірник%20Конф.%202020.pdf>
[dostęp: 05.2025]

- Pawlak K. (2021). Handel rolno-żywnościowy krajów Unii Europejskiej w warunkach współpracy transatlantyckiej. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.
- Pede V. O., Valera H. G. A., Alam M. J., McKenzie A. M. (2013). Nonlinearities in Regional Rice Prices in the Philippines: Evidence from a Smooth Transition Autoregressive (STAR) Approach. Referat zaprezentowany na 2013 Annual Meeting, Agricultural and Applied Economics Association, Waszyngton, D.C., 4-6 sierpnia 2013.
- Pedroni P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653-670.
- Pesaran M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312.
- Pesaran M. H., Shin Y. (1995). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis (Vol. 9514, pp. 371-413). Cambridge, UK: Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Pesaran M. H., Shin Y., and Smith R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16.3, 289-326.
- Pesaran M., Shin Y. (1999). An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. [w:] S. Strøm (Ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (Econometric Society Monographs, 371-413). Cambridge: Cambridge University Press.
- Phillips P. C., Perron P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Pichugin S. F., Oksenenko K. O. (2022). Perspektywne rishennia fermenteriv u skladi vyrobnytstv bioetanola [Perspektywiczne rozwiązanie fermentorów w ramach produkcji bioetanolu] [Rozprawa doktorska]. Narodowy Uniwersytet „Politechnika Połtawska imienia Jurija Kondratiuka”. In *Ekolohiia. Dovkillia. Enerhozberezhennia* (zbirnyk materialiv), 237–240. URL: https://reposit.nupp.edu.ua/bitstream/PolNTU/11974/1/zbirnik_edu_2022-237-240.pdf [dostęp: 05.2025].

- Pippenger J., Phillips L. (2008). Some pitfalls in testing the law of one price in commodity markets. *Journal of International Money and Finance*, 27(6), 915-925.
- Pochernina N. V. (2015). Pryame inozemne investuvannia v APK ukrainy [Bezpośrednie inwestycje zagraniczne w agro-przemysłowy kompleks Ukrainy]. In *Stratehiia rozvytku ahropromyslovoho vyrobnytstva: zbirnyk materialiv mizhnarodnoi naukovo-praktychnoi internet-konferentsii*, 132–137. URL: https://econom.lnu.edu.ua/wp-content/uploads/2019/07/materialy_konfer_2017.pdf [dostęp: 05.2025].
- Pokalchuk M. Y., Karakoi T. S. (2018). Pravovi aspekty diyalnosti ahrokholdynhiv v Ukrayini poriad z inshymy typamy silskohospodarskykh pidpriemstv [Prawne aspekty działalności agroholdingów na Ukrainie w porównaniu z innymi rodzajami przedsiębiorstw rolniczych]. *Elektronne naukowe fakhove vydannya yurydychnoho fakultetu DVNZ (Uzhorodskyi natsionalnyi uniwersytet)*, (4), 214-216. URL: <https://journals.indexcopernicus.com/api/file/viewByFileId/715200> [dostęp: 05.2025].
- Potori N., Józsa M. (2014). Do Black Sea maize prices influence maize futures price discovery in Hungary, An analysis of the relationship between Hungarian and Black Sea maize prices. *Studies in Agricultural economics*, 116(1316-2016-102817), 148-152.
- Pożniak S. P. (2016). Czarnoziemy Ukrainy: geografia, geneza i współczesny stan. *Ukraiński Geograficzny Żurnal (Український географічний журнал)*, 2016(1), 9–13.
- Pushkar M. H., Pushkar M. I. (2011). Tendentsiyi rozvytku zernovoyi haluzi v Ukrayini [Tendencje rozwoju branży zbożowej na Ukrainie]. *Innovatsiina Ekonomika*, (5), 186-188.
- Ranum P., Peña-Rosas J. P., Garcia-Casal, M. N. (2014). Global maize production, utilization, and consumption. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1312(1), 105-112.
- Rashid S., Minot, N. (2010). Are Staple Food Markets in Africa Efficient? Spatial Price Analyses and Beyond. Paper prepared for the COMESA policy seminar “Food Price Variability: Causes, Consequences, and Policy Options”, Maputo, Mozambique, 25-

- 26 January 2010, under the COMESA–MSU–IFPRI African Agricultural Markets Project (AAMP).
- Ravallion M. (1986). Testing market integration. *American Journal of Agricultural Economics*, 68(1), 102-109.
- Rembeza J. (2010). *Transmisja cen w gospodarce polskiej*. Wydawnictwo Uczelniane Politechniki Koszalińskiej.
- Rose S., DeRoo C., Rant J. (2023). The impact of the war in Ukraine on global food security. *Choices*, 38(1), 1-8.
- Rosola U. V. (2017). Suchasnyy stan rynku silskohospodarskoyi produktsiyi [Aktualny stan rynku produktów rolnych]. *Naukovyy visnyk Mukachivskoho derzhavnoho universytetu*. Ser.: *Ekonomika*, (2), 46-51. URL: <https://economics-msu.com.ua/uk/journals/tom-4-2-2017/suchasny-stan-rinku-silskogospodarskoyi-produktsiyi> [dostęp: 05.2025].
- Sakharchenko V. I. (2021). Aktualni problemy ahrovyrobnytstva v umovakh zaprovadzhennya rynkovoho obihu zemel silskohospodarskoho pryznachennya [Aktualne problemy produkcji rolnej w warunkach wprowadzenia rynkowego obrotu ziemią rolną]. *Podilian Bulletin: Agriculture, Engineering, Economics*, (34), 118-128.
- Samofatova V. A., Buh Y. Y. (2021). Stratehiya rozvytku zernovoyi haluzi Ukrayiny [Strategia rozwoju branży zbożowej Ukrainy]. In *Ekonomichni ta sotsialni aspekty rozvytku Ukrainy na pochatku KhKhI stolittia: materialy IKh Mizhnarodnoi naukovo-praktychnoi konferentsii* (Odesa, 19–20 zhovtnia 2021 r.), 7-19.
- Samuelson P. A. (1952). Spatial price equilibrium and linear programming. *The American Economic Review*, 42(3), 283-303.
- Samuelson P., Nordhaus W. (2009). *Economics*. Wyd. McGraw Hill.
- Sapa A. (2010). Bezpieczeństwo żywnościowe w krajach rozwijających się. *Roczniki Ekonomiczne Kujawsko-Pomorskiej Szkoły Wyższej w Bydgoszczy*, (3), 231-244.
- Sedikov D. V. (2018). Lohistyka zerna: infrastrukturnyi komponent ta problemy rozvytku [Logistyka ziarna: komponent infrastrukturalny i problemy rozwoju]. *Naukovyi visnyk Uzhhorodskoho natsionalnoho universytetu*. Serii: *Mizhnarodni ekonomichni vidnosyny ta svitove hospodarstvo*, 22(3).

- Semikina K. V. (2011). Problemy investuvannya ahropromyslovoho kompleksu Ukrayiny [Problemy inwestowania w kompleks rolno-przemysłowy Ukrainy]. Naukovyy visnyk: Finansy, banky, investytsiyi, (1), 85-89.
- Shchetina M. A. (2012). Teoretychni aspekty orendnykh zemelnykh vidnosyn v Ukrayini [Teoretyczne aspekty stosunków dzierżawy ziemi na Ukrainie]. Zbirnyk naukovykh prats Vinnytskoho natsionalnoho ahrarnoho universytetu. Serii: Ekonomichni nauky, 3(69), 233-237. URL: <https://ecology.udau.edu.ua/assets/files/statti/publikacii-pdf/spisok-druk.-prac-shhetini-m.-oformleni.pdf> [dostęp: 02.2025].
- Sheremetynska O. V., Savchuk I. V. (2016). Vplyv ofshornykh zon na ekonomiku Ukrayiny [Wpływ rajów podatkowych na gospodarkę Ukrainy]. Ekonomichniy Prostir, (105), 58–66. URL: http://nbuv.gov.ua/UJRN/ecpros_2016_105_8 [dostęp: 05.2025].
- Shevchenko A. A. (2022). Stan rozvytku tvarynnytstva v Ukrayini [Stan rozwoju hodowli zwierząt na Ukrainie]. Ukrainskyi zhurnal prykladnoi ekonomiky ta tekhniky, 7(2), 82–90. URL: <https://doi.org/10.36887/2415-8453-2022-2-10> [dostęp: 05.2025].
- Shklyar M. S. (2021). Reformuvannya ahropromyslovoho sektoru Ukrayiny v konteksti zabezpechennya natsionalnoyi prodovolchoyi bezpeky [Reformowanie sektora agro-przemysłowego Ukrainy w kontekście zapewnienia narodowego bezpieczeństwa żywnościowego]. Materialy V Vseukrainskoi naukovo-praktychnoi konferentsii “Transformatsiia finansovoi systemy Ukrainy: tendentsii ta perspektyvy rozvytku” (24–25 lystopada 2021 r.), 63–64. URL: https://www.mnau.edu.ua/files/nauk_prof_konf/zbirnyk-tez-25-11-21.pdf [dostęp: 05.2025].
- Sims C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1-48.
- Stefanescu M. (2004). Role of manure in increasing soil fertility and yield of wheat and maize. *Romanian Agricultural Research*, 21, 43-47.
- Stephens E. C., Mabaya E., Cramon-Taubadel S.V., Barrett C.B. (2012). Spatial price adjustment with and without trade. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(3), 453-469.

- Stigler G. J. (1961). The Economics of Information. *Journal of Political Economy*, 69(3), 213-225.
- Stiglitz J. E., Grossman S. J. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. *American Economic Review*, 70(3), 393–408.
- Strojny J. (2020). Wektorowe modele autoregresyjne w analizie zależności między produkcją rolną a wymianą zagraniczną towarów rolno-żywnościowych krajów Unii Europejskiej. *Difin*.
- Strzała K. (2012). Panelowe testy kointegracji – teoria i zastosowania. *Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych*, 27, 41-54.
- Szajner P. (2021). Rynek cukru. Stan i perspektywy, nr 48. Warszawa: Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – PIB.
- Takayama T., Judge G. G. (1964). An intertemporal price equilibrium model. *Journal of Farm Economics*, 46(2), 477-484.
- Talavira M. P., Vashchenko I. V. (2018). Formuvannya ta funktsionuvannya rynku kukurudzy v Ukrayini [Kształtowanie się i funkcjonowanie rynku kukurydzy na Ukrainie]. *Ekonomika APK*, (9), 28-33.
- Tanklevska N., Petrenko V., Karnaushenko A., Melnykova K. (2020). World corn market: analysis, trends and prospects of its deep processing. *Agricultural and Resource Economics: International Scientific E-Journal*, 6(3), 96–111. URL: <https://doi.org/10.51599/are.2020.06.03.06> [dostęp: 05.2025].
- Taylor A. M. (2001). Potential pitfalls for the purchasing-power-parity puzzle? Sampling and specification biases in mean-reversion tests of the law of one price. *Econometrica*, 69(2), 473-498.
- Tetteh I., Colussi J., Paulson N. (2023). Exploring New Export Routes for Ukrainian Grain. *farmdoc daily*, 13(201).
- Toda H. Y., Yamamoto T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Tomchuk O. F., Holovchenko Y. O. (2023). Analitichna otsinka posluh vantazhnykh perevezhen v umovakh voiennoho stanu [Analityczna ocena usług transportu towarowego w warunkach stanu wojennego]. *Ekonomika ta suspilstvo*, (53). URL: <https://doi.org/10.32782/2524-0072/2023-53-90> [dostęp: 05.2025].

- Tomek W. G., Robinson K. L. (2001). Kreowanie cen artykułów rolnych: mechanizmy – modele – przykłady. (tłum. D. Bogocz). Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Turvey C. G., Xu W., de Gorter H. (2023). War and Commodities: An Examination of the Russian-Ukrainian War on CME, Ukrainian and Black Sea Wheat Futures Prices. Ukrainian and Black Sea Wheat Futures Prices (September 13, 2023).
- Urkevich V. Y. (2013). Pravovì problemi funkcionuvannâ agroholdingiv v Ukraïni [Problemy prawne funkcjonowania agroholdingów na Ukrainie]. Pravo ta innovaciï (Law and Innovations), (4), 115-125.
- Utnik-Banas K. (2018). Dynamika światowej produkcji mięsa drobiowego w latach 1965-2016. Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie. Problemy Rolnictwa Światowego, 18(4), 473–480.
- van Dijk D. V., Teräsvirta T., Franses P. H. (2002). Smooth transition autoregressive models – a survey of recent developments. *Econometric Reviews*, 21(1), 1-47.
- Varian H. R. (1992). *Microeconomic Analysis* (3rd ed.). W. W. Norton & Company.
- Vernyhora R. V., Rustamov R. Sh. (2017). Analiz systemy khrannya ukrainskoho zerna [Analiza systemu przechowywania ukraińskiego zboża]. Transportni systemy ta tekhnolohii perevozok, (13), 10-18.
- von Cramon-Taubadel S., Goodwin B. K. (2021). Price transmission in agricultural markets. *Annual Review of Resource Economics*, 13(1), 65-84.
- von Thünen J. H. (1826). *Der isolirte Staat in Beziehung auf Landwirthschaft und Nationalökonomie*. Hambu, Perthes.
- Voronetska I. S., Sprinchuk N. A., Kravchuk O. O. (2018). Perspektyvy rozvytku tovarnoho kormovyrobnytstva v Ukrayini [Perspektywy rozwoju towarowej produkcji pasz na Ukrainie]. *Agrosvit*, (3), 12-18.
- Vovchak O., Halkiv L. I., Demchyshyn M. Y. (2018). Stan i problemy rozvytku bankivskoho kredytuвання silskohospodarskykh pidpriemstv Ukrayiny [Stan i problemy rozwoju kredytowania bankowego przedsiębiorstw rolniczych na Ukrainie]. *Financial and credit activity problems of theory and practice*, 3(26), 29-37.
- Wejner P. (2008). Parytet siły nabywczej jako wyznacznik realnego kursu walutowego. *Materiały i Studia - Narodowy Bank Polski* 2084-6258 z. 223.

- Westerlund J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709-748.
- Williamson O. E. (1985). *The Economic Institutions of Capitalism: Firms, Markets, Relational Contracting*. New York: The Free Press.
- Wooldridge J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press.
- Yang J., Leatham D. J. (2001). Currency convertibility and linkage between Chinese official and swap market exchange rates. *Contemporary Economic Policy*, 19(3), 347-359.
- Yaremchuk N. V., Hontaruk Y. V. (2022). Perspektivi rozvitku virobnictva ta pererobki zerna v Ukraïni [Perspektywy rozwoju produkcji i przetwórstwa zboża w Ukrainie]. *Pričornomors'ki ekonomični studii (Black Sea Economic Studies)*, (74), 88-97.
- Zapara V. M., Borovets Y.N., Borovets R. I. (2023). Konteyneryzatsiya ta dyversyfikatsiya zaliznychoi lohistyky pry eksportnykh perevezennyakh zernovykh vantazhiv [Konteneryzacja i dywersyfikacja logistyki kolejowej w eksporcie towarów zbożowych]. In: *Intellektualni Transportni Tekhnologii – IV International Scientific and Technical Conference, Book of Abstracts* (Kharkiv, Nov 27–28, 2023). Kharkiv: UkrDUZT, 171–173.
- Zastavska L. P. (2014). Reformuvannya ahrarnoho sektora ta pryinyattya zasadnykh normatyvnykh aktiv u sferi ahrarnoho zakonodavstva (1990-2003 rr.) [Reforma sektora rolnego i przyjęcie podstawowych aktów normatywnych w dziedzinie ustawodawstwa rolnego (1990-2003)]. *Aktualni problemy derzhavy i prava*, (73), 400-407.
- Zhao F., Sun P., Zhang J. (2021). Modeling the grain import trade: A cointegration analysis of China's panel data. *Discrete Dynamics in Nature and Society*, 2021(1), 3673282.
- Zolotnytska Y., Kowalczyk S. (2022). Ukraina na światowym rynku rolnym [Ukraine on the global agricultural market]. *Kwartalnik Nauk o Przedsiębiorstwie*, 65(3), 5-25.

Źródła internetowe:

- (AEGIC, 2024) Raport. An emerging challenge for Australian wheat Exports. URL: <https://www.aegic.org.au/wp-content/uploads/2024/11/Ukraine-Supply-Chain-Full-Report.pdf> [dostęp: 04.2025].
- (Agravery, 2017) Agravery. V UZA nazvaly nayvplyvovishykh treyderiv na zernovomu rynku Ukrayiny [UZA wymienił najbardziej dochodowych handlowców na rynku zbożowym Ukrainy]. URL: <https://agravery.com/uk/posts/show/v-uz-a-nazvali-najvplivovisih-trejderiv-na-zernovomu-rinku-ukraini> [dostęp: 05.2024].
- (Agrotimes, 2022). Biznesowy portal internetowy. „Alhorytm eksportu” [Algorytm eksportu]. URL: <https://agrotimes.ua/article/algorytm-eksportu-zed-kontrakt/> [dostęp: 05.2025].
- (AMIS) Agricultural Market Information System. URL: <https://app.amis-outlook.org/#!/market-database/custom-query> [dostęp: 03.2025].
- (Consilium, 2024). EU solidarity with Ukraine [infographic]. Council of the European Union /European Council. URL: <https://www.consilium.europa.eu/en/infographics/eu-solidarity-ukraine/> [dostęp: 05.2025].
- (EPC, 2023) Paul A. “Grain from Ukraine” continues to ensure global food security. Brussels: European Policy Centre (EPC). URL: <https://www.epc.eu/publication/-Grain-from-Ukraine-continues-to-ensure-global-food-security-560964/> [05.2025].
- (FAO, 2020) FAO. Healthy soils in Ukraine: 2020. URL: https://openknowledge.fao.org/server/api/core/bitstreams/6ba9cb0e-b8b8-462a-bf49-500c312db7b9/content?utm_source [dostęp: 05.2024].
- (FAO, 2023) Food and Agriculture Organization of the United Nations. World Food Situation. FAO Cereal Supply and Demand Brief. URL: <https://www.fao.org/worldfoodsituation/csdb/en/> [dostęp: 05.2024].
- (HWM), Harvard WorldMap. URL: https://www.gis.huri.harvard.edu/ecology-and-agriculture?utm_source [dostęp: 05.2024].
- (MFA, 2023) Ministry of Foreign Affairs of Ukraine (MFA). (2023, 2 listopada). Humanitarian Programme “Grain from Ukraine”. URL: <https://france.mfa.gov.ua/en/news/humanitarian-programme> [05.2025].

- (NICU, 2018) National Investment Council of Ukraine. NICU. URL: <https://www.agroberichtenbuitenland.nl/binaries/agroberichtenbuitenland/documenten/rapporten/2018/07/04/ua-report-investment-council-ua-agriculture/agro-small.pdf> [dostęp: 05.2022].
- (Rocha N., Espitia A. 2023). One year after Ukraine invasion, food export curbs have subsided, but concerns remain. World Bank Blogs – The Trade Post, 22 lutego 2023 r. URL: <https://blogs.worldbank.org/en/trade/one-year-after-ukraine-invasion-food-export-curbs-have-subsided-concerns-remain> [dostęp: 05.2024].
- (Shelest 2022). Romanian facilitation to Ukrainian export in wartimes. Policy brief. Experts for Security and Global Affairs Association (ESGA). URL: <https://www.esga.ro/wp-content/uploads/2025/03/Hanna-Shelest-Policy-Brief2-2022.pdf> [dostęp: 05.2025].
- (Stowarzyszenie, 2023) Stowarzyszenie Ukraińsko-Chińskiej Współpracy. (2023). Źródło elektroniczne: <https://aucc.org.ua/> [dostęp: 03.2024].
- (UKRS, 2022) Publikacja urzędu statycznego Ukrainy: Статистичний збірник/Statistical Publication, 2022. URL: <https://www.ukrstat.gov.ua/> [dostęp: 05.2024].
- (UKRS, 2023) Publikacja urzędu statycznego Ukrainy: Статистичний збірник/Statistical Publication, 2023. URL: <https://www.ukrstat.gov.ua/> [dostęp: 05.2024].
- (UN, 2024) Organizacja Narodów Zjednoczonych, dane o wynikach BSGI. URL: <https://www.un.org/en/black-sea-grain-initiative/data> [dostęp: 03.2024].
- (USDA, 2022) Ukraine Grain Transportation USDA 2022. URL: <https://www.ams.usda.gov/sites/default/files/media/UkraineAugust2022.pdf> [dostęp: 05.2024].
- (WB, 2023) The World Bank. Private Sector Opportunities for a Green and Resilient Reconstruction in Ukraine: Volume 2 Sector Assessments. Washington. URL: <https://www.ifc.org/content/dam/ifc/doc/2023/sector-assessments-pso-green-resilient-reconstruction-ukraine-en.pdf> [dostęp: 05.2025].

Wykaz ważniejszych skrótów i oznaczeń

ADF – Augmented Dickey-Fuller (rozszerzony test stacjonarności Dickey-Fullera)

AIC – kryterium informacyjne Akaike’a

ARDL – Autoregressive Distributed Lag (model autoregresyjny z rozłożonymi opóźnieniami)

ARDL bound test – (test graniczny ARDL)

ARDL-ECM – Autoregressive Distributed Lag Error Correction Model (model korekty oparty na modelu ARDL)

BRI – Belt and Road Initiative (Inicjatywa Pasa i Szlaku)

BSGI – Black Sea Grain Initiative (Czarnomorska Inicjatywa Zbożowa)

CBOT – Chicago Board of Trade (giełda terminowa w Chicago)

CIF – Cost, Insurance and Freight (koszt, ubezpieczenie i fracht – cena z dostawą do portu przeznaczenia)

COFCO – China National Cereals, Oils and Foodstuffs Corporation. Chiński państwowy koncern rolno-spożywczy, jeden z największych globalnych nabywców i traderów zbóż (w tym kukurydzy)

CPT – Carriage Paid To (przewoźne opłacone do – cena w regionie/kraju wysyłki)

DCFTA – Deep and Comprehensive Free Trade Area (Pogłębiona i Całościowa Strefa Wolnego Handlu UE – Ukraina)

DFP – Departure from Farm (cena „od rolnika”)

DFS – Departure from Silo (cena w magazynie)

EaP – Eastern Partnership (Partnerstwo Wschodnie UE); inicjatywa współpracy UE z krajami Europy Wschodniej (w tym Ukrainą).

ECM – Error Correction Model (model korekty błędem)

ECT – Error Correction Term (składnik korekty błędem)

EG – Engle-Granger (dwustopniowa procedura kointegracji Engle’a-Grangera)

EG-ECM – Engle-Granger Error Correction Model (model korekty błędem Engle’a-Grangera)

EMH – Efficient Market Hypothesis (hipoteza efektywnego rynku).

EU/UE – Unia Europejska

EXW – Ex Works (cena producenta)

FE – Fixed Effects (efekty stałe)
FG – Farm Gate (cena na bramie gospodarstwa)
FOB – Free On Board (cena na burcie w porcie załadunku)
FDI – Foreign Direct Investment (bezpośrednie inwestycje zagraniczne, BIZ)
H-L – Half-Life (okres połowicznego dostosowania)
KE - Komisja Europejska
LOP – Law of One Price (prawo jednej ceny)
MENA – Middle East and North Africa (Bliski Wschód i Afryka Północna)
PCSE – Panel-Corrected Standard Errors (błędy skorygowane dla paneli)
Pooled OLS – Pooled Ordinary Least Squares (połączone modele regresji najmniejszych kwadratów dla modeli panelowych)
PP – Phillips-Perron (test stacjonarności Phillipsa-Perrona)
RE – Random Effects (efekty losowe w panelu)
SFGCU – State Food and Grain Corporation of Ukraine (Państwowa Korporacja Zbożowo-Spożywcza Ukrainy)
SPE – Spatial Price Equilibrium (przestrzenna równowaga cen)
SSM – State-Space Model (modele stanów)
STS – Structural Time Series (modele strukturalne)
T-Y – Toda-Yamamoto causality test (test przyczynowości Toda-Yamamoto)
VAR – Vector Autoregression (wektorowe modele autoregresji)
VAT – podatek od wartości dodanej
VECM – Vector Error Correction Model (wektorowe modele korekty błędem)
WNP – Wspólnota Niepodległych Państw (ang. Commonwealth of Independent States, CIS).
WTO – World Trade Organization (Światowa Organizacja Handlu).

Wykaz tabel

Tabela 1.1. Wykaz najważniejszych badań transmisji cen między ukraińskim i światowymi rynkami kukurydzy	55
Tabela 2.1. Struktura globalnej produkcji rolniczej na Ukrainie w wybranych latach (%) .	60
Tabela 2.2. Bilans kukurydzy na Ukrainie w wybranych sezonach marketingowych	63
Tabela 2.3. Liczba oraz powierzchnia przedsiębiorstw i gospodarstw korporacyjnych prowadzących działalność rolniczą na Ukrainie według użytków rolnych (w 2020 r.).....	69
Tabela 2.4. Charakterystyka pięciu największych holdingów rolniczych na Ukrainie.....	74
Tabela 3.1. Instrumenty taryfowe oraz pozataryfowe w handlu kukurydzą stosowane przez Ukrainę	91
Tabela 3.2. Skala i kierunku eksportu kukurydzy z Ukrainy według krajów w wybranych latach	101
Tabela 3.3. Średniomiesięczny import ziarna kukurydzy z Ukrainy do państw UE (tony)	105
Tabela 3.4. Struktura największych eksporterów zbóż w Ukrainie (w sezonie 2022/23)...	111
Tabela 3.5. Średni koszt przewozu koleją zbóż do portów morskich na Ukrainie w latach 2019-2023.....	121
Tabela 3.6. Ceny i koszty transportu ukraińskiej kukurydzy do Egiptu i Chin (USD/tonę)	122
Tabela 4.1. Wybrane statystyki opisowe dla regionalnych szeregów cen kukurydzy na ziarno (wg formuły CPT) oraz cen FOB na Ukrainie w latach 2016-2024 (USD/tonę).....	125
Tabela 4.2. Wyniki testowania pierwiastka jednostkowego logarytmów szeregów czasowych tygodniowych cen kukurydzy z wykorzystaniem testu ADF	128
Tabela 4.3. Wyniki oszacowania panelowych modeli konwergencji typu β dla szeregów czasowych regionalnych cen kukurydzy na Ukrainie	138
Tabela 4.4. Liczba odrzuceń hipotezy H_0 o braku przyczynowości w sensie Grangera między szeregami cen w poszczególnych regionach względem cen w pozostałych regionach na poziomie istotności 5%	142
Tabela 4.5. Liczba odrzuceń hipotezy H_0 o braku kointegracji między tygodniowymi regionalnymi szeregami cen kukurydzy na Ukrainie wg procedury ARDL bound-test na poziomie istotności 5%	143

Tabela 4.6. Wyniki estymacji panelowych modeli konwergencji typu β między szeregami regionalnych i eksportowych cen kukurydzy na Ukrainie.....	149
Tabela 4.7. Wyniki testowania przyczynowości między szeregami regionalnych i eksportowych cen kukurydzy na Ukrainie wg procedury Toda-Yamamoto.....	151
Tabela 4.8. Wyniki testowania kointegracji między szeregami regionalnych i eksportowych cen kukurydzy na Ukrainie z wykorzystaniem testu granicznego (wartości statystyki F, zmienna niezależna cena FOB).....	154
Tabela 4.9. Wyniki testowania kointegracji wg procedury Engle'a-Grangera między szeregami regionalnych i eksportowych cen kukurydzy na Ukrainie (wartości statystyki tau, zmienna objaśniająca – cena eksportowa FOB)	155
Tabela 4.10. Parametry szybkości dostosowania cen regionalnych i eksportowych na Ukrainie do równowagi długookresowej λ oraz H-L (w nawiasie) w wybranych modelach ARDL-ECM oraz EG-ECM (zmienna objaśniająca – cena eksportowa FOB).....	157
Tabela 5.1. Specyfikacja tygodniowych szeregów cen kukurydzy dla wybranych krajów	159
Tabela 5.2. Wyniki testu ADF dla tygodniowych szeregów logarytmów cen kukurydzy – wartości statystyki τ dla modeli ze stałą oraz ze stałą i trendem	164
Tabela 5.3. Wyniki estymacji panelowych modeli konwergencji typu β między tygodniowymi szeregami cen kukurydzy na Ukrainie i na świecie.....	166
Tabela 5.4. Wyniki testów przyczynowości (procedura T-Y, statystyka F, model z wyrazem wolnym) między tygodniowymi szeregami cen kukurydzy na Ukrainie i na świecie	169
Tabela 5.5. Testowanie kointegracji między tygodniowymi szeregami cen kukurydzy na Ukrainie i na świecie: wyniki testu granicznego ARDL (statystyka F).....	171
Tabela 5.6. Parametry szybkości dostosowania do równowagi długookresowej λ oraz H-L (w nawiasach) w modelach ARDL-ECM dla ukraińskich i światowych cen kukurydzy	173
Tabela 5.7. Wyniki estymacji panelowych modeli konwergencji typu β między tygodniowymi szeregami cen kukurydzy na Ukrainie i w krajach zachodniej UE	175
Tabela 5.8. Wyniki testów przyczynowości (procedura T-Y, statystyka F, model z wyrazem wolnym) między tygodniowymi szeregami cen kukurydzy na Ukrainie i w krajach zachodniej UE.....	178
Tabela 5.9. Testowanie kointegracji między tygodniowymi szeregami cen kukurydzy na Ukrainie i w krajach zachodniej UE: wyniki testu granicznego ARDL (statystyka F)	180

Tabela 5.10. Parametry szybkości dostosowania cen kukurydzy do równowagi długookresowej λ oraz H-L (w nawiasach) w modelach ARDL-ECM, Ukraina a kraje zachodniej UE	181
Tabela 5.11. Wyniki estymacji panelowych modeli konwergencji typu β między tygodniowymi szeregami cen kukurydzy na Ukrainie i w krajach wschodniej UE.....	183
Tabela 5.12. Wyniki testów przyczynowości (procedura T-Y, statystyka F, model z wyrazem wolnym) między tygodniowymi szeregami cen kukurydzy na Ukrainie i w krajach wschodniej UE	185
Tabela 5.13. Testowanie kointegracji między tygodniowymi szeregami cen kukurydzy na Ukrainie i w krajach wschodniej UE: wyniki testu granicznego ARDL (statystyka F).....	187
Tabela 5.14. Parametry szybkości dostosowania cen do równowagi długookresowej wg modeli ARDL-ECM (λ) oraz H-L (tygodnie, w nawiasach), Ukraina a kraje wschodniej UE	188

Wykaz rysunków

Rysunek 1.1. Model równowagi przestrzennej.....	36
Rysunek 1.2. Model równowagi przestrzennej w przypadku trzech regionów	39
Rysunek 2.1. Regionalizacja produkcji rolniczej według powierzchni upraw (w tys. ha, rok 2019)	58
Rysunek 2.2. Zbiory zbóż na Ukrainie w latach 2000-2023.....	61
Rysunek 2.3. Regionalizacja produkcji kukurydzy na Ukrainie (średnio w sezonach 2018/19-2020/21)	65
Rysunek 2.4. Organizacja agroholdingu	71
Rysunek 2.5. Użytki rolne należące do przemysłowych agroholdingów na Ukrainie	72
Rysunek 2.6. Inwestycje bezpośrednie w rolnictwie Ukrainy według kraju pochodzenia kapitału (łącznie z lat 2016-2019)	76
Rysunek 2.7. Organizacja obrotu zbożem na Ukrainie.....	79
Rysunek 3.1. Eksport kukurydzy z Ukrainy a ważniejsze porozumienia międzynarodowe	84
Rysunek 3.2. Światowa produkcja kukurydzy (w mln ton).....	93
Rysunek 3.3. Rozdysponowanie ziarna kukurydzy na świecie (mln ton)	95
Rysunek 3.4. Handel światowy kukurydzą.....	97
Rysunek 3.5. Główne powiązania w handlu kukurydzą na świecie w 2022 r.	98
Rysunek 3.6. Wolumen eksportu oraz udział Ukrainy w światowym eksporcie kukurydzy	100
Rysunek 3.7. Eksport kukurydzy z Ukrainy do krajów UE i reszty świata.....	103
Rysunek 3.8. Liczba partnerów handlowych oraz koncentracja eksportu (CR5) kukurydzy z Ukrainy	106
Rysunek 3.9. Schemat organizacji eksportu ukraińskiej kukurydzy i jej główni uczestnicy (szacunki przedwojenne)	108
Rysunek 3.10. Pojemność elewatorów na Ukrainie w latach 2018-2020 oraz szacowane straty w wyniku rosyjskiej inwazji (mln ton)	114
Rysunek 3.11. Pojemność magazynowa oraz główne kierunki transportowe do terminali eksportowych w Ukrainie przed wojną	117
Rysunek 3.12. Trasy eksportowe kukurydzy z Ukrainy w czasie wojny.....	119

Rysunek 3.13. Indeks tygodniowych kosztów frachtu zboża na świecie (styczeń 2013 = 100)	120
Rysunek 4.1. Poziomy tygodniowych cen kukurydzy na ziarno w wybranych regionach Ukrainy oraz cen eksportowych FOB	126
Rysunek 4.2. Odchylenia regionalnych cen kukurydzy od ich średniej	130
Rysunek 4.3. Różnice między logarytmami szeregów cen kukurydzy w wybranych regionach na Ukrainie i średniej krajowej	131
Rysunek 4.4. Odchylenia standardowe szeregów logarytmów regionalnych cen kukurydzy na Ukrainie na tle cen średnich	134
Rysunek 4.5. Odchylenie standardowe poziomów szeregów cen skupu kukurydzy na Ukrainie na tle cen średnich	135
Rysunek 4.6. Podsumowanie wyników testowania przyczynowości w sensie Grangera między tygodniowymi szeregami cen kukurydzy w regionach Ukrainy – suma statystyk F	140
Rysunek 4.7. Zależność siły kointegracji między tygodniowymi szeregami cen kukurydzy na Ukrainie (statystyka F testu granicznego ARDL, model z wyrazem wolnym) od odległości między regionami (km)	145
Rysunek 4.8. Różnice (USD/tonę) między ceną FOB a średnią cen regionalnych oraz ich logarytmów w latach 2016-2024	147
Rysunek 5.1. Poziomy cen kukurydzy na Ukrainie na tle cen głównych eksporterów światowych	161
Rysunek 5.2. Poziomy cen kukurydzy na Ukrainie na tle cen w krajach zachodniej UE	162
Rysunek 5.3. Poziomy cen kukurydzy na Ukrainie na tle cen w krajach wschodniej UE	163

Aneks

Tabela A.4.1. Wyniki testowania pierwiastka jednostkowego szeregów czasowych cen kukurydzy z wykorzystaniem testu PP (Phillipsa-Perrona)

Szereg czasowy: lnYt						
Region	Model z wyrazem wolnym			Model z wyrazem wolnym i trendem		
	sty.2016- gru.2024	sty.2016- lut.2022	się.2022- gru.2024	sty.2016- gru.2024	sty.2016- lut.2022	się.2022- gru.2024
CZERKASKI	-2,04	-2,55	-1,39	-2,03	-2,06	-1,53
CZERNIHOWSKI	-2,03	-2,82	-1,05	-2,03	-2,28	-1,32
DNIEPROPIETROWSKI	-2,05	-2,61	-1,20	-2,04	-2,34	-1,39
IWANOFRANKOWSKI	-2,05	-2,99**	-0,95	-2,03	-2,53	-1,14
CHARKOWSKI	-1,97	-2,91**	-0,81	-1,97	-2,44	-1,16
CHMIELNICKI	-2,07	-2,79*	-1,26	-2,06	-2,29	-1,37
KIJOWSKI	-2,00	-2,59*	-0,80	-1,99	-2,23	-1,10
KROPIWNICKI	-1,94	-2,66*	-1,00	-1,93	-2,30	-1,24
LWOWSKI	-1,98	-2,82*	-0,89	-1,96	-2,27	-1,08
MIKOŁAJOWSKI	-2,06	-2,41	-1,29[	-2,04	-1,91	-1,42
ODESKI	-2,15	-2,33	-1,37	-2,12	-1,88	-1,52
POŁTAWSKI	-2,03	-2,79*	-1,20	-2,03	-2,39	-1,41
SUMSKI	-2,00	-2,65*	-0,99	-1,99	-2,07	-1,24
WINNICKI	-2,13	-2,71*	-1,26	-2,12	-2,35	-1,42
WOŁYŃSKI	-2,00	-2,68*	-1,14	-1,99	-2,27	-1,23
ZAPOROSKI	-1,96	-2,44	-0,82	-1,95	-1,93	-1,12
ŻYTOMIERSKI	-2,05	-2,76*	-1,04	-2,04	-2,26	-1,23
FOB	-1,66	-2,35	-2,42	-1,68	-2,30	-1,06
Szereg czasowy: d lnYt						
Region	Model bez wyrazu wolnego			Model z wyrazem wolnym		
	sty.2016- gru.2024	sty.2016- lut.2022	się.2022- gru.2024	sty.2016- gru.2024	sty.2016- lut.2022	się.2022- gru.2024
CZERKASKI	-17,95***	-10,35***	-8,18***	-17,95***	-10,36***	-8,36***
CZERNIHOWSKI	-18,53***	-9,72***	-7,44***	-18,52***	-9,73***	-7,60***
DNIEPROPIETROWSKI	-16,80***	-9,23***	-7,61***	-16,80***	-9,24***	-7,77***
IWANOFRANKOWSKI	-16,76***	-10,97***	-8,97***	-16,76***	-10,98***	-9,14***
CHARKOWSKI	-17,08***	-10,92***	-7,49***	-17,08***	-10,94***	-7,68***
CHMIELNICKI	-16,92***	-10,48***	-8,15***	-16,92***	-10,48***	-8,34***
KIJOWSKI	-16,84***	-9,94***	-8,53***	-16,84***	-9,93***	-8,67***
KROPIWNICKI	-17,37***	-10,61***	-7,70***	-17,36***	-10,62***	-7,85***
LWOWSKI	-17,23***	-10,68***	-8,54***	-17,23***	-10,68***	-8,71***
MIKOŁAJOWSKI	-15,37***	-10,13***	-7,90***	-15,37***	-10,17***	-8,06***
ODESKI	-15,22***	-10,48***	-8,46***	-15,22***	-10,52***	-8,68***
POŁTAWSKI	-17,22***	-10,82***	-7,82***	-17,22***	-10,82***	-7,99***
SUMSKI	-12,19***	-8,63***	-4,28***	-12,19***	-8,65***	-4,39***
WINNICKI	-17,24***	-10,96***	-7,73***	-17,24***	-10,97***	-7,89***
WOŁYŃSKI	-15,97***	-10,23***	-7,04***	-15,97***	-10,22***	-7,20***
ZAPOROSKI	-16,43***	-9,70***	-8,13***	-16,42***	-9,74***	-8,26***
ŻYTOMIERSKI	-17,35***	-10,30***	-8,56***	-17,35***	-10,31***	-8,80***
FOB	-15,30***	-10,46***	-6,38***	-15,29***	-10,43***	-6,45***

Uwagi: poziomy istotności: *** p < 0,01; ** p < 0,05; *p < 0,10.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> n [05.2025].

Tabela A.4.2. Wyniki testowania przyczynowości w sensie Grangera między logarytmami regionalnych szeregów cen skupu kukurydzy na Ukrainie z wykorzystaniem procedury Toda-Yammamoto (statystyka F z wyrazem wolnym, w okresie 2016-2024)

Region		Zmienna objaśniana (sygnały do)																	
		WIN	WOŁ	DNI	ŻYT	ZAP	IWA	KIJ	KRO	LWÓ	MIK	ODE	POL	SUM	CHA	CHM	CZE	CZER	suma F
Zmienna objaśniana (sygnały od)	WIN	-	27,99 ***	5,46 **	18,45 ***	7,38 ***	22,25 ***	8,09 ***	13,3 ***	26,28 ***	4,25 **	0,78	2,25	65,13 ***	10,82 ***	24,15 ***	13,85 ***	21,22 ***	271,65
	WOŁ	1,57	-	6,22 **	12,11 ***	10,46 ***	10,85 ***	9,06 ***	16,12 ***	13,61 ***	2,64 *	0,96	1,89	12,68 ***	11,56 ***	0,16	4,46 ***	21,41 ***	135,76
	DNI	4,34 **	5,91 **	-	15,66 ***	6,38 **	13,65 ***	7,17 ***	9,52 ***	10,39 ***	10,02 ***	0,27	0,50	57,75 ***	6,44 **	30,40 ***	14,14 ***	22,68 ***	215,22
	ŻYT	0,01	6,59 **	0,06	-	0,67	14,60 ***	0,04	3,27 *	10,92 ***	0,16	0,89	0,12	50,87 ***	1,53	22,19 ***	1,25	4,10 **	117,27
	ZAP	4,71 **	7,05 ***	3,33 *	7,81 ***	-	8,61 ***	3,64 *	3,29 **	7,80 ***	3,02 **	2,94 *	3,19 *	20,65 ***	5,14 **	3,13 *	11,44 ***	17,36 ***	113,11
	IWA	2,75 *	1,27	4,32 **	7,31 ***	7,44 ***	-	4,59 **	10,07 ***	7,57 ***	1,99	0,95	1,52	8,23 ***	7,66 ***	0,06	8,38 ***	14,26 ***	88,37
	KIJ	10,24 ***	2,73 *	13,85 ***	24,93 ***	18,80 ***	13,53 ***	-	23,47 ***	7,74 ***	1,04	0,61	4,30 **	55,20 ***	10,84 ***	3,16 *	25,9 ***	42,62 ***	258,96
	KRO	0,14	1,79	0,33	6,19 **	3,10 **	10,05 ***	0,80	-	20,69 ***	4,73 ***	0,21	0,03	45,02 ***	2,51	29,63 ***	5,81 **	10,84 ***	141,87
	LWÓ	2,79 **	0,37	3,41 *	8,09 ***	4,77 **	4,58 **	2,39	4,36 ***	-	4,62 **	2,38 *	2,19 *	13,29 ***	5,07 **	1,81	4,40 ***	12,39 ***	76,91
	MIK	33,33 ***	14,38 ***	11,73 ***	54,57 ***	12,79 ***	19,14 ***	16,31 ***	13,95 ***	12,68 ***	-	0,48	17,41 ***	21,3 ***	11,33 ***	10,86 ***	55,97 ***	58,56 ***	364,79
	ODE	44,62 ***	18,26 ***	43,87 ***	53,77 ***	24,67 ***	23,61 ***	8,82 ***	48,67 ***	15,50 ***	5,82 **	-	20,75 ***	23,59 ***	45,44 ***	13,83 ***	60,64 ***	28,87 ***	480,73
	POL	19,38 ***	26,34 ***	18,00 ***	27,93 ***	15,20 ***	32,96 ***	11,18 ***	29,55 ***	16,09 ***	3,02 *	0,91	-	64,19 ***	20,94 ***	1,58	34,28 ***	51,62 ***	373,17
	SUM	3,76 *	14,17 ***	1,16	8,43 ***	1,86	18,94 ***	5,18 **	2,59	9,26 ***	2,35 *	1,81	0,32	-	0,75	7,10 ***	3,36 *	3,39 *	84,43
	CHA	1,73	4,28 **	0,79	5,20 **	1,31	12,57 ***	6,66 ***	4,91 **	6,43 **	6,54 ***	0,55	0,24	63,04 ***	-	20,12 ***	5,31 **	16,03 ***	155,71
	CHM	4,80 ***	11,11 ***	4,06 ***	9,26 ***	9,44 ***	19,88 ***	9,49 ***	7,55 ***	12,83 ***	5,89 ***	3,42 **	4,50 **	20,85 ***	6,15 ***	-	6,87 ***	23,86 ***	159,96
	CZE	0,07	28,68 ***	0,00	6,04 **	0,18	12,41 ***	0,90	2,87 *	23,80 ***	0,01	0,33	0,19	48,95 ***	2,96 *	25,16 ***	-	10,13 ***	162,68
	CZER	0,02	2,85 *	0,98	1,26	0,02	11,09 ***	0,21	0,23	3,72 *	0,55	3,71 **	1,96	63,07 ***	0,01	0,42	0,06	-	90,16

Uwagi: poziomy istotności: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [04.2025].

Tabela A.4.3. Wyniki testowania przyczynowości w sensie Grangera między logarytmami regionalnych szeregów cen skupu kukurydzy na Ukrainie z wykorzystaniem procedury Toda-Yammamoto (statystyka F, model z wyrazem wolnym, w okresie 2016-2022)

Region		Zmienna objaśniana (sygnały do)																	
		WIN	WOL	DNI	ŻYT	ZAP	IWA	KIJ	KRO	LWÓ	MIK	ODE	POL	SUM	CHA	CHM	CZE	CZER	suma F
Zmienna objaśniająca(sygnały od)	WIN	-	4,32 **	0,08	1,79	0,00	5,30 **	0,28	2,78 *	3,16 *	5,80 **	5,54 **	0,93	28,74 ***	4,68 **	2,68	0,82	2,20	69,10
	WOL	4,01 **	-	2,27	7,59 ***	3,47 *	1,92	1,74	7,36 ***	0,27	0,49	0,05	1,42	8,28 ***	1,71	0,04	1,25	9,15 ***	51,02
	DNI	10,63 ***	4,36 **	-	11,53 ***	1,39	5,25 **	0,35	10,65 ***	3,66 *	3,82 *	4,11 **	2,61	60,78 ***	8,43 ***	3,78 *	7,51 ***	8,35 ***	147,21
	ŻYT	3,65 *	7,54 ***	1,02	-	0,30	9,72 ***	2,66	1,95	6,16 **	11,54 ***	9,76 ***	0,01	36,66 ***	2,03	3,73 *	0,11	4,08 **	100,92
	ZAP	8,90 ***	3,89 **	0,97	4,56 **	-	4,12 **	0,00	7,95 ***	2,43	8,83 ***	5,54 ***	3,32 *	27,99 ***	5,19 ***	3,65 *	6,29 **	4,39 **	98,02
	IWA	4,90 **	2,25	3,12 *	10,16 ***	2,86 *	-	2,06	6,37 **	1,21	0,09	0,12	3,28 *	9,31 ***	8,66 ***	0,62	4,39 **	10,81 ***	70,21
	KIJ	37,29 ***	6,03 **	21,69 ***	44,14 ***	19,37 ***	10,60 ***	-	35,25 ***	3,90 **	0,61	0,47	11,52 ***	96,80 ***	41,42 ***	3,70 *	37,51 ***	55,32 ***	425,62
	KRO	1,99	3,31 *	0,03	3,42 *	0,00	4,72 **	0,80	-	2,72 *	5,38 ***	5,22 **	0,26	29,16 ***	4,33 ***	2,20	3,22 *	2,74 *	69,50
	LWÓ	6,57 **	2,42 *	4,66 **	10,63 ***	3,81 *	1,36	2,64	8,46 ***	-	0,09	0,08	4,46 **	11,68 ***	8,67 ***	0,02	4,87 **	14,49 ***	84,91
	MIK	76,00 ***	16,37 ***	55,61 ***	73,25 ***	86,90 ***	16,98 ***	9,86 ***	45,13 ***	16,8 ***	-	0,74	12,28 ***	35,42 ***	41,35 ***	18,35 ***	75,92 ***	78,81 ***	659,77
	ODE	77,37 ***	14,23 ***	51,73 ***	68,46 ***	40,71 ***	15,06 ***	9,66 ***	71,63 ***	14,77 ***	2,36	-	21,21 ***	71,53 ***	34,67 ***	14,69 ***	42,93 ***	44,92 ***	595,93
	POL	31,34 ***	19,41 ***	13,77 ***	26,99 ***	12,97 ***	3,65 *	3,30 *	26,34 ***	1,72	0,49	0,94	-	62,16 ***	25,63 ***	1,40	29,31 ***	39,06 ***	298,48
	SUM	0,16	15,07 ***	0,62	0,53	2,07	22,89 ***	0,21	1,33	17,63 ***	8,50 ***	6,34 **	0,07	-	1,10	16,09 ***	1,04	1,34	94,99
	CHA	1,68	20,62 ***	0,44	1,81	0,45	5,46 **	0,93	3,15 **	2,51	7,74 ***	6,21 ***	0,16	21,39 ***	-	3,00 *	0,26	2,75 *	78,56
	CHM	9,06 ***	4,33 **	5,01 **	14,06 ***	4,42 **	3,53 **	4,56 **	10,82 ***	2,96 *	0,20	0,11	4,97 **	13,08 ***	12,15 ***	-	5,41 **	14,94 ***	109,61
	CZE	3,17 *	27,24 ***	0,35	3,40 *	0,43	8,60 ***	0,00	2,81 *	4,62 **	8,33 ***	3,82 **	2,00	36,32 ***	8,23 ***	3,94 **	-	5,67 ***	118,93
	CZER	1,06	6,24 **	1,29	0,21	0,09	8,05 ***	2,80 *	0,52	5,73 **	11,05 ***	6,85 ***	0,02	25,49 ***	2,27	3,08 *	0,86	-	75,61

Uwagi: poziomy istotności: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [04.2025].

Tabela A.4.4. Wyniki testowania przyczynowości w sensie Grangera między logarytmami regionalnych szeregów cen skupu kukurydzy na Ukrainie z wykorzystaniem procedury Toda-Yammamoto (statystyka F, model z wyrazem wolnym, w okresie 2022-2024)

Region		Zmienna objaśniana (sygnały do)																	
		WIN	WOL	DNI	ŻYT	ZAP	IWA	KIJ	KRO	LWÓ	MIK	ODE	POL	SUM	CHA	CHM	CZE	CZER	suma F
Zmienna objaśniająca (sygnały od)	WIN	-	1,78	5,40 **	6,15 ***	2,96 *	17,00 ***	6,24 ***	4,06 **	22,18 ***	8,75 ***	4,37 **	1,36	6,67 ***	1,95	4,86 ***	5,35 ***	4,34 **	185,02
	WOL	3,70 **	-	1,82	5,25 **	2,85 *	8,84 ***	6,56 **	1,93	5,32 **	3,73 **	4,05 **	0,23	0,44	0,99	0,35	1,52	1,94	68,75
	DNI	1,89	4,22 **	-	7,07 ***	2,48 *	4,32 **	8,00 ***	8,06 ***	16,38 ***	5,66 **	0,95	0,04	5,52 ***	0,00	4,18 **	5,88 **	4,38 **	107
	ŻYT	7,88 ***	2,11	0,80	-	2,84 *	5,35 **	2,85 *	0,83	8,60 ***	0,88	1,55	0,11	4,83 ***	0,23	1,46	1,06	0,00	60,48
	ZAP	7,44 ***	4,41 **	1,50	1,11	-	9,09 ***	1,76	7,06 ***	9,73 ***	8,61 ***	2,15	3,49 **	6,10 ***	0,12	0,56	2,74 *	1,28	29,56
	IWA	0,05	1,73	0,83	0,01	0,01	-	0,37	3,81 **	1,75	5,41 **	4,04 **	1,06	0,74	0,38	0,25	1,39	0,06	41,75
	KIJ	4,54 **	0,42	6,91 ***	2,56 *	3,71 **	7,91 ***	-	5,83 ***	11,57 ***	4,19 **	3,05 *	2,47 *	2,86 *	1,17	3,50 **	4,45 ***	0,71	32,47
	KRO	2,05	3,31 **	4,95 ***	7,63 ***	2,14	3,05 **	0,72	-	16,46 ***	1,05	1,94	0,25	6,62 ***	0,08	9,95 ***	2,08	3,09 *	48,86
	LWÓ	0,92	0,94	0,02	0,84	0,11	2,04	0,47	1,05	-	5,77 **	3,19 *	0,08	1,83	0,02	0,10	3,21 **	0,07	34,28
	MIK	0,77	1,57	4,47 **	8,24 ***	3,31 *	9,25 ***	1,25	1,11	8,50 ***	-	2,00	0,82	1,86	0,49	8,06 ***	0,98	1,36	32,14
	ODE	5,43 ***	0,31	3,80 **	3,73 *	2,76 *	3,55 **	1,52	2,72	4,99 **	0,07	-	0,85	5,28 **	2,50	2,34	5,23 ***	1,20	41,12
	POL	2,67 **	8,16 ***	10,58 ***	11,31 ***	3,84 **	16,00 ***	4,00 **	5,17 **	28,19 ***	6,09 **	6,36 **	-	17,39 ***	0,11	10,70 ***	7,44 ***	4,07 **	74,55
	SUM	6,28 ***	4,52 **	3,51 **	2,47 *	4,50 **	5,47 ***	5,15 ***	7,64 ***	4,36 **	8,96 ***	12,95 ***	9,35 ***	-	1,80	0,72	4,89 ***	1,75	86,08
	CHA	7,40 ***	7,22 ***	11,02 ***	12,98 ***	7,58 ***	17,31 ***	11,26 ***	5,97 **	18,74 ***	10,58 ***	8,95 ***	3,97 **	31,88 ***	-	8,18 ***	10,41 ***	6,17 **	97,47
	CHM	7,93 ***	10,94 ***	0,93	3,05 *	1,13	7,67 ***	4,52 **	0,35	9,26 ***	3,03 *	3,61 *	0,07	4,37 **	0,13	-	2,99 **	2,78 *	66,69
	CZE	3,85 **	4,01 ***	4,72 **	6,66 **	2,50 *	2,61 *	1,12	4,24 **	2,15 *	3,94 **	0,98	0,87	3,39 **	0,00	1,18	-	0,33	19,21
	CZER	4,66 **	6,25 **	8,72 ***	11,56 ***	6,53 **	16,46 ***	3,75 **	7,52 ***	19,10 ***	8,03 ***	7,60 ***	2,87 *	7,55 ***	0,61	11,07 ***	7,39 ***	-	34,85

Uwagi: poziomy istotności: *** p < 0,01; ** p < 0,05; *p < 0,10.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [04.2025].

Tabela A.4.5. Wyniki testu granicznego (ARDL) między logarytmami regionalnych szeregów cen skupu kukurydzy na Ukrainie w okresie styczeń 2016 – grudzień 2024 r. (statystyka F, model z wyrazem wolnym)

Region		Zmienna objaśniana (sygnały do)																	
		CZE	CZER	DNI	IWA	CHA	CHM	KIJ	KRO	LWÓ	MIK	ODE	POL	SUM	WIN	WOŁ	ZAP	ŻYT	liczba odrzuceń H0
Zmienna objaśniająca (sygnały od)	CZE	-	16,93	14,41	7,47	11,21	6,91	22,73	15,64	6,49	9,61	6,34	22,08	21,06	19,19	3,45	10,22	16,60	15
	CZER	14,24	-	9,55	5,41	14,09	5,49	15,52	11,16	4,43	6,32	4,57	16,54	16,76	11,50	2,58	6,96	12,09	15
	DNI	14,40	12,34	-	4,23	12,47	4,25	16,48	14,97	4,04	8,94	5,55	15,77	17,25	13,69	2,45	18,65	9,96	15
	IWA	8,90	9,06	5,63	-	5,22	22,42	9,01	4,88	26,92	8,46	8,06	5,70	6,47	11,19	8,75	4,18	13,20	16
	CHA	12,34	18,58	11,84	3,81	-	4,58	15,15	13,46	3,43	6,67	4,51	16,96	21,56	12,40	2,36	7,96	9,02	13
	CHM	5,73	5,02	5,79	26,70	3,41	-	9,62	5,47	20,88	8,64	8,42	5,73	5,96	12,11	8,85	4,20	15,25	15
	KIJ	21,26	11,39	15,07	11,38	12,60	10,35	-	7,41	9,55	7,43	5,46	12,42	18,65	21,80	4,98	10,05	20,08	16
	KRO	17,66	15,95	16,62	4,56	13,75	7,64	14,77	-	3,89	7,95	5,55	22,37	18,21	11,84	2,74	10,47	9,89	15
	LWÓ	5,80	4,42	5,72	27,71	2,97	19,68	8,09	4,80	-	9,12	9,54	5,46	4,47	11,07	9,64	3,15	12,38	14
	MIK	6,75	6,00	10,47	9,76	7,13	8,37	10,11	8,01	9,69	-	7,15	7,00	10,34	14,53	5,37	14,08	11,18	16
	ODE	4,89	4,03	5,98	9,09	4,45	7,12	7,15	5,26	9,10	6,68	-	4,79	6,53	8,56	7,11	6,60	7,22	16
	POL	25,32	24,93	17,81	8,38	17,97	7,51	15,50	24,16	7,05	7,10	5,07	-	23,49	18,28	3,76	12,94	15,84	15
	SUM	11,67	10,26	17,55	6,79	10,29	9,88	19,76	8,03	3,86	6,88	4,53	18,74	-	11,22	4,49	9,05	11,78	16
	WIN	17,32	12,09	11,68	8,39	9,92	7,49	21,75	10,26	7,24	10,62	6,64	13,65	15,59	-	3,56	13,74	18,41	15
	WOŁ	4,87	2,63	3,28	9,10	2,99	8,35	4,24	2,87	9,66	5,30	6,21	3,36	2,69	5,62	-	2,58	6,03	9
	ZAP	10,39	9,31	15,17	3,69	7,65	5,27	11,80	9,36	3,63	12,44	5,92	10,26	9,50	14,00	2,57	-	7,86	13
	ŻYT	13,30	7,73	7,90	8,15	6,76	8,68	17,59	6,87	6,63	7,61	5,34	10,41	17,33	16,17	3,63	6,39	-	15

Uwagi: pogrubieniem czcionki zaznaczono jednoznaczny wynik odrzucenia hipotezy zerowej dla progów I(1). Przy poziomie istotności $p = 0,05$ przyjęto wartości krytyczne dla specyfikacji ze stałą (bez trendu): $I(0) = 3,10$ oraz $I(1) = 3,835$.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [04.2025].

Tabela A.4.6. Wyniki testu granicznego (ARDL) między logarytmami regionalnych szeregów cen skupu kukurydzy na Ukrainie w okresie 2016-2022 r. (statystyka F, model z wyrazem wolnym)

Region		Zmienna objaśniana (sygnały do)																	Liczba odrzuceń H0
		CZE	CZER	DNI	IWA	CHA	CHM	KIJ	KRO	LWÓ	MIK	ODD	POL	SUM	WIN	WOL	ZAP	ŻYT	
Zmienna objaśniana (sygnały od)	CZE	-	10,17	13,97	7,87	12,22	5,42	17,59	11,28	6,66	2,99	3,84	23,48	15,91	14,46	4,01	5,16	10,75	15
	CZER	7,10	-	3,84	10,67	11,16	6,50	13,01	4,39	8,70	1,11	1,63	12,23	16,41	7,08	5,61	2,43	10,58	13
	DNI	11,95	6,78	-	4,78	9,15	3,54	11,24	13,18	4,22	3,07	3,73	19,60	10,45	12,45	2,97	7,51	8,71	12
	IWA	8,30	12,90	8,29	-	8,75	13,94	15,31	6,64	16,60	3,49	4,18	14,48	20,50	8,74	8,89	3,46	20,24	14
	CHA	10,44	13,51	7,06	9,03	-	5,87	12,60	8,32	7,22	1,94	2,97	15,52	13,40	11,29	4,90	3,66	11,31	13
	CHM	5,23	10,78	5,73	16,14	11,59	-	12,53	6,72	14,88	3,87	4,71	12,52	12,19	8,69	9,14	3,98	14,75	16
	KIJ	18,03	12,38	10,72	15,31	14,59	7,07	-	6,25	8,77	1,55	2,65	14,34	15,31	8,67	6,31	5,47	15,69	14
	KRO	12,63	6,90	12,43	5,31	10,43	4,12	11,35	-	4,71	3,79	4,33	16,32	10,07	11,30	3,16	6,28	8,75	14
	LWÓ	5,33	11,42	8,15	16,47	7,79	11,89	13,73	6,52	-	3,91	5,00	12,80	13,06	8,20	7,00	2,74	18,04	15
	MIK	5,89	3,46	9,13	7,14	5,18	6,24	4,93	6,90	8,62	-	14,16	7,76	4,86	5,60	4,94	8,76	3,37	14
	ODE	6,76	4,30	9,26	7,63	8,07	7,71	5,32	10,68	8,97	12,38	-	7,90	5,86	6,01	5,60	8,62	6,36	16
	POL	21,63	17,40	16,29	14,96	16,86	11,32	14,93	15,00	12,45	2,26	2,94	-	38,49	21,11	6,69	8,31	21,16	14
	SUM	6,63	12,67	7,70	15,93	8,63	10,15	14,71	4,18	12,58	0,95	1,74	15,39	-	5,66	7,48	1,87	8,61	13
	WIN	14,47	11,21	11,09	7,21	13,06	5,42	14,19	10,14	6,21	2,68	3,14	23,12	13,20	-	4,37	6,14	12,24	14
	WOL	2,72	5,94	3,34	7,90	6,66	6,75	7,16	3,73	6,44	2,30	3,30	6,75	4,88	4,73	-	2,47	8,35	10
	ZAP	6,65	4,49	9,02	3,94	6,27	3,25	6,88	7,74	3,58	7,45	8,55	11,86	4,87	8,50	2,72	-	3,96	13
	ŻYT	8,73	12,54	5,46	10,17	10,91	6,33	13,23	6,50	8,44	1,35	1,99	14,57	14,10	9,05	4,94	2,50	-	13

Uwagi: pogrubieniem czcionki zaznaczono jednoznaczny wynik odrzucenia hipotezy zerowej dla progów I(1). Przy poziomie istotności $p = 0,05$ przyjęto wartości krytyczne dla specyfikacji ze stałą (bez trendu): $I(0) = 3,10$ oraz $I(1) = 3,835$.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [04.2025].

Tabela A.4.7. Wyniki testu granicznego (ARDL) między logarytmami regionalnych szeregów cen skupu kukurydzy na Ukrainie w okresie sierpień 2022 – grudzień 2024 (statystyka F, model z wyrazem wolnym)

Region		Zmienna objaśniana (sygnały do)																	
		CZE	CZER	DNI	IWA	CHA	CHM	KIJ	KRO	LWÓ	MIK	ODD	POL	SUM	WIN	WOŁ	ZAP	ŻYT	liczba odrzuceń H0
Zmienna objaśniana (sygnały od)	CZE	-	4,41	6,19	4,18	2,26	3,31	14,90	10,58	3,45	4,14	4,80	5,22	8,38	5,86	1,38	10,64	5,78	12
	CZER	5,67	-	5,35	1,99	2,93	1,17	4,27	9,48	1,76	3,02	4,65	5,71	3,23	3,36	0,79	3,89	3,48	7
	DNI	8,59	4,50	-	2,94	1,92	2,73	6,14	7,65	2,30	4,97	5,04	4,50	6,61	4,18	1,00	7,77	4,77	11
	IWA	2,74	1,16	2,11	-	1,20	4,73	3,40	2,06	6,15	7,93	3,11	1,39	1,70	6,26	2,72	3,45	2,86	4
	CHA	5,22	4,73	4,07	2,97	-	1,59	6,41	8,06	2,32	4,33	8,38	4,93	3,08	4,22	0,96	5,68	4,99	11
	CHM	3,32	1,41	2,12	10,41	0,94	-	9,26	3,30	6,58	6,77	3,35	1,52	2,56	6,89	2,57	3,48	4,64	6
	KIJ	10,74	3,20	5,22	5,89	3,26	6,22	-	6,15	3,07	4,80	5,04	5,94	10,79	9,13	1,18	8,77	17,90	12
	KRO	8,20	6,81	6,01	3,15	4,10	2,73	6,62	-	2,16	3,09	7,18	6,17	18,93	3,99	1,69	5,58	5,87	11
	LWÓ	3,92	1,73	2,51	7,99	2,06	6,62	3,51	2,28	-	10,11	4,92	2,12	1,35	6,74	3,47	2,76	4,36	7
	MIK	3,45	1,93	4,14	14,00	1,56	9,16	4,58	4,94	8,88	-	3,18	2,40	4,49	5,86	2,41	9,03	7,76	10
	ODE	5,12	4,31	8,57	3,89	5,19	3,35	5,73	7,93	4,71	4,22	-	4,93	9,72	4,07	1,83	6,71	4,14	14
	POL	5,27	4,52	4,42	2,15	2,64	1,64	7,77	9,63	1,99	2,94	5,51	-	3,51	3,55	1,00	5,50	4,41	8
	SUM	10,00	7,15	6,95	1,43	1,28	2,86	8,31	16,09	1,32	5,26	7,13	4,86	-	6,86	1,03	9,44	3,71	10
	WIN	5,03	2,25	3,02	11,20	1,58	9,04	9,08	5,68	5,98	5,78	3,71	2,94	2,53	-	1,75	10,67	11,03	9
	WOŁ	1,42	0,70	0,90	3,15	0,85	2,08	1,25	0,94	2,86	2,39	2,22	0,97	1,06	1,85	-	1,06	1,70	0
	ZAP	14,92	3,49	4,35	4,77	3,21	3,54	10,03	10,18	2,67	7,20	8,48	5,76	4,80	8,43	1,38	-	9,86	11
	ŻYT	5,77	2,54	4,97	4,05	2,25	5,16	14,24	6,45	4,59	4,85	3,55	3,89	4,55	7,37	1,75	8,21	-	12

Uwagi: pogrubieniem czcionki zaznaczono jednoznaczny wynik odrzucenia hipotezy zerowej dla progów I(1). Przy poziomie istotności $p = 0,05$ przyjęto wartości krytyczne dla specyfikacji ze stałą (bez trendu): $I(0) = 3,10$ oraz $I(1) = 3,835$.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [04.2025].

Tabela A.4.8. Wyniki testu granicznego (ARDL) między logarytmami regionalnych szeregów cen skupu kukurydzy na Ukrainie w okresie styczeń 2016 – grudzień 2024 r. (statystyka F, model z wyrazem wolnym i trendem)

Region		Zmienna objaśniana (sygnały do)																	
		CZE	CZER	DNI	IWA	CHA	CHM	KIJ	KRO	LWÓ	MIK	ODD	POL	SUM	WIN	WOL	ZAP	ŻYT	liczba odrzuceń H0
Zmienna objaśniająca (sygnały od)	CZE	-	18,18	15,43	9,85	12,72	8,72	22,88	17,94	8,22	10,40	9,65	23,39	22,23	20,05	4,37	10,47	16,88	15
	CZER	15,55	-	9,53	8,44	14,38	8,17	15,91	11,22	6,68	7,27	6,82	16,51	16,86	13,15	3,76	6,94	13,82	15
	DNI	15,52	12,30	-	5,98	12,59	5,65	16,88	15,07	5,41	11,35	9,80	15,71	17,27	16,77	3,26	18,61	11,21	15
	IWA	10,67	12,56	7,19	-	7,51	22,43	12,22	6,41	27,35	8,64	8,43	7,06	9,34	12,61	9,73	5,25	16,50	16
	CHA	13,94	18,95	11,95	6,17	-	6,77	16,17	13,44	5,17	8,28	7,12	17,33	22,86	15,41	3,42	8,03	10,99	15
	CHM	7,03	7,45	7,42	26,77	5,04	-	12,39	7,22	21,48	8,76	8,79	7,21	8,82	13,53	10,02	5,32	19,42	16
	KIJ	21,41	11,71	15,42	16,29	13,43	13,36	-	7,80	13,38	8,24	7,94	12,56	18,85	23,76	6,66	10,15	21,25	16
	KRO	20,12	15,98	16,70	6,66	13,74	10,24	15,36	-	5,34	9,69	8,97	22,64	18,55	14,38	3,73	10,50	11,50	15
	LWÓ	6,97	6,26	7,25	28,08	4,13	20,13	10,70	6,16	-	9,41	9,88	6,59	6,70	12,58	10,69	4,04	15,89	14
	MIK	7,21	6,94	13,27	10,08	8,97	8,52	11,34	9,91	10,06	-	14,21	7,87	12,48	15,01	5,84	20,69	11,69	16
	ODE	7,28	6,39	11,06	9,39	7,58	7,40	11,68	8,93	9,35	13,58	-	7,13	11,35	11,78	7,08	15,02	10,30	16
	POL	26,96	24,89	17,78	11,33	18,38	9,81	15,74	24,51	9,27	8,08	7,58	-	23,48	21,22	4,92	12,91	17,59	16
	SUM	12,35	10,31	17,57	10,27	10,90	13,70	19,93	8,22	5,76	8,00	6,77	18,72	-	12,95	6,30	9,03	13,78	16
	WIN	18,09	14,05	14,36	10,09	12,50	8,71	23,75	12,69	8,58	11,00	9,11	15,75	18,45	-	4,32	15,18	18,51	15
	WOL	5,61	3,35	3,93	9,97	3,81	9,20	5,28	3,48	10,50	5,62	6,18	3,89	3,69	6,33	-	3,19	7,45	9
	ZAP	10,70	9,29	15,16	5,02	7,70	6,54	11,90	9,38	4,72	17,87	11,72	10,23	9,48	15,34	3,44	-	8,36	15
	ŻYT	13,44	8,98	8,85	11,19	8,16	11,66	18,52	7,95	9,06	7,95	7,26	11,51	20,12	16,23	4,88	6,84	-	16

Uwagi: pogrubieniem czcionki zaznaczono jednoznaczny wynik odrzucenia hipotezy zerowej dla progów I(1). Przy poziomie istotności $p = 0,05$ przyjęto następujące wartości krytyczne dla specyfikacji z wyrazem wolnym i trendem: $I(0) = 4,013$ oraz $I(1) = 4,5836$.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [04.2025].

Tabela A.4.9. Wyniki testu granicznego (ARDL) między logarytmami regionalnych szeregów cen skupu kukurydzy na Ukrainie w okresie styczeń 2016 – luty 2022 (statystyka F, model z wyrazem wolnym i trendem)

Region		Zmienna objaśniana (sygnały do)																	liczba odrzuceń H0
		CZE	CZER	DNI	IWA	CHA	CHM	KIJ	KRO	LWÓ	MIK	ODD	POL	SUM	WIN	WOŁ	ZAP	ŻYT	
Zmienna objaśniająca (sygnały od)	CZE	-	10,44	17,04	8,12	12,32	5,32	18,31	14,01	6,68	5,68	6,76	24,47	15,97	16,69	4,43	7,78	11,22	15
	CZER	7,87	-	5,08	10,82	12,66	6,46	12,97	6,23	8,62	2,88	3,88	13,64	16,56	9,09	6,22	4,29	10,48	13
	DNI	13,02	7,79	-	5,13	9,20	3,50	13,73	13,14	4,38	4,30	5,18	19,90	12,14	12,43	3,49	8,81	11,00	12
	IWA	10,23	14,84	11,85	-	12,19	15,16	16,31	9,89	16,62	6,78	7,45	19,08	23,64	12,95	10,91	6,04	22,08	16
	CHA	10,40	14,43	7,89	10,16	-	5,88	13,10	9,20	7,69	3,87	5,10	15,70	14,30	12,21	6,15	5,09	12,34	15
	CHM	5,93	11,17	7,38	16,88	13,17	-	12,75	8,68	15,12	6,61	7,19	14,62	12,76	11,13	13,92	5,78	15,07	16
	KIJ	20,44	12,56	15,31	15,26	16,95	6,99	-	10,11	8,58	3,61	5,26	18,70	16,01	13,45	6,65	9,05	15,78	15
	KRO	13,95	8,19	12,41	5,90	10,53	4,12	14,51	-	5,07	5,11	5,71	16,44	12,44	11,30	3,90	7,27	11,47	14
	LWÓ	6,52	12,52	10,71	16,37	10,01	12,47	14,17	9,31	-	7,41	8,20	15,86	14,48	11,37	9,28	4,81	19,11	16
	MIK	8,37	5,72	9,91	9,66	6,77	7,50	7,77	7,82	11,12	-	14,13	9,59	8,14	6,22	7,50	8,83	6,09	16
	ODE	8,97	6,55	10,03	9,70	9,43	8,72	7,93	11,49	10,86	12,15	-	9,45	8,61	6,65	7,82	8,65	9,05	16
	POL	21,76	18,18	17,50	16,55	16,80	11,49	16,75	16,04	13,10	4,10	5,00	-	39,33	22,20	8,03	11,34	23,55	15
	SUM	7,35	12,53	10,39	16,12	9,97	10,16	14,62	6,66	12,56	2,99	4,35	17,29	-	7,74	7,88	4,11	8,45	13
	WIN	15,60	12,81	11,18	8,51	13,13	5,59	17,61	10,20	6,88	3,83	4,34	23,06	15,02	-	5,64	7,12	14,71	14
	WOŁ	4,48	8,71	5,63	10,82	10,80	11,39	9,18	6,60	9,43	5,57	6,56	10,98	6,66	8,48	-	4,82	11,33	15
	ZAP	8,61	6,07	9,53	4,58	7,44	3,41	8,88	8,13	4,10	7,98	9,26	13,39	7,62	8,76	3,48	-	5,85	13
	ŻYT	9,76	12,58	8,24	10,20	12,82	6,36	13,25	10,08	8,34	3,60	4,56	17,39	14,49	12,32	5,37	4,87	-	14

Uwagi: pogrubieniem czcionki zaznaczono jednoznaczny wynik odrzucenia hipotezy zerowej dla progów I(1). Przy poziomie istotności $p = 0,05$ przyjęto następujące wartości krytyczne dla specyfikacji z wyrazem wolnym i trendem: $I(0) = 4,013$ oraz $I(1) = 4,5836$.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [04.2025].

Tabela A.4.10. Wyniki testu granicznego (ARDL) między logarytmami regionalnych szeregów cen skupu kukurydzy na Ukrainie w okresie sierpień 2022 – grudzień 2024 (statystyka F, model z wyrazem wolnym i trendem)

Region		Zmienna objaśniana (sygnały do)																	
		CZE	CZER	DNI	IWA	CHA	CHM	KIJ	KRO	LWÓ	MIK	ODD	POL	SUM	WIN	WOŁ	ZAP	ŻYT	liczba odrzuceń H0
Zmienna objaśniana (sygnały od)	CZE	-	6,93	6,14	5,46	4,89	5,74	15,08	11,13	4,86	4,65	5,09	6,53	8,76	6,20	1,94	10,56	5,77	15
	CZER	6,97	-	6,26	3,25	3,32	2,01	5,04	9,73	2,92	3,93	4,41	5,54	3,57	4,23	1,36	4,13	4,34	5
	DNI	8,37	6,57	-	3,52	4,23	3,67	6,05	8,47	2,86	5,36	5,19	6,07	7,26	4,19	1,45	7,72	4,55	9
	IWA	4,33	2,79	3,38	-	4,59	4,69	5,32	4,33	6,09	9,00	5,74	3,36	3,33	8,61	4,12	7,01	3,74	8
	CHA	7,81	4,81	6,76	8,31	-	6,23	10,38	9,55	7,07	10,44	8,39	5,01	5,65	7,91	2,86	10,30	7,89	15
	CHM	7,14	4,47	3,93	10,39	6,10	-	14,58	7,01	6,53	7,27	6,83	4,94	5,83	9,71	3,00	6,41	8,37	13
	KIJ	11,57	4,68	5,38	7,35	6,56	9,74	-	8,01	4,02	5,01	5,51	10,68	12,33	9,23	2,09	8,88	17,25	14
	KRO	8,38	7,65	6,20	4,39	5,73	4,70	7,21	-	3,01	3,67	6,90	6,94	18,86	4,52	2,77	5,85	7,02	11
	LWÓ	6,46	4,09	3,74	8,05	7,05	6,61	5,61	5,00	-	12,82	8,83	4,14	2,07	9,37	5,70	5,04	5,55	12
	MIK	4,62	3,80	5,03	14,67	6,35	9,46	5,18	7,25	10,17	-	5,64	4,33	6,84	5,94	3,69	10,07	8,02	13
	ODE	5,22	4,50	8,80	6,35	5,99	5,77	6,10	7,86	7,59	6,00	-	5,00	9,72	4,52	2,90	6,94	4,65	13
	POL	6,06	4,54	5,15	3,93	3,11	3,68	11,33	10,20	2,87	3,84	5,28	-	3,95	4,83	1,46	6,83	7,98	8
	SUM	9,92	9,22	7,10	2,02	3,32	4,17	8,64	16,63	1,60	6,07	7,09	5,94	-	7,57	1,63	9,60	3,68	10
	WIN	6,01	4,03	3,51	13,14	4,73	11,00	9,58	7,62	7,12	5,75	4,54	5,35	3,66	-	3,02	11,19	11,02	11
	WOŁ	3,15	2,06	1,97	6,47	2,71	3,16	2,93	2,75	5,55	5,05	4,14	2,12	2,79	4,49	-	3,42	2,79	3
	ZAP	14,23	4,37	4,34	6,66	6,29	4,95	9,78	11,18	3,75	7,65	8,78	7,57	4,93	8,57	2,59	-	9,27	12
	ŻYT	6,36	4,25	5,41	4,97	5,89	7,54	14,17	9,11	5,13	4,84	4,37	8,95	5,60	7,31	2,11	8,50	-	13

Uwagi: pogrubieniem czcionki zaznaczono jednoznaczny wynik odrzucenia hipotezy zerowej dla progów I(1). Przy poziomie istotności $p = 0,05$ przyjęto następujące wartości krytyczne dla specyfikacji z wyrazem wolnym i trendem: $I(0) = 4,013$ oraz $I(1) = 4,5836$.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [04.2025].

Tabela A.4.11. Wyniki testowania kointegracji między regionalnymi szeregami cen kukurydzy na Ukrainie a cenami eksportowymi z wykorzystaniem testu granicznego (wartości statystyki F, zmienna zależna cena FOB)

Region	Model z wyrazem wolnym			Model z wyrazem wolnym i trendem		
	a)	b)	a)	a)	b)	a)
	sty.2016-lut.2022	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024	sty.2016-lut.2022	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
CZERKASKI	3,93	2,96	7,54	3,87	2,92	7,20
CZERNIHOWSKI	3,48	2,73	13,07	3,50	2,70	9,00
DNIEPROPIETROWSKI	4,23	3,21	5,55	4,16	3,14	4,94
IWANOFRANKOWSKI	4,53	3,47	7,41	4,40	3,33	7,20
CHARKOWSKI	3,89	2,99	6,10	3,80	2,92	6,05
CHMIELNICKI	4,91	3,69	18,62	4,68	3,52	16,04
KIJOWSKI	3,89	2,98	11,78	3,91	2,99	7,88
KROPIWNICKI	3,92	3,02	14,32	3,85	2,95	9,83
LWOWSKI	4,04	3,16	6,97	3,89	2,97	7,22
MIKOŁAJOWSKI	5,00	3,91	6,49	5,26	3,98	6,90
ODESKI	4,55	3,46	8,07	4,64	3,49	8,62
POLTAWSKI	3,70	2,80	5,53	3,67	2,77	4,89
SUMSKI	2,44	2,30	5,12	2,44	2,14	4,65
WINNICKI	4,51	3,46	5,22	4,45	3,41	5,17
WOŁYŃSKI	3,69	2,98	4,92	3,85	2,93	5,64
ZAPOROSKI	4,25	3,48	6,84	4,31	3,49	5,72
ŻYTOMIERSKI	3,53	2,76	8,43	3,56	2,75	7,99

Uwagi: a) model standardowy; b) model ze zmianą strukturalną w marcu 2020 r. Pogrubieniem czcionki zaznaczono jednoznaczny wynik odrzucenia hipotezy zerowej dla progów I(1). Wyniki przedstawiono dla dwóch specyfikacji na poziomie istotności $p = 0,05$ progi krytyczne wynoszą: model ze stałą: $I(0) = 3,3084$, $I(1) = 3,834$; model ze stałą i trendem: $I(0) = 4,0126$, $I(1) = 4,5836$. Dla przeliczeń uwzględniających zmiany strukturalne: model ze stałą: $I(0) = 3,1778$, $I(1) = 3,6364$; model ze stałą i trendem: $I(0) = 3,7234$, $I(1) = 4,2135$.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [04.2025].

Tabela A.4.12. Wyniki testowania kointegracji Engle’a-Grangera między regionalnymi szeregami cen kukurydzy na Ukrainie w latach 2016-2024 (wartości statystyki tau)

Region	Model z wyrazem wolnym		Model z wyrazem wolnym i trendem	
	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
CZERKASKI	-3,75(1)**	-2,99(1)	-3,79(1)**	-4,83(0)***
CZERNIHOWSKI	-4,09(0)***	-2,84(1)	-4,16(0)**	-4,16(0)**
DNIEPROPIETROWSKI	-3,71(1)**	-3,00(1)	-3,85(1)**	-3,71(1)*
IWANOFRANKOWSKI	-4,77(0)***	-3,38(1)**	-4,78(0)***	-4,22(0)**
CHARKOWSKI	-4,23(0)***	-2,90(1)	-4,40(0)***	-3,91(0)**
CHMIELNICKI	-4,52(0)***	-3,40(1)**	-4,55(0)***	-4,35(1)***
KIJOWSKI	-4,03(1)***	-3,17(1)*	-4,06(1)**	-3,61(0)*
KROPIWNICKI	-3,59(1)**	-2,92(1)	-3,70(1)*	-3,84(0)**
LWOWSKI	-4,38(0)***	-3,45(1)**	-4,40(0)***	-4,32(1)**
MIKOŁAJOWSKI	-3,94(0)***	-3,33(1)*	-4,30(0)**	-5,08(0)***
ODESKI	-3,87(0)**	-2,95(1)	-4,17(0)**	-4,79(0)***
POŁTAWSKI	-4,03(1)***	-2,82(1)	-4,15(1)**	-4,39(0)***
SUMSKI	-4,05(0)***	-2,89(1)	-4,11(0)**	-3,53(1)*
WINNICKI	-3,84(1)**	-3,28(1)*	-3,96(1)**	-4,75(0)***
WOŁYŃSKI	-4,92(1)***	-3,87(1)**	-4,92(1)***	-4,92(1)***
ZAPOROSKI	-3,83(0)**	-3,08(1)*	-4,20(0)**	-3,62(0)*
ŻYTOMIERSKI	-4,18(0)***	-3,11(1)*	-4,24(0)**	-4,10(0)**

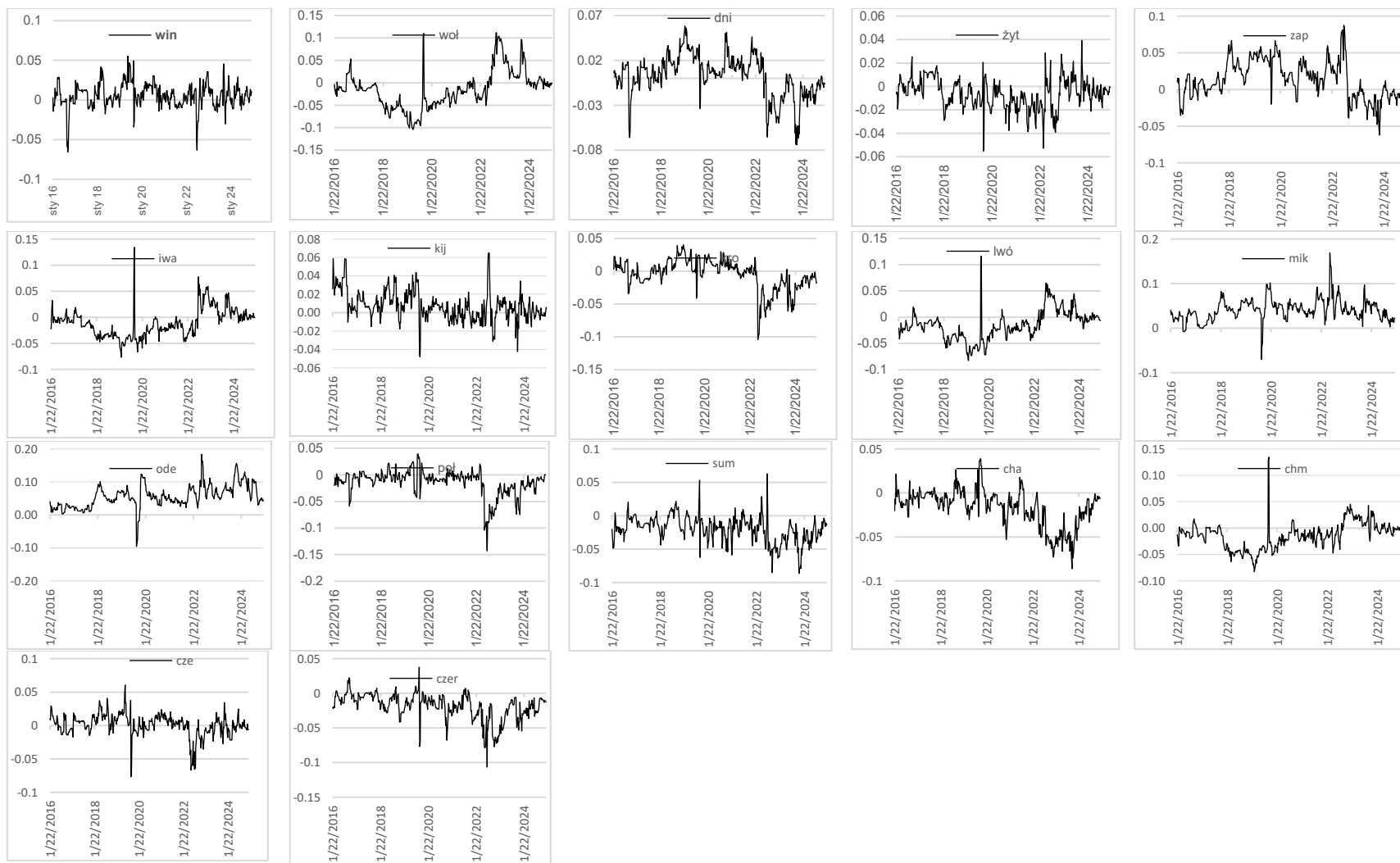
Uwagi: Poziomy istotności: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [04.2025]

Tabela A.4.13. Parametry szybkości dostosowania do równowagi długookresowej λ oraz H-L (w nawiasach) w wybranych modelach ARDL-ECM oraz EG-ECM dla cen eksportowych i regionalnych na Ukrainie (zmienna zależna cena FOB)

Region	sty.2016-lut.2022		sie.2022-gru.2024	
	ARDL-ECM (z wyrazem wolnym i zmianą struktur.)	EG-ECM (z wyrazem wolnym)	ARDL-ECM (z wyrazem wolnym i trendem)	EG-ECM (z wyrazem wolnym i trendem)
CZERKASKI	-	-0,07 (9,99)	-0,07 (9,18)	-0,11 (6,05)
CZERNIHOWSKI	-	-0,09 (7,36)	-0,06 (11,36)	-
DNIEPROPIETROWSKI	-	-0,06 (10,77)	-0,06 (11,36)	-0,08 (8,34)
IWANOFRANKOWSKI	-	-0,11 (6,27)	-0,09 (7,64)	-0,09 (7,01)
CHARKOWSKI	-	-0,09 (7,64)	-0,07 (8,99)	-0,09 (7,56)
CHMIELNICKI	-0,08 (8,05)	-0,09 (7,67)	-0,10 (6,69)	-0,10 (6,86)
KIJOWSKI	-	-0,08 (8,6)	-0,07 (9,48)	-
KROPIWNICKI	-	-0,06 (11,94)	-0,06 (11,98)	-0,08 (7,89)
LWOWSKI	-	-0,09 (7,71)	-0,08 (8,05)	-0,10 (6,68)
MIKOŁAJOWSKI	-	-0,04 (15,64)	-0,08 (8,09)	-0,13 (5,06)
ODESKI	-0,07 (9,13)	-0,05 (13,51)	-0,08 (8,04)	-0,11 (5,8)
POŁTAWSKI	-	-0,07 (9,04)	-0,06 (11,9)	-0,10 (6,93)
SUMSKI	-	-0,09 (7,51)	-0,06 (11,87)	-
WINNICKI	-	-0,07 (9,84)	-0,07 (9,62)	-0,11 (5,84)
WOŁYŃSKI	-	-0,09 (7,34)	-0,09 (7,78)	-0,11 (5,89)
ZAPOROSKI	-	-0,06 (11,18)	-0,06 (10,7)	-
ŻYTOMIERSKI	-	-0,09 (7,55)	-0,08 (8,55)	-0,09 (7,77)

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [04.2025].



Rysunek A.4.1. Różnice logarytmów cen skupu kukurydzy względem średniej krajowej w poszczególnych obwodach Ukrainy (CPT), 2016-2024

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych: <https://www.apk-inform.com/> [05.2025]

Tabela A.5.1. Wybrane statystyki opisowe regionalnych szeregów cen kukurydzy na ziarno w Ukrainie i w analizowanych krajach (w latach 2010-2024)

Kraje	sty.2010-gru.2024			sty.2010-gru.2015			sty.2016-lut.2022			sie.2022-gru.2024		
	min.	max	średnia	min.	max	średnia	min.	max	średnia	min.	max	średnia
UA_FOB	157,00	387,50	220,16	161,50	335,00	232,57	157,00	303,00	198,64	163,00	327,50	220,14
EU	160,85	451,38	241,09	160,85	357,28	252,32	167,87	346,52	214,72	193,14	342,34	258,09
USA	163,00	460,00	246,35	165,00	365,00	257,06	163,00	345,00	221,85	200,00	355,00	256,13
ARG	142,00	351,00	215,16	155,00	326,00	228,08	142,00	296,00	187,05	178,00	319,00	238,53
BRA	108,61	320,17	182,18	113,34	235,94	167,07	108,61	287,61	175,34	153,81	284,71	219,95
RUS a)	101,48	253,76	154,44	105,70	239,65	160,66	110,55	196,42	151,43	101,48	224,73	143,15
PL	136,11	369,18	219,93	149,88	369,18	232,60	136,11	285,10	194,13	178,79	315,31	236,60
RO	114,48	349,47	191,45	114,48	349,13	203,82	124,04	286,40	165,35	148,15	349,47	211,04
HU	129,09	353,26	198,53	130,52	338,33	208,38	129,09	293,16	174,21	144,60	344,49	215,53
BG	118,79	352,66	202,76	118,79	306,97	206,59	130,95	293,82	179,65	181,08	311,47	229,84
SI	133,63	365,45	223,73	141,26	365,45	242,29	133,63	302,38	191,06	152,04	362,58	244,79
FR	160,85	451,38	241,09	160,85	357,28	252,32	167,87	346,52	214,72	193,14	342,34	258,09
DE	165,24	412,47	242,99	166,94	362,21	256,34	165,24	350,21	215,02	181,59	354,53	259,14
BE	159,28	432,85	250,67	179,89	377,21	267,30	172,85	354,53	230,48	159,28	355,73	235,68
NL	170,67	438,36	251,61	179,57	377,53	262,31	170,67	343,12	223,97	206,38	372,12	270,43
IT	162,91	441,94	252,32	162,91	402,90	261,60	180,95	340,43	223,42	218,02	394,02	277,61
ES	180,68	455,78	259,18	180,68	395,55	265,97	182,78	341,73	228,09	231,19	375,55	294,72
PT	182,88	471,20	255,99	190,19	378,98	271,71	182,88	403,05	224,83	215,54	343,62	271,15

Uwagi: a) dla ceny rosyjskiej z powodu ograniczeń test przeprowadzono na zakresie od stycznia 2012 do grudnia 2024 r. oraz od stycznia 2012 do grudnia 2015 r.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych wskazanych w tabeli 5.1.

Tabela A.5.2. Wyniki testu PP dla tygodniowych logarytmów szeregów cen kukurydzy – wartości statystyki τ dla modeli ze stałą oraz ze stałą i trendem (w latach 2010-2024)

Szereg czasowy: lnYt								
Kraje	Model z wyrazem wolnym				Model z wyrazem wolnym i trendem			
	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
UA FOB	-2,08	-1,14	-0,58	-2,42	-2,09	-2,67	-1,7	-1,06
EU	-1,94	-0,73	-0,64	-1,56	-1,97	-2,38	-1,96	-1,67
USA	-1,92	-0,88	0,04	-0,97	-1,92	-2,31	-1,32	-1,82
ARG	-2,24	-1,23	-0,28	-0,89	-2,29	-3,07	-1,32	-1,73
BRA	-2,69 *	-1,59	-1,15	-1,54	-2,82	-2,89	-1,63	-2,57
RUS a)	-3,06 **	-1,64	-2,3	-2,26	-3,09	-2,45	-2,95	-1,55
PL	-2,06	-1,09	-1,17	-1,49	-2,05	-2,61	-2,44	-1,28
RO	-3,65 **	-1,78	-3,13 **	-2,28	-3,68 **	-2,71	-5,18 ***	-4,17 **
HU	-2,01	-1,07	-0,02	-1,77	-2,04	-2,13	-1,27	-1,64
SI	-2,63 ,	-1,11	-2,0	-1,49	-2,63	-2,79	-2,81	-1,75
BG	-1,67	-0,92	-0,18	-1,63	-1,74	-2,65	-1,25	-1,31
FR	-1,94	-0,73	-0,64	-1,56	-1,97	-2,38	-1,96	-1,67
DE	-1,91	-0,6	-0,85	-1,93	-1,94	-2,21	-2,12	-2,12
BE	-1,76	-0,56	-0,64	-1,34	-1,78	-2,37	-1,68	-1,41
NL	-1,9	-0,37	-0,97	-1,95	-1,96	-2,75	-2,32	-1,47
IT	-1,69	-0,79	0,25	-2,06	-1,74	-2,41	-0,89	-1,43
ES	-1,67	-0,81	0,17	-1,59	-1,81	-2,43	-1,22	-2,13
PT	-1,74	-0,49	1,06	-1,58	-1,78	-2,5	-0,44	-1,03
Szereg czasowy: d lnYt								
Kraje	Model bez wyrazu wolnego				Model z wyrazem wolnym			
	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
UA FOB	-20,27 ***	-12,41 ***	-14,65 ***	-6,38 ***	-20,26 ***	-12,41 ***	-14,69 ***	-6,45 ***
EU	-21,07 ***	-11,32 ***	-14,89 ***	-10,06 ***	-21,05 ***	-11,31 ***	-14,92 ***	-10,12 ***
USA	-24,03 ***	-13,63 ***	-16,27 ***	-10,38 ***	-24,01 ***	-13,65 ***	-16,32 ***	-10,42 ***
ARG	-22,89 ***	-13,99 ***	-15,90 ***	-8,78 ***	-22,88 ***	-14,03 ***	-15,95 ***	-8,79 ***
BRA	-26,28 ***	-15,95 ***	-16,15 ***	-11,79 ***	-26,27 ***	-15,98 ***	-16,16 ***	-11,78 ***
RUS a)	-26,85 ***	-16,28 ***	-16,28 ***	-11,46 ***	-26,83 ***	-16,24 ***	-16,27 ***	-11,51 ***
PL	-23,50 ***	-11,50 ***	-17,07 ***	-10,02 ***	-23,48 ***	-11,48 ***	-17,08 ***	-10,16 ***
RO	-43,74 ***	-17,33 ***	-35,32 ***	-23,37 ***	-43,71 ***	-17,30 ***	-35,38 ***	-23,46 ***
HU	-30,22 ***	-17,52 ***	-19,91 ***	-12,75 ***	-30,20 ***	-17,50 ***	-19,98 ***	-12,78 ***
SI	-40,02 ***	-23,52 ***	-29,04 ***	-13,58 ***	-39,98 ***	-23,53 ***	-29,08 ***	-13,55 ***
BG	-23,97 ***	-12,93 ***	-17,75 ***	-10,09 ***	-23,96 ***	-12,95 ***	-17,82 ***	-10,22 ***
FR	-21,07 ***	-11,32 ***	-14,89 ***	-10,06 ***	-21,05 ***	-11,31 ***	-14,92 ***	-10,12 ***
DE	-29,40 ***	-13,84 ***	-21,64 ***	-15,10 ***	-29,38 ***	-13,85 ***	-21,73 ***	-15,24 ***
BE	-20,98 ***	-12,79 ***	-14,27 ***	-9,76 ***	-20,97 ***	-12,80 ***	-14,34 ***	-9,97 ***
NL	-26,19 ***	-14,03 ***	-17,77 ***	-12,28 ***	-26,17 ***	-14,06 ***	-17,82 ***	-12,42 ***
IT	-18,90 ***	-11,35 ***	-12,78 ***	-7,51 ***	-18,88 ***	-11,35 ***	-12,90 ***	-7,72 ***
ES	-22,17 ***	-11,11 ***	-17,46 ***	-11,45 ***	-22,16 ***	-11,13 ***	-17,58 ***	-11,57 ***
PT	-24,71 ***	-13,81 ***	-16,08 ***	-12,27 ***	-24,70 ***	-13,84 ***	-16,20 ***	-12,40 ***

Uwagi: Poziomy istotności: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$. Wartości krytyczne dobrano odpowiednio do specyfikacji modelu; a) dla ceny rosyjskiej z powodu ograniczeń test przeprowadzono na zakresie od stycznia 2012 do grudnia 2024 r. oraz od stycznia 2012 do grudnia 2015 r.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych wskazanych w tabeli 5.1.

Tabela A.5.3. Wyniki testowania przyczynowości (procedura T-Y, statystyka F, model z wyrazem wolnym i trendem) między szeregami cen kukurydzy na Ukrainie i w krajach głównych światowych eksporterów

Kraje	H0: UA_FOB ≠ Świat			
	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
EU	18,86(2)***	6,05(3)***	9,75(2)***	1,27(3)
USA	0,64(2)	0,99(3)	0,75(4)	1,39(3)
ARG	4,07(2)**	2,52(3)*	0,35(3)	0,66(3)
BRA	4,12(2)**	3,36(3)**	0,27(3)	0,55(3)
RUS a)	20,51(2)***	0,55(2)	11,12(3)***	0,92(3)
Kraje	H0: Świat ≠ UA_FOB			
	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
EU	10,12(2)***	2,70(3)*	1,74(2)	5,80(3)***
USA	15,16(2)***	8,44(3)***	3,81(4)***	0,10(3)
ARG	26,89(2)***	8,87(3)***	19,70(3)***	0,89(3)
BRA	16,82(2)***	6,66(3)***	6,66(3)***	2,52(3)*
RUS a)	6,25(2)**	0,03(2)	12,78(3)***	0,16(3)

Uwagi: poziomy istotności: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1. W nawiasach przedstawiono liczby opóźnień.
a) Dla ceny rosyjskiej z powodu ograniczeń test przeprowadzono na zakresie od stycznia 2012 do grudnia 2024 r. oraz od stycznia 2012 do grudnia 2015 r.

Źródło: opracowanie własne na podstawie zestawów wskazanych w tab.5.1.

Tabela A.5.4. Wyniki testu kointegracji Engle’a-Grangera między szeregami cen kukurydzy na Ukrainie i w krajach głównych światowych eksporterów w latach 2010–2024 (wartości statystyki τ).

Kraje	Zmienna zależna: inna cena światowa							
	Model z wyrazem wolnym				Model z wyrazem wolnym i trendem			
	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
EU	-6,61***	-5,25***	-4,91***	-1,97	-6,79***	-5,24***	-5,23***	-3,61*
USA	-5,03***	-3,95***	-4,03***	-2,17	-5,03***	-4,30**	-4,03**	-3,90**
ARG	-5,16***	-5,15***	-4,32***	-2,04	-5,19***	-5,25***	-4,49***	-3,26
BRA	-4,70***	-3,48**	-3,32*	-1,97	-4,79***	-3,56*	-3,75*	-2,70
RUS a)	-4,60***	-2,75	-3,32*	-3,87**	-4,60***	-2,88	-3,28	-4,68***
Kraje	Zmienna zależna: UA_FOB							
	Model z wyrazem wolnym				Model z wyrazem wolnym i trendem			
	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
EU	-6,46***	-5,23***	-4,72***	-2,20	-6,65***	-5,24***	-4,76***	-3,27
USA	-5,15***	-3,96***	-4,20***	-2,92	-5,15***	-4,46***	-4,07**	-3,75*
ARG	-5,08***	-5,16***	-4,32***	-2,76	-5,11***	-5,32***	-4,49***	-3,04
BRA	-4,63***	-3,66**	-3,15*	-2,47	-4,72***	-3,72*	-3,76*	-1,77
RUS a)	-3,67**	-2,19	-2,11	-3,71**	-3,68*	-2,87	-2,04	-4,28**

Uwagi: poziomy istotności: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,10. a) Dla ceny rosyjskiej z powodu ograniczeń test przeprowadzono na zakresie od stycznia 2012 do grudnia 2024 r. oraz od stycznia 2012 do grudnia 2015 r.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych wskazanych w tabeli 5.1.

Tabela A.5.5. Wyniki testowania przyczynowości (procedura T-Y, statystyka F, model z wyrazem wolnym i trendem) między szeregami cen kukurydzy na Ukrainie i w krajach zachodniej UE

Kraje	H0: UA_FOB ≠ > zachodnie kraje UE			
	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
FR	9,32(2)***	0,00(3)	20,99(2)***	4,68(3)**
DE	32,83(2)***	12,42(3)***	2,76(3)*	4,03(2)**
NL	5,31(4)***	1,25(2)	6,12(4)***	12,44(2)***
BE	4,95(3)***	2,83(2)*	2,67(3)*	1,29(3)
IT	12,56(3)***	5,60(3)***	5,77(3)***	2,90(2)*
ES	21,32(2)***	4,20(3)**	12,95(3)***	1,18(3)
PT	15,35(2)***	4,07(3)**	1,88(3)	5,06(3)***
Kraje	H0: zachodnie kraje UE ≠ > UA_FOB			
	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
FR	63,54(2)***	9,48(3)***	18,19(2)***	9,19(3)***
DE	3,69(2)*	0,31(3)	4,08(3)**	0,65(2)
NL	29,34(4)***	33,44(2)***	10,51(4)***	10,55(2)***
BE	26,59(3)***	11,81(2)***	5,26(3)***	7,07(3)***
IT	25,63(3)***	5,41(3)***	10,79(3)***	33,71(2)***
ES	23,21(2)***	4,32(3)**	0,77(3)	0,97(3)
PT	70,06(2)***	9,02(3)***	27,13(3)***	3,41(3)**

Uwagi: poziomy istotności: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,10. W nawiasach przedstawiono liczby opóźnień.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych wskazanych w tabeli 5.1.

Tabela A.5.6. Wyniki testu kointegracji Engle’a-Grangera między szeregami cen kukurydzy na Ukrainie i w krajach zachodniej UE w latach 2010–2024 (wartości statystyki τ)

Kraje	Zmienna zależna: ceny kraju zachodniej UE							
	Model z wyrazem wolnym				Model z wyrazem wolnym			
	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
FR	-6,40***	-4,23***	-5,02***	-2,62	-6,51***	-4,24**	-5,17***	-4,35***
DE	-5,62***	-3,84**	-3,93***	-2,02	-5,66***	-3,89**	-4,11**	-3,13
NL	-6,39***	-4,40***	-6,31***	-1,94	-6,64***	-4,44***	-7,17***	-4,58***
BE	-4,52***	-3,62**	-3,21**	-1,28	-4,84***	-3,66**	-3,13	-2,74
IT	-4,85***	-4,01***	-3,13**	-0,85	-5,06***	-4,00**	-3,02	-4,25**
SP	-4,32***	-3,94***	-3,35**	-1,21	-4,68***	-3,92**	-3,33	-2,59
PO	-6,66***	-4,57***	-4,45***	-2,26	-6,7***	-4,56***	-4,57***	-3,96**
Kraje	Zmienna zależna: UA_FOB							
	Model z wyrazem wolnym				Model z wyrazem wolnym			
	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
FR	-6,37***	-4,23***	-5,0***	-2,82	-6,49***	-4,21**	-4,96***	-4,09**
DE	-5,60***	-3,81**	-3,77**	-2,07	-5,65***	-3,92**	-3,87**	-2,67
NL	-6,38***	-4,50***	-6,15***	-2,05	-7,21***	-4,50***	-6,81***	-4,32**
BE	-4,60***	-3,67**	-3,15*	-1,53	-4,85***	-3,78*	-3,14	-2,51
IT	-4,93***	-4,07***	-3,32*	-1,42	-5,14***	-4,13**	-3,35	-3,81**
SP	-4,38***	-4,01***	-3,43**	-1,45	-4,91***	-4,2**	-3,43	-1,74
PO	-6,68***	-4,68***	-4,73***	-2,51	-6,72***	-4,68***	-4,88***	-3,87**

Uwagi: poziomy istotności: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,10.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych wskazanych w tabeli 5.1.

Tabela A.5.7. Wyniki testowania przyczynowości (procedura T-Y, statystyka F, model z wyrazem wolnym) między szeregami cen kukurydzy na Ukrainie i w krajach wschodniej UE

Kraje	H0: UA_FOB $\neq$ kraje UE			
	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
PL	5,54 (4) ***	0,74 (2)	5,03 (2) **	2,26 (3)
RO	10,42 (2) ***	2,85 (4) **	2,54 (3) *	5,35 (3) ***
HU	39,04 (2) ***	14,54 (2) ***	15,69 (3) ***	2,62 (2)
SI	16,69 (4) ***	6,79 (4) ***	11,44 (4) ***	3,41 (3) **
BG	30,56 (2) ***	12,52 (2) ***	12,42 (2) ***	1,07 (3)
Kraje	H0: kraje UE $\neq$ UA_FOB			
	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
PL	2,02 (4)	3,82 (2) *	0,28 (2)	3,82 (3) **
RO	1,66 (2)	1,93 (4)	1,17 (3)	0,66 (3)
HU	3,89 (2) **	2,47 (2)	2,14 (3)	3,9 (2) **
SI	1,61 (4)	1,26 (4)	0,91 (4)	1,02 (3)
BG	8,58 (2) ***	3,45 (2) *	3,9 (2) **	2,26 (3)

Uwagi: poziomy istotności: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie zestawów wskazanych w tabeli 5.1.

Tabela A.5.8. Wyniki testu kointegracji Engle’a-Grangera dla tygodniowych szeregów cen kukurydzy na Ukrainie i w krajach wschodniej UE w latach 2010–2024 (wartości statystyki τ)

Kraje	Zmienna zależna: cena w kraju wschodniej UE							
	Model z wyrazem wolnym				Model z wyrazem wolnym			
	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
PL	-6,13 ***	-4,61 ***	-3,84 **	-1,50	-6,15 ***	-4,62 ***	-3,90 **	-2,78
RO	-7,32 ***	-4,88 ***	-7,04 ***	-4,71 ***	-7,33 ***	-4,87 ***	-7,05 ***	-6,19 ***
HU	-6,25 ***	-4,26 ***	-3,19 *	-4,37 ***	-6,38 ***	-4,68 ***	-3,18	-4,76 ***
SI	-5,78 ***	-4,01 ***	-4,17 ***	-2,98	-5,80 ***	-4,02 **	-4,33 **	-3,53 *
BG	-5,32 ***	-5,00 ***	-4,52 ***	-2,11	-6,20 ***	-5,67 ***	-4,49 ***	-2,98
Kraje	Zmienna zależna: UA_FOB							
	Model z wyrazem wolnym				Model z wyrazem wolnym			
	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024	sty.2010-gru.2024	sty.2010-gru.2015	sty.2016-lut.2022	sie.2022-gru.2024
PL	-5,79 ***	-4,44 ***	-3,66 **	-2,16	-5,80 ***	-4,57 ***	-3,35	-2,73
RO	-6,61 ***	-4,74 ***	-6,01 ***	-4,61 ***	-6,62 ***	-4,84 ***	-5,40 ***	-4,64 ***
HU	-6,22 ***	-4,50 ***	-3,34 **	-4,36 ***	-6,35 ***	-5,19 ***	-3,27	-4,41 ***
SI	-5,34 ***	-3,87 **	-3,54 **	-3,38 **	-5,35 ***	-3,93 **	-3,63 *	-3,32
BG	-5,48 ***	-5,09 ***	-4,53 ***	-2,57	-6,36 ***	-5,98 ***	-4,53 ***	-3,02

Uwagi: poziomy istotności: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych wskazanych w tabeli 5.1.