

**REGIONAL MILK MARKET INTEGRATION:
EVIDENCE FROM CENTRAL EUROPE**

**REGIONALNA INTEGRACJA RYNKU MLEKA –
DOWODY Z EUROPY ŚRODKOWEJ**

MONIKA ROMAN
ZDEŇKA ŽÁKOVÁ KROUPOVÁ
GABRIELA TRNKOVÁ

Citation: Roman, M., Žáková Kroupová, Z., & Trnková, G. (2024). Regional Milk Market Integration: Evidence from Central Europe / Regionalna integracja rynku mleka – dowody z Europy Środkowej. *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej / Problems of Agricultural Economics*, 381(4), 23–49. <https://doi.org/10.30858/zer/194139>

Funding Statement



The work is the result of scientific activity number 2022/06/X/HS4/00687 funded by the National Science Center.

Oświadczenie o dofinansowaniu

Praca powstała w wyniku realizacji działania naukowego o numerze 2022/06/X/HS4/00687 finansowanego ze środków Narodowego Centrum Nauki.

Abstract

A well-integrated agricultural market is a precondition for the sustainability of agri-food systems since it contributes to optimal resource and product allocation and encourages specialization according to comparative advantage. The aim of the paper is to assess the processes of spatial price transmission in the milk market of Central European countries. This paper extends previous studies on the spatial integration of the milk market by providing a regional analysis of four Central European countries by examining the effects of distance, borders, and specialization on price transmission. Germany as the main milk producer in the European Union (EU) and the original member of the EU represents the base country for our analysis. The econometric analysis of the regional monthly raw milk prices reveals that the German regions, with the leading position in milk prices formation in Central Europe, together with the Czech and Slovak regions, can be regarded as a single milk market where prices tend to converge in the long run. In contrast, the Polish regions are still poorly integrated internally and

Monika Roman, PhD, Department of Logistics, Institute of Economics and Finance, Warsaw University of Life Science; Nowoursynowska 166, 02-787 Warszawa, Poland. (monika_roman@sggw.edu.pl).  <https://orcid.org/0000-0003-1799-0445>
Zdeňka Žáková Kroupová, PhD, Assoc. Prof., Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Czech University of Life Sciences Prague; Kamýcká 129, 165 00 Prague, Czech Republic. (kroupovaz@pef.czu.cz).
 <https://orcid.org/0000-0001-5834-3338>

Gabriela Trnková, PhD, Department of Economics, Faculty of Informatics and Management, University of Hradec Králové; Rokitanského 62, 500 03 Hradec Králové, Czech Republic. (gabriela.trnkova@uhk.cz).  <https://orcid.org/0000-0001-5181-5689>

externally. The perishability of the commodity coupled with the small size of the Polish farms means that farmers cannot easily switch to other, e.g., foreign buyers. This hinders price adjustment and is reflected in the economics of Polish dairy farms, whose profitability is low. Policymakers should, therefore, aim to equalize the market powers of agricultural producers and milk processors, e.g., by supporting the integration of dairy farms into producer organizations and sales cooperatives.

Keywords: milk market, price analysis, cointegration, border.

JEL codes: R10, Q02, Q17.

Abstrakt

Dobrze zintegrowany rynek rolny jest warunkiem wstępnym zrównoważonego rozwoju systemów rolno-spożywczych. Przyczynia się on do optymalnej alokacji zasobów i produktów oraz zachęca do specjalizacji zgodnie z przewagą komparatywną. Celem artykułu była ocena procesów transmisji przestrzennej cen na rynku mleka w krajach Europy Środkowej. Niniejszy artykuł rozszerza poprzednie badania dotyczące integracji przestrzennej rynku mleka, przedstawiając analizę regionalną czterech krajów Europy Środkowej, badając wpływ odległości, granic i specjalizacji na transmisję cen. Niemcy, jako główny producent mleka w Unii Europejskiej (UE) i pierwotny członek UE, stanowią kraj bazowy dla naszej analizy. Ekonometryczna analiza regionalnych miesięcznych cen surowego mleka ujawnia, że regiony niemieckie, zajmujące wiodącą pozycję w kształtowaniu cen mleka w Europie Środkowej, wraz z regionami czeskimi i słowackimi, można postrzegać jako jednolity rynek mleka, na którym ceny mają tendencję do konwergencji w dłuższej perspektywie. Natomiast regiony polskie są nadal słabo zintegrowane wewnątrz i zewnątrz. Nietrwałość towaru w połączeniu z niewielkim rozmiarem polskich gospodarstw oznacza, że rolnicy nie mogą łatwo przestawić się na innych, np. zagranicznych nabywców. Utrudnia to dostosowanie cen i odbija się na ekonomice polskich gospodarstw mlecznych, których rentowność jest niska. Decydenci polityczni powinni zatem dążyć do wyrównania siły rynkowej producentów rolnych i przetwórców mleka, np. poprzez wspieranie integracji gospodarstw mlecznych w organizacjach producenckich i spółdzielniach sprzedaży.

Słowa kluczowe: rynek mleka, analiza cen, kointegracja, granica.

Kody JEL: R10, Q02, Q17.

Introduction

Welfare gains from market integration are widely recognized by economists and policymakers. Well-integrated markets convey accurate price information, leading to efficient product movements that stabilize market prices and reduce the price risk thanks to flows of surpluses to locations characterized by deficits (Ozturk, 2020) and hence, in turn, encourage producers to specialize according to comparative advantage (Baulch, 1997). Well-integrated markets also contribute to optimal resource allocation (Goodwin & Schroeder, 1991). Conversely, spatial market segmentation reduces information about available prices and, consequently, can lead to inefficient decision-making (Ozturk, 2020), increasing the deadweight loss incurred by society and reducing overall economic efficiency (Pan & Li, 2019). The European single market is proof that politicians have also recognized the potential gains of market integration (in 't Veld, 2019).

Wstęp

Korzyści dla dobrobytu wynikające z integracji rynku są powszechnie uznawane przez ekonomistów i decydentów. Dobrze zintegrowane rynki przekazują dokładne informacje o cenach, co prowadzi do efektywnych ruchów produktów, które stabilizują ceny rynkowe i zmniejszają ryzyko cenowe dzięki przepływom nadwyżek do lokalizacji charakteryzujących się deficytami (Ozturk, 2020), a tym samym zachęcają producentów do specjalizacji zgodnie z przewagą komparatywną (Baulch, 1997). Dobrze zintegrowane rynki przyczyniają się również do optymalnej alokacji zasobów (Goodwin i Schroeder, 1991). Z drugiej strony, przestrzenna segmentacja rynku ogranicza informacje o dostępnych cenach, a w konsekwencji może prowadzić do nieefektywnego podejmowania decyzji (Ozturk, 2020), zwiększając bezpowrotną stratę poniesioną przez społeczeństwo i zmniejszając ogólną wydajność gospodarczą (Pan i Li, 2019). Jednolity rynek europejski jest dowodem na to, że politycy również dostrzegli potencjalne korzyści integracji rynku (in 't Veld, 2019).

This paper is focused on regional market integration measured by horizontal (spatial) price transmission, which represents the transmission of price signals across spatially separated markets at the same position in the supply chain resulting in the co-movements of prices in these markets (Listorti & Esposti, 2012). The aim of the paper is to assess the processes of spatial price transmission in the milk market of Central European countries, namely Czechia, Germany, Poland, and Slovakia. Germany as the main milk producer in the European Union (EU) and the original member of the EU (specifically West Germany) represents the base country for our analysis. Following Emmanouilides and Proskynitopoulos's (2020) study of pig meat EU's market, it is hypothesized to be the most influential market on the prices on other markets, especially Czech and Slovak, that were identified as markets with externally driven price shocks. Czechia, Slovakia, and Poland (the main milk producer of EU-13, i.e., countries that joined the EU in and after 2004) are new EU Member States with a common history, culture as well as linguistic similarities that are located together with Germany geographically next to each other and therefore their integration ought to be economically significant. Since the homogeneity of cultural and intellectual values and the desire for cooperation is more pronounced at the regional level than at the national level, our interest lies in regional integration.

Given that the European single market ensures the free movement of goods, services, people, and capital within the EU, our analysis focuses on a market where arbitrage opportunities are not affected by trade barriers, i.e., trade costs are significantly reduced, and spatial price differences in common currency reflect transaction costs and differences in value-added taxes (in 't Veld, 2019). Moreover, the single currency in the euro area, of which Germany and Slovakia are members, leads to reduced information costs and eliminates exchange rate risk for potential arbitrage (Emmanouilides & Fousekis, 2012). This allows to assess the role of non-political factors such as geographical proximity and product origin on market integration. In particular, the empirical analysis attempts to address the following questions:

1. Are markets in the different autonomous regions well integrated to form a national market or to form a multi-national market?
2. Which regions have a dominant influence on milk prices in other regions?

Niniejszy artykuł koncentruje się na regionalnej integracji rynkowej mierzonej za pomocą poziomej (przestrzennej) transmisji cen, która reprezentuje transmisję sygnałów cenowych pomiędzy przestrzennie oddzielnymi rynkami w tej samej pozycji w łańcuchu dostaw, co skutkuje współprzemieszczaniem się cen na tych rynkach (Listorti i Esposti, 2012). Celem artykułu jest ocena procesów przestrzennej transmisji cen na rynku mleka w krajach Europy Środkowej, a mianowicie w Czechach, Niemczech, Polsce i Słowacji. Niemcy jako główny producent mleka w Unii Europejskiej (UE) i pierwotny członek UE (w szczególności Niemcy Zachodnie) stanowią kraj bazowy dla naszej analizy. Zgodnie z badaniem rynku mięsa wieprzowego w UE przeprowadzonym przez Emmanouilidesa i Proskynitopoulosa (2020), hipoteza ta zakłada, że jest to rynek o największym wpływie na ceny na innych rynkach, zwłaszcza czeskim i słowackim, które zostały zidentyfikowane jako rynki z zewnątrz napędzanymi szokami cenowymi. Czechy, Słowacja i Polska (główny producent mleka w UE-13, tj. krajach, które przystąpiły do UE w 2004 r. i później) to nowe państwa członkowskie UE o wspólnej historii, kulturze, a także podobieństwach językowych, które są położone geograficznie obok Niemiec i siebie, a zatem ich integracja powinna mieć znaczenie ekonomiczne. Ponieważ jednorodność wartości kulturowych i intelektualnych oraz chęć współpracy są bardziej widoczne na poziomie regionalnym, niż na poziomie krajowym, nasze zainteresowanie badawcze związane jest z integracją regionalną.

Biorąc pod uwagę, że jednolity rynek europejski zapewnia swobodny przepływ towarów, usług, osób i kapitału w UE, nasza analiza koncentruje się na rynku, na którym możliwości arbitrażu nie są ograniczane przez bariery handlowe, tj. koszty handlu są znacznie obniżone, a przestrzenne różnice cen we wspólnej walucie odzwierciedlają koszty transakcyjne i różnice w podatkach od wartości dodanej (in 't Veld, 2019). Ponadto wspólna waluta w strefie euro, której członkami są Niemcy i Słowacja, prowadzi do obniżenia kosztów informacji i eliminuje ryzyko kursowe dla potencjalnego arbitrażu (Emmanouilides i Fousekis, 2012). Pozwala to ocenić rolę czynników niepolitycznych, takich jak bliskość geograficzna i pochodzenie produktu, w integracji rynku. W szczególności analiza empiryczna próbuje odpowiedzieć na następujące pytania:

1. Czy rynki w różnych regionach autonomicznych są dobrze zintegrowane i tworzą rynek krajowy lub rynek międzynarodowy?
2. Które regiony mają dominujący wpływ na ceny mleka w innych regionach?

3. Is the dominant influence of region related to the region's specialization in milk production (defined as the share of the region's milk production in the country's total milk production)?
4. Is the long-run relationship of milk prices between regions is negatively associated with the distance between these regions valid?
5. Do state borders matter in the spatial integration of milk markets in the countries that are members of the European single market?

This paper extends previous studies on the spatial integration of the milk market by providing a regional analysis of four Central European countries by examining the effects of distance, borders, and specialization on price transmission. To the best of the authors' knowledge, this is the first article, in which the analysis is built at the regional level of several states. Up until now, the country level (e.g., Bakucs et al., 2015, 2019; Fousekis, 2018; Katrakilidis, 2008; Newton, 2016; Roman & Roman, 2020) have dominated at the European milk market spatial integration analysis. However, as Bakucs et al. (2015) emphasize, national averages are not appropriate for horizontal transmission analysis in the case of raw milk prices due to the specific organization of the raw milk market in space compared to other commodity markets. Raw milk collection by processors is a daily business limiting spatially the radius processors can reach. Thus, it is likely that prices are formed around milk collecting hubs, not necessarily within national borders (Bakucs et al., 2019). All these facts justify the analysis of price transmission at the regional level. The spatial integration of milk markets at the regional level, i.e., regional milk prices, is addressed, in particular, by Bakucs and Fertő (2007), Kharin (2019), Roman (2020), Roman and Žáková Kroupová (2022). Roman (2020) evaluates spatial integration processes in the Polish milk market from 1999 to 2018 and concludes that there is a long-run balance between prices in various regions, whereby the closer the region is to another one, the greater the co-variability of prices was between them. Roman and Žáková Kroupová (2022) extend previous research to the market with dairy products and investigate the spatial integration between regions in Poland and Czechia during the period between 1/2001 and 8/2021 for the national level and the period between 1/2013 and 8/2021 for the regional level. They conclude that despite the long-run relationship between milk prices at the national level, only half of the Czech and Polish pairs analyzed also had a long-run relationship in the case of the regional analysis. The highest number of long-run linkages was

3. Czy dominujący wpływ regionu jest związany ze specjalizacją regionu w produkcji mleka (definiowaną jako udział produkcji mleka w regionie w całkowitej produkcji mleka w kraju)?
4. Czy długoterminowa relacja cen mleka między regionami jest negatywnie powiązana z odległością między tymi regionami?
5. Czy granice państwowe mają znaczenie w przestrzennej integracji rynków mleka w krajach będących członkami jednolitego rynku europejskiego?

Niniejszy artykuł rozszerza poprzednie badania dotyczące integracji przestrzennej rynku mleka, dostarczając analizę regionalną czterech krajów Europy Środkowej, badając wpływ odległości, granic i specjalizacji na transmisję cen. Według wiedzy autorów jest to pierwszy artykuł, w którym analiza jest budowana na poziomie regionalnym kilku państw. Do tej pory w analizie integracji przestrzennej europejskiego rynku mleka dominował poziom kraju (np. Bakucs i in., 2015, 2019; Fousekis, 2018; Katrakilidis, 2008; Newton, 2016; Roman i Roman, 2020). Jednak, jak podkreślają Bakucs i in. (2015), średnie krajowe nie są odpowiednie do analizy transmisji poziomej w przypadku cen mleka surowego ze względu na specyficzną organizację rynku mleka surowego w przestrzeni w porównaniu z innymi rynkami towarowymi. Odbiór mleka surowego przez przetwórców to codzienna działalność ograniczająca przestrzennie promień, jaki przetwórcy mogą osiągnąć. Dlatego prawdopodobne jest, że ceny kształtują się wokół centrów skupu mleka, a niekoniecznie w granicach państwowych (Bakucs i in., 2019). Wszystkie te fakty uzasadniają analizę transmisji cen na poziomie regionalnym. Przestrzenną integrację rynków mleka na poziomie regionalnym, tj. regionalne ceny mleka, omawiają w szczególności Bakucs i Fertő (2007), Kharin (2019), Roman (2020), Roman i Žáková Kroupová (2022). Roman (2020) ocenia procesy integracji przestrzennej na polskim rynku mleka w okresie 1999–2018 i stwierdza, że istnieje długoterminowa równowaga między cenami w różnych regionach, przy czym im bliżej siebie znajduje się region, tym większa jest współmienność cen między nimi. Roman i Žáková Kroupová (2022) rozszerzają poprzednie badania na rynek produktów mlecznych i badają integrację przestrzenną między regionami w Polsce i Czechach w okresie 1/2001–8/2021 na poziomie krajowym oraz w okresie 1/2013–8/2021 na poziomie regionalnym. Wnioskują, że pomimo długoterminowego związku między cenami mleka na poziomie krajowym, tylko połowa analizowanych par cen miała również długoterminowy związek w przypadku analizy regionalnej. Największą liczbę długoterminowych powiązań

obtained in Czechia for the regions close to Poland (confirmed effect of distance) and Poland for the regions specialized in milk production.

Background

Theoretical Framework

The commonly used definition of horizontal market integration has roots in the spatial arbitrage theory (Listorti & Esposti, 2012) and the consequent law of one price (LOP) (Fackler & Goodwin, 2001). This definition goes back to the 19th century when Cournot (1897) stated that an integrated market is an entire territory, the parts of which are so connected by relations of unrestricted trade that prices of the homogenous product readily and quickly take the same level throughout the territory.

The reaching of a price unique equilibrium in spatially separated markets is ensured by the process of spatial arbitrage that clears the homogenous product common market. Suppose local prices of the homogenous product (P_i and P_j) differ between the two spatially separated markets by more than all costs necessary to transfer the product between these markets (trade costs, T_{ij}): $|P_i - P_j| > T_{ij}$ where i and j refer to two spatially separated markets. In that case, arbitrageurs exploit the profit-making opportunities by shipping the product from the market with the low price (P_j) to the market with the high price (P_i) (Lence et al., 2017). This transfer increases demand for the product in the low-price market, while increasing supply in the high-price market. The rise of demand with unchanged supply in the low-price market drives up the price (P_j), while the increased supply at a given level of demand decreases the price in the high-price market (P_i). This process of arbitrage persists until actual prices differ by exactly trade costs (T_{ij}) (Van Campenhout, 2007) and arbitrage opportunities are zero (García-Hiernaux et al., 2016).

The consequence of spatial arbitrage is the LOP, according to which homogeneous products tend to have the same price net of trade costs when the local prices are expressed in the same currency, in markets linked by trade and arbitrage (Marshall, 1890). In the empirical analysis, the relative version of the LOP requiring proportionality between both prices (Sanjuán & Gil, 1999) is usually used instead of the absolute version, and price co-movements are taken as evidence of market integration (McNew, 1996), since the LOP in a relative sense is a necessary condition for market integration (García-Hiernaux et al., 2016). Realizing that arbitrage takes time and that the dynamics of economic processes can lead to temporary deviations from equilibria (e.g., due to seasonality of agricultural commodities

uzyskano w Czechach dla regionów sąsiadujących z Polską (potwierdzony efekt odległości) i w Polsce dla regionów specjalizujących się w produkcji mleka.

Tło teoretyczne

Ramy teoretyczne

Powszechnie stosowana definicja horyzontalnej integracji rynku ma swoje korzenie w teorii arbitrażu przestrzennego (Listorti i Esposti, 2012) i wynikającym z niej prawie jednej ceny (LOP) (Fackler i Goodwin, 2001). Definicja ta sięga XIX wieku, kiedy Cournot (1897) stwierdził, że zintegrowany rynek to całe terytorium, którego części są tak połączone relacjami nieograniczonego handlu, że ceny jednorodnego produktu łatwo i szybko osiągają ten sam poziom na całym terytorium.

Osiągnięcie unikalnej równowagi cenowej na rynkach rozdzielonych przestrzennie jest zapewnione przez proces arbitrażu przestrzennego, który oczyszcza wspólny rynek produktów jednorodnych. Załóżmy, że lokalne ceny produktu jednorodnego (P_i i P_j) różnią się między dwoma rynkami rozdzielonymi przestrzennie o więcej niż wszystkie koszty niezbędne do przeniesienia produktu między tymi rynkami (koszty handlowe, T_{ij}): $|P_i - P_j| > T_{ij}$, gdzie i oraz j odnoszą się do dwóch rynków rozdzielonych przestrzennie. W takim przypadku arbitrażyści wykorzystują okazje do osiągnięcia zysku, wysyłając produkt z rynku o niskiej cenie (P_j) na rynek o wysokiej cenie (P_i) (Lence i in., 2017). Ten transfer zwiększa popyt na produkt na rynku o niskiej cenie, jednocześnie zwiększając podaż na rynku o wysokiej cenie. Wzrost popytu przy niezmienionej podaży na rynku o niskiej cenie podnosi cenę (P_j), podczas gdy zwiększona podaż przy danym poziomie popytu obniża cenę na rynku o wysokiej cenie (P_i). Proces arbitrażu trwa do momentu, aż rzeczywiste ceny różnią się dokładnie o koszty transakcji (T_{ij}) (Van Campenhout, 2007), a możliwości arbitrażu spadają do zera (García-Hiernaux i in., 2016).

Konsekwencją arbitrażu przestrzennego jest LOP, zgodnie z którym produkty jednorodne mają tendencję do posiadania tej samej ceny netto po odliczeniu kosztów handlowych, gdy ceny lokalne są wyrażone w tej samej walucie, na rynkach powiązanych handlem i arbitrażem (Marshall, 1890). W analizie empirycznej, względna wersja LOP wymagająca proporcjonalności między obiema cenami (Sanjuán i Gil, 1999) jest zwykle używana zamiast wersji absolutnej, a współruchy cen są traktowane jako dowód integracji rynku (McNew, 1996), ponieważ LOP w sensie względnym jest warunkiem koniecznym integracji rynku (García-Hiernaux i in., 2016). Należy zaznaczyć, że arbitraż wymaga czasu i że dynamika

(McNew, 1996) meaning that in the short-run price differences may exceed the trade costs in competitive markets (Roman, 2020), the markets are usually defined as integrated if prices in spatially separated markets are determined simultaneously in the long-run (Ardeni, 1989). Two relevant mechanisms are behind the process of price adjustment: physical trade of products that occurs between the spatially separated markets (Hamulczuk et al., 2019) and information flow that might explain price transmission even more than physical trade flows (Listorti & Esposti, 2012).

Market integration is a precondition for the efficient functioning of markets in the absence of trade barriers, market power, product heterogeneity and perishability, exchange rate risks, and imperfect information flow (Listorti & Esposti, 2012), and violation of the LOP leads to ineffectiveness of price mechanism – price signals are not transmitted from supply deficit markets to surplus markets, resulting in producers failing to specialize according to long-run comparative advantages and in welfare losses (Baulch, 1997). Deviations from the LOP are caused by the frictions that inhibit the exchange of homogenous products. Engel and Rogers (1996), as pioneers, examined the deviation from the LOP caused by geographical separations of markets. Their study concluded that firms are more responsive to price changes of nearby competitors in geographic space. This is in line with Tobler's first law of geography (1970) and gravity theory firstly used by Tinbergen (1962) to explain trade flows, and a large empirical literature has provided evidence that prices are more similar for geographically proximate locations (e.g., Iregui & Otero, 2017; Parsley & Wei, 1996).

Empirical studies associate distance with transportation costs and evaluate the effect of distance on the degree of market integration for different types of goods. Their results usually confirm that the distance effect is stronger in the case of tradable goods compared to non-tradable ones, and perishable goods are more distance-sensitive than non-perishable ones, which is consistent with the conjecture that transportation costs are higher for perishable goods (Cater & Lew, 2018; Fielding et al., 2015). Obviously, transportation costs, in general, can be increased by poor transport infrastructure (Kabbiri et al., 2016) and by poor social capital affecting information flows (Fielding et al., 2015). According to Carter and Lew (2018), there is another source of local variation leading to spatial price dispersion, especially of agricultural products, that can be distinct from costs associated with distance: regional differences in climate in general and weather variability in particular. As their study concludes, the variability of weather is a source of differential local production cost and structure, and

procesów gospodarczych może prowadzić do tymczasowych odchyień od równowagi (np. z powodu sezonowości towarów rolnych (McNew, 1996), co oznacza, że w krótkim okresie różnice cen mogą przekraczać koszty handlu na rynkach konkurencyjnych (Roman, 2020). Rynki są zwykle definiowane jako zintegrowane, jeśli ceny na rynkach rozdzielonych przestrzennie są ustalane jednocześnie w długim okresie (Ardeni, 1989). Za procesem dostosowywania cen stoją dwa istotne mechanizmy: fizyczny handel produktami, który odbywa się między rynkami rozdzielonymi przestrzennie (Hamulczuk i in., 2019) oraz przepływ informacji, który może wyjaśniać transmisję cen nawet bardziej niż fizyczne przepływy handlowe (Listorti i Esposti, 2012).

Integracja rynku jest warunkiem wstępnym efektywnego funkcjonowania rynków w przypadku braku barier handlowych, siły rynkowej, heterogeniczności i nietrwałości produktów, ryzyka kursowego i niedoskonałego przepływu informacji (Listorti i Esposti, 2012), a naruszenie LOP prowadzi do nieskuteczności mechanizmu cenowego – sygnały cenowe nie są przekazywane z rynków deficytu podaży na rynki nadwyżek, co skutkuje tym, że producenci nie specjalizują się zgodnie z długoterminowymi przewagami komparatywnymi i stratami dobrobytu (Baulch, 1997). Odchylenia od LOP są spowodowane tarciami, które hamują wymianę jednorodnych produktów. Engel i Rogers (1996), jako pionierzy, badali odchylenia od LOP spowodowane geograficznym rozdzieleniem rynków. Ich badanie wykazało, że firmy są bardziej wrażliwe na zmiany cen pobliskich konkurentów w przestrzeni geograficznej. Jest to zgodne z pierwszym prawem geografii Toblera (1970) i teorią grawitacji po raz pierwszy zastosowaną przez Tinbergena (1962) do wyjaśnienia przepływów handlowych, a obszerna literatura empiryczna dostarcza dowodów na to, że ceny są bardziej podobne w przypadku lokalizacji geograficznie bliskich (np. Iregui i Otero, 2017; Parsley i Wei, 1996).

Badania empiryczne wiążą odległość z kosztami transportu i oceniają wpływ odległości na stopień integracji rynku dla różnych rodzajów towarów. Ich wyniki zazwyczaj potwierdzają, że efekt odległości jest silniejszy w przypadku dóbr handlowych w porównaniu z dobrami niehandlowymi, a dobra nietrawne są bardziej wrażliwe na odległość niż dobra trwałe, co jest zgodne z przypuszczeniem, że koszty transportu są wyższe w przypadku dóbr nietrawnych (Carter i Lew, 2018; Fielding i in., 2015). Oczywiście jest, że koszty transportu mogą ogólnie wzrosnąć z powodu złej infrastruktury transportowej (Kabbiri i in., 2016) i z powodu słabego kapitału społecznego wpływającego na przepływy informacji (Fielding i in., 2015). Według Cartera i Lewa (2018) istnieje

climate change leads to changes in the comparative advantage of economies that affect market integration.

In international studies, the distance effect is completed by the border effect (McCallum, 1995), which captures all trade impediments related to the existence of national borders. This is consistent with Anderson and van Wincoop's (2004) definition of trade costs as all costs incurred in delivering goods from producing to consuming locations. In an open economy, these costs consist of two categories: costs imposed by policies (e.g., tariffs, quotas, phytosanitary requirements, embargo, and sanctions) and costs imposed by the environment (e.g., distribution costs, time costs, risk insurance, costs associated with the use of different currency, and contract enforcement costs). The border effect is also important in the case of the common market because it captures the effect of cultural differences, such as different languages (Olper & Raimondi, 2007) or consumer preferences connected with product origin (Balaguer & Ripollés, 2018). However, these differences may increase trade costs also within a country with a diverse population (Fielding et al., 2015). It has been widely recognized that sharing a common language, common historical events, common religion, common institutional and legal system, common consumer preferences, and similar technology enhance trade between spatially separated markets and contribute to spatial market integration (Fielding et al., 2015).

Study Area

The EU is the second-largest milk producer after India (European Commission, 2021) and Germany, Poland, Czechia, and Slovakia accounted for almost 34% of the total EU milk production in 2020 (Eurostat, 2022a). Germany as the main European producer is also one of the most important milk exporters in the world. However, its exports are mainly oriented to western European countries and China. In bilateral trade flows among analyzed countries, Germany is the largest importer (46.2% of its imports were from the other three countries in 2020, see Table 1) while only 2.3% of German exported milk went to Poland, 0.7% to Czechia, and 0.1% to Slovakia in 2020. The situation is completely different for the other three countries, for which the local EU market, particularly the bilateral trade flows with

inne źródło lokalnej zmienności prowadzącej do przestrzennego rozproszenia cen, zwłaszcza produktów rolnych, które może być odrębne od kosztów związanych z odległością i są to ogólne regionalne różnice klimatyczne, a w szczególności zmienność pogody. Jak wynika z ich badania, zmienność pogody jest przyczyną różnic w kosztach i strukturze lokalnej produkcji, a zmiany klimatu prowadzą do zmian w przewadze komparatywnej gospodarek, co ma wpływ na integrację rynkową.

W badaniach międzynarodowych efekt odległości uzupełnia efekt granicy (McCallum, 1995), który obejmuje wszystkie przeszkody handlowe związane z istnieniem granic państwowych. Jest to zgodne z definicją kosztów handlowych Andersona i van Wincoopa (2004) jako wszystkich kosztów poniesionych na dostarczanie towarów z miejsc produkcji do miejsc konsumpcji. W gospodarce otwartej koszty te składają się z dwóch kategorii: kosztów narzuconych przez polityki (np. taryfy, kwoty, wymogi fitosanitarne, embargo i sankcje) oraz kosztów narzuconych przez środowisko (np. koszty dystrybucji, koszty czasu, ubezpieczenie od ryzyka, koszty związane z używaniem innej waluty i koszty egzekwowania umów). Efekt graniczny jest również ważny w przypadku wspólnego rynku, ponieważ obejmuje wpływ różnic kulturowych, takich jak różne języki (Olper i Raimondi, 2007) lub preferencje konsumentów związane z pochodzeniem produktu (Balaguer i Ripollés, 2018). Jednakże różnice te mogą zwiększyć koszty handlu również w kraju o zróżnicowanej populacji (Fielding i in., 2015). Powszechnie uznano, że dzielenie wspólnego języka, wydarzeń historycznych, religii, systemu instytucjonalnego i prawnego, preferencji konsumentów i podobnej technologii wzmacnia handel między rynkami oddzielonymi przestrzennie i przyczynia się do integracji rynku przestrzennego (Fielding i in., 2015).

Obszar badań

UE jest drugim co do wielkości producentem mleka po Indiach (European Commission, 2021), a Niemcy, Polska, Czechy i Słowacja odpowiadały za prawie 34% całkowitej produkcji mleka w UE w 2020 r. (Eurostat, 2022a). Niemcy jako główny europejski producent są również jednym z najważniejszych eksporterów mleka na świecie. Jednak ich eksport jest skierowany głównie do krajów Europy Zachodniej i Chin. W dwustronnych przepływach handlowych między analizowanymi krajami Niemcy są największym importerem (46,2% ich importu pochodziło z pozostałych trzech krajów w 2020 r., patrz tab. 1), podczas gdy tylko 2,3% niemieckiego mleka eksportowanego trafiło do Polski, 0,7% do Czech i 0,1% do Słowacji. Sytuacja jest zupełnie inna w przypadku pozostałych trzech krajów, dla których lokalny

Germany, is absolutely crucial. For example, Czechia exported 88% of its total milk exports to the other three neighboring countries in 2020, and 77.2% of this exported milk went to Germany. The Polish share of exports to the three other countries in total milk exports was 62.5% in 2020 and in the case of Slovakia was this share 50.1%.

rynek UE, w szczególności dwustronne przepływy handlowe z Niemcami, mają absolutnie kluczowe znaczenie. Na przykład Czechy wyeksportowały 88% swojego całkowitego eksportu mleka do trzech innych sąsiednich krajów w 2020 r., a 77,2% tego eksportowanego mleka trafiło do Niemiec. Udział Polski w eksporcie do trzech innych krajów w całkowitym eksporcie mleka wyniósł 62,5% w 2020 r., a w przypadku Słowacji udział ten wyniósł 50,1%.

Table 1. Trade flows of milk between analyzed countries and world (thousand tons)

Tabela 1. Przepływy handlowe mleka pomiędzy analizowanymi krajami i światem (tys. t)

2013						2020					
Country / Kraj	CZ	DE	PL	SK	World / Świat	Country / Kraj	CZ	DE	PL	SK	World / Świat
CZ		430.68	28.61	118.35	709.59	CZ		724.67	22.44	78.88	938.73
DE	27.28		24.24	1.07	2373.74	DE	14.58		49.60	1.46	2150.75
PL	12.64	186.15		4.91	300.33	PL	6.07	512.06		5.66	838.38
SK	29.36	1.87	0.64		272.77	SK	25.72	41.86	8.35		151.62
World / Świat	74.80	1801.42	165.46	127.69		World / Świat	55.07	2765.94	181.63	94.81	

Note: Grey color represents export from a country in row (reporting country) to a country in column. White color denotes import to the country in column (reporting country) from the country in row. CZ – Czechia, DE – Germany, PL – Poland, and SK – Slovakia / Uwaga: Kolor szary oznacza eksport z kraju w wierszu (kraj raportujący) do kraju w kolumnie. Kolor biały oznacza import do kraju w kolumnie (kraj raportujący) z kraju w wierszu. CZ – Czechy, DE – Niemcy, PL – Polska, a SK – Słowacja.

Source: United Nations (2022).

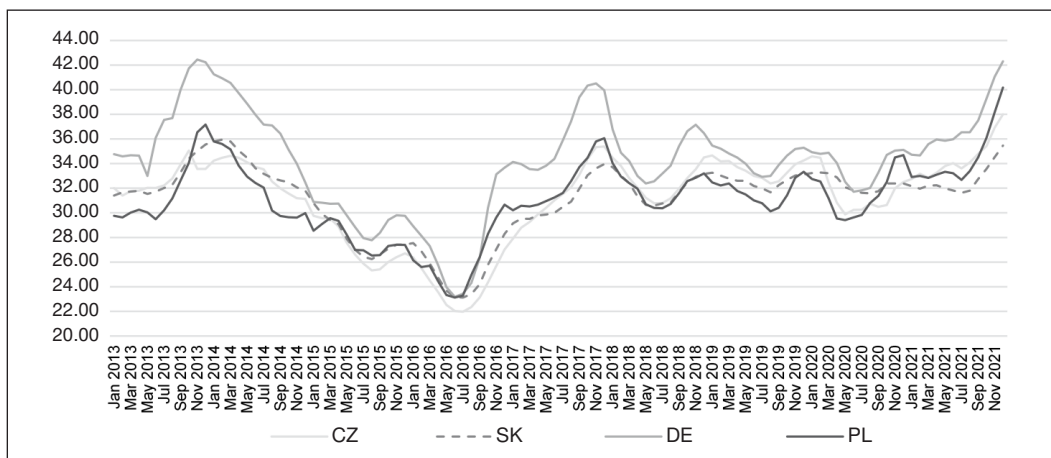
Źródło: United Nations (2022).

Historically, European milk production was shaped by the common agricultural policy (CAP) and, in particular, by its iconic instrument, the milk quota. A series of CAP reforms have been introduced in the last 20 years to support the liberalization process, culminating in the abolition of this instrument in April 2015 (Thorsøe et al., 2020). This process significantly changed the dairy business environment. It can be assumed that this process of liberalization has improved price transmission in milk markets of Central European countries (Olipra, 2020).

The development of milk prices in analyzed countries is presented in Figure 1. In general, milk prices were high between 2013 and 2014 (due to strong demands, especially from China), 2017 (recovery of global demand), and 2021 (a sharp increase in costs, especially for feed, limited feed availability, weakness in global milk production), while they were low during the 2015–2016 period. The unfavorable price development during the 2015–2016 period was influenced by several factors: quota abolition, the declining demand from China, and the Russian import ban. Milk prices also continuously changed on an annual basis in the analyzed period. This price seasonality is particularly due to changes in fodder composition, the timing of calving, and access to grazing in the summer period (Thorsøe et al., 2020).

Historycznie europejska produkcja mleka była kształtowana przez wspólną politykę rolną (WPR), a w szczególności przez jej ikoniczny instrument, kwotę mleczną. W ciągu ostatnich 20 lat wprowadzono szereg reform WPR w celu wsparcia procesu liberalizacji, co zakończyło się zniesieniem tego instrumentu w kwietniu 2015 r. (Thorsøe i in., 2020). Proces ten znacząco zmienił środowisko biznesowe branży mleczarskiej. Można założyć, że ten proces liberalizacji poprawił transmisję cen na rynkach mleka w krajach Europy Środkowej (Olipra, 2020).

Kształtowanie się cen mleka w analizowanych krajach przedstawiono na wykresie 1. Ogólnie rzecz biorąc, ceny mleka były wysokie w latach 2013–2014 (ze względu na silny popyt, zwłaszcza ze strony Chin), 2017 r. (odbudowa popytu globalnego) i 2021 r. (gwałtowny wzrost kosztów, zwłaszcza pasz, ograniczona dostępność pasz, słabość światowej produkcji mleka), podczas gdy w latach 2015–2016 były niskie. Na niekorzystny rozwój cen w latach 2015–2016 wpłynęło kilka czynników: zniesienie kwot, spadający popyt ze strony Chin i rosyjski zakaz importu. Ceny mleka również zmieniały się corocznie w analizowanym okresie. Ta sezonowość cen wynika w szczególności ze zmian w składzie paszy, czasu wycielenia i dostępu do wypasu w okresie letnim (Thorsøe i in., 2020).

Figure 1. Raw milk prices (EUR/100 kg)**Wykres 1. Ceny mleka surowego (EUR/100 kg)**

Note: CZ – Czechia, DE – Germany, PL – Poland, and SK – Slovakia /
 Uwaga: CZ – Czechy, DE – Niemcy, PL – Polska, and SK – Słowacja

Source: European Commission (2022).

Źródło: European Commission (2022).

Furthermore, Figure 1 presents that the milk price level differences between Germany and the other three countries are still substantial, almost two decades after the Eastern Bloc countries' accession to the EU. However, price differences within the Eastern Bloc countries and Germany become smaller in analyzed period¹. This indicates a converging tendency of milk prices in Eastern Bloc countries towards prices in Germany. According to Dreger et al. (2008), two principal forces are crucial for price convergence: rising competition and catching up. Emmanouilides and Fousekis (2012) mention that price differences can also be the result of market power. Furthermore, Kharin (2019) highlight the multi-national variability in the national support of milk production, which individual member countries may implement under the CAP. Individual countries may also implement some hidden form of support through various regional, labor, or environmental measures.

The common feature of milk production in analyzed countries is regional polarization. As can be seen from Figure 2, milk production in each country is predominantly concentrated in a few regions. The location of these regions is presented in Map 1.

In the case of Germany, but also partly of Poland, it can be stated that in the analyzed period, regional specialization is deepening. The highest increase in production in Germany and Poland (exception for the Mazowieckie region) was in the three mentioned milk-oriented regions. It can be seen as a consequence

Ponadto na podstawie wykresu 1 należy stwierdzić, że różnice w poziomie cen mleka między Niemcami a pozostałymi trzema krajami są nadal znaczne, prawie dwie dekady po przystąpieniu krajów bloku wschodniego do UE. Jednak różnice cen w krajach bloku wschodniego i Niemczech stają się mniejsze w analizowanym okresie¹. Wskazuje to na tendencję zbieżności cen mleka w krajach bloku wschodniego w kierunku cen w Niemczech. Według Dregera i in. (2008), dwie główne siły są kluczowe dla konwergencji cen: rosnąca konkurencja i nadrabianie zaległości. Emmanouilides i Fousekis (2012) wspominają, że różnice cen mogą być również wynikiem siły rynkowej. Ponadto Kharin (2019) podkreśla międzynarodową zmienność w krajowym wsparciu produkcji mleka, które poszczególne kraje członkowskie mogą wdrażać w ramach WPR. Poszczególne kraje mogą również wdrażać pewną ukrytą formę wsparcia za pośrednictwem różnych środków regionalnych, pracowniczych lub środowiskowych.

Wspólną cechą produkcji mleka w analizowanych krajach jest polaryzacja regionalna. Jak przedstawiono na wykresie 2, produkcja mleka w każdym kraju jest skoncentrowana głównie w kilku regionach. Lokalizację tych regionów przedstawiono na mapie 1.

W przypadku Niemiec, ale także częściowo Polski, można stwierdzić, że w analizowanym okresie pogłębia się specjalizacja regionalna. Największy wzrost produkcji w Niemczech i Polsce (z wyjątkiem regionu mazowieckiego) miał miejsce w trzech wymienionych

¹ The classical *t*-test for linear trend was statistically significant at 1% level for differences between German prices and prices in Czechia, Slovakia, and Poland.

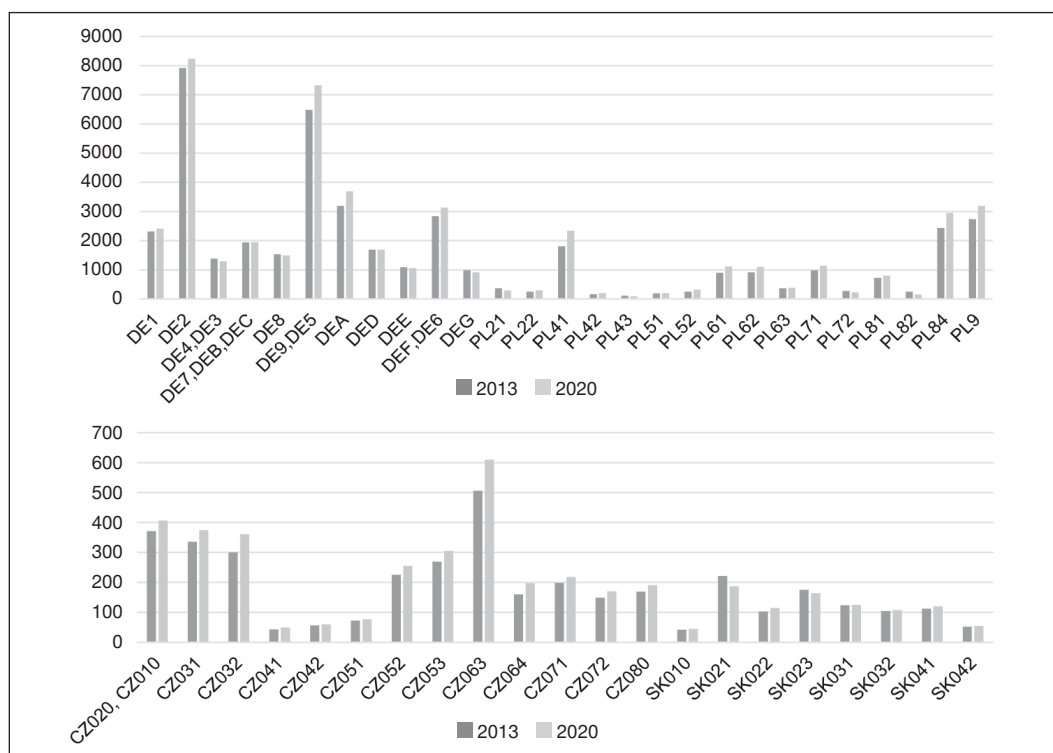
¹ Klasyczny test *t* dla trendu liniowego wykazał istotność statystyczną na poziomie 1% dla różnic między cenami niemieckimi a cenami w Czechach, na Słowacji i w Polsce.

of dairy market liberalization because after the abolition of milk quotas, production has begun to concentrate in regions with a comparative advantage, i.e., mild climates and a high proportion of pastureland (Thorsøe et al., 2020).

regionach zorientowanych na mleko. Można to postrzegać jako konsekwencję liberalizacji rynku mleczarskiego, ponieważ po zniesieniu kwot mlecznych produkcja zaczęła się koncentrować w regionach o przewadze komparatywnej, tj. łagodnym klimacie i dużym udziale pastwisk (Thorsøe i in., 2020).

Figure 2. Regional milk production (thousand tones)

Wykres 2. Regionalna produkcja mleka (tys. ton)



Source: Czech Statistical Office (2022a), Eurostat (2022c), Statistics Poland (2022), and Statistical Office of the Slovak Republic (2021).
 Źródło: Czech Statistical Office (2022a), Eurostat (2022c), Statistics Poland (2022), and Statistical Office of the Slovak Republic (2021).

Map 1. Regions under analysis

Mapa 1. Analizowane regiony



Source: Eurostat (2020).
 Źródło: Eurostat (2020).

Data Sources

The empirical analysis was conducted on monthly regional cow's raw milk prices². The dataset covered the period from January 2013 to December 2021. The length of the data sample was determined by the availability of the prices regional data. Agricultural prices were obtained from several sources: Czech Statistical Office (2022b), Statistical Office of the Slovak Republic (2022), Statistics Poland (2022), and German Federal Office for Agriculture and Food (2022). Since not all prices were available in euro, monthly exchange rates gained from Eurostat (2022d) were used to express prices in the same currency (EUR). Furthermore, prices were transformed into logs (log-prices) and their first differences (log-returns).

Empirical Methods

Statistical properties of the price series were examined before analyzing the long-run relationships. The modified augmented Dickey-Fuller (ADF-GLS) test (Elliott et al., 1996):

$$\Delta y_t^d = \alpha y_{t-1}^d + \beta_1 \Delta y_{t-1}^d + \dots + \beta_p \Delta y_{p-1}^d + e_t \quad (1)$$

where: Δ is the difference operator; y_t^d is the generalized least squares de-trended value of the variable; α , β_1 and β_p are coefficients to be estimated; and the Phillips–Perron (PP) test were used to assess the unit root. The test regression for the PP tests is (Phillips & Perron, 1988):

$$\Delta y_t = \beta' D_t + \pi y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

where: β' are coefficients to be estimated; D_t is a vector of deterministic terms, where $\pi = \varphi - 1$; u_t is $I(0)$ and may be heteroskedastic. The lag length for the tests was selected using the Akaike information criterion (AIC) (the results of the unit root test are presented in Table 2).

Źródła danych

Analizę empiryczną przeprowadzono na miesięcznych regionalnych cenach surowego mleka krowiego.² Zbiór danych obejmował okres od stycznia 2013 r. do grudnia 2021 roku. Długość próby danych została określona przez dostępność regionalnych danych cenowych. Ceny produktów rolnych uzyskano z kilku źródeł: Czeskiego Urzędu Statystycznego – Czech Statistical Office (2022b), Urzędu Statystycznego Republiki Słowackiej – Statistical Office of the Slovak Republic (2022), Głównego Urzędu Statystycznego – Statistics Poland (2022) i Niemieckiego Federalnego Urzędu Rolnictwa i Żywności – German Federal Office for Agriculture and Food (2022). Ponieważ nie wszystkie ceny były dostępne w euro, miesięczne kursy wymiany uzyskane z Eurostatu (2022d) zostały wykorzystane do wyrażenia cen w tej samej walucie (EUR). Ponadto ceny przekształcono na poziom logarytmów i ich pierwszych różnic.

Metody empiryczne

Przed analizą długoterminowych zależności zbadano właściwości statystyczne szeregów cenowych. W tym celu zastosowano zmodyfikowany rozszerzony test Dickeya–Fullera (ADF-GLS) (Elliott i in., 1996):

gdzie: Δ jest operatorem różnicowym; y_t^d jest uogólnioną metodą najmniejszych kwadratów, pozbawioną trendu wartością zmiennej; α , β_1 i β_p są współczynnikami do oszacowania; i test Phillipsa–Perrona (PP), który został użyty do oceny pierwiastka jednostkowego. Regresja testowa dla testów PP jest (Phillips i Perron, 1988):

gdzie: β' to współczynniki do oszacowania; D_t to wektor deterministycznych wyrazów, gdzie $\pi = \varphi - 1$; u_t jest $I(0)$ i może być heteroskedastyczne. Długość opóźnienia dla testów została wybrana przy użyciu kryterium informacyjnego Akaikego (AIC) (wyniki testu pierwiastka jednostkowego przedstawiono w tabeli 2).

² The raw data are available at doi.org/10.18150/NHODEM.

² The raw data are available at doi.org/10.18150/NHODEM.

Table 2. Unit root tests results

Tabela 2. Wyniki testów pierwiastków jednostkowych

Region / Region	Level / Poziom						1 st difference / 1 różnica						Decision / Decyzja
	ADF-GLS			Phillips-Perron			ADF-GLS			Phillips-Perron			
	lag / opóźnienie	Stat.	p-value	lag / opóźnienie	Z stat	p-value	lag / opóźnienie	Stat.	p-value	lag / opóźnienie	Z stat	p-value	
DE1	4	-1.929	0.058	4	-1.984	0.294	0	-4.556	0.000	4	-4.731	0.000	I(1)
DE2	4	-1.671	0.106	4	-1.820	0.369	0	-3.717	0.000	4	-4.152	0.001	I(1)
DE7/DEB/DEC	5	-1.809	0.077	4	-1.881	0.340	0	-4.714	0.000	4	-4.790	0.000	I(1)
DE9/DE5	5	-1.829	0.073	4	-2.095	0.247	0	-5.062	0.000	4	-5.148	0.000	I(1)
DEA	4	-1.758	0.089	4	-1.911	0.326	0	4.108	0.000	4	-4.372	0.001	I(1)
DEF/DE6	4	-1.785	0.084	4	-1.898	0.332	0	-4.159	0.000	4	-4.405	0.001	I(1)
DE4/DE3	4	-1.857	0.07	4	-1.991	0.291	0	-4.205	0.000	4	-4.433	0.001	I(1)
DE8	5	-1.557	0.142	4	-1.916	0.324	0	-5.014	0.000	4	-5.102	0.000	I(1)
DED	4	-1.666	0.111	4	-1.844	0.358	0	-4.102	0.000	4	-4.346	0.001	I(1)
DEE	2	-2.370	0.017	4	-1.986	0.293	0	-3.909	0.000	4	-4.247	0.001	I(1)
DEG	4	-1.832	0.074	4	-1.941	0.312	0	-3.993	0.000	4	-4.332	0.001	I(1)
CZ020/CZ10	3	-1.805	0.08	4	-1.679	0.439	1	-3.716	0.000	4	-5.113	0.000	I(1)
CZ031	1	-2.274	0.024	4	-1.822	0.368	0	-4.847	0.000	4	-4.942	0.000	I(1)
CZ064	1	-2.068	0.041	4	-1.892	0.335	0	-3.873	0.000	4	-5.224	0.000	I(1)
CZ041	4	-1.421	0.179	4	-2.049	0.266	1	-3.722	0.000	4	-5.224	0.000	I(1)
CZ052	4	-1.800	0.079	4	-1.916	0.324	2	-3.204	0.000	4	-5.180	0.000	I(1)
CZ051	2	-1.964	0.053	4	-1.615	0.472	1	-4.510	0.000	4	-8.186	0.000	I(1)
CZ080	6	-1.244	0.251	4	-1.664	0.447	3	-3.390	0.000	4	-6.288	0.000	I(1)
CZ071	5	-1.439	0.174	4	-1.717	0.420	1	-3.846	0.000	4	-5.653	0.000	I(1)
CZ053	1	-1.765	0.085	4	-1.756	0.401	1	-3.120	0.000	4	-5.059	0.000	I(1)
CZ032	5	-1.284	0.233	4	-1.737	0.410	1	-3.690	0.000	4	-5.153	0.000	I(1)
CZ042	5	-1.152	0.294	4	-1.796	0.381	1	-3.664	0.000	4	-5.240	0.000	I(1)
CZ063	4	-1.309	0.221	4	-1.690	0.434	1	-3.558	0.000	4	-5.354	0.000	I(1)
CZ072	2	-2.120	0.036	4	-1.752	0.402	2	-2.916	0.003	4	-6.471	0.000	I(1)
PL51	5	-0.719	0.529	4	-1.828	0.365	1	-4.195	0.000	4	-7.020	0.000	I(1)
PL61	5	-0.845	0.461	4	-1.485	0.538	1	-4.249	0.000	4	-7.301	0.000	I(1)
PL81	6	-0.172	0.752	4	-0.878	0.792	1	-3.786	0.000	4	-7.658	0.000	I(1)
PL43	6	-0.725	0.527	4	-1.620	0.469	1	-5.221	0.000	4	-8.227	0.000	I(1)
PL71	1	-1.519	0.145	4	-2.032	0.273	1	-5.476	0.000	4	-8.355	0.000	I(1)
PL21	1	-0.778	0.494	4	-1.355	0.601	2	-3.141	0.001	4	-8.146	0.000	I(1)
PL91/PL92	6	-0.496	0.634	4	-1.615	0.471	1	-4.487	0.000	4	-7.886	0.000	I(1)
PL52	5	-0.481	0.639	4	-1.672	0.442	1	-3.885	0.000	4	-6.596	0.000	I(1)
PL82	6	-0.248	0.729	4	-1.478	0.541	2	-4.061	0.000	4	-9.958	0.000	I(1)
PL84	1	-1.381	0.193	4	-1.682	0.437	1	-5.108	0.000	4	-7.533	0.000	I(1)
PL63	5	-1.057	0.344	4	-1.831	0.364	1	-4.362	0.000	4	-6.504	0.000	I(1)
PL22	5	-0.958	0.398	4	-1.716	0.420	1	-3.847	0.000	4	-6.529	0.000	I(1)
PL72	5	-0.834	0.468	4	-1.466	0.547	1	-4.293	0.000	4	-7.633	0.000	I(1)
PL62	5	-0.895	0.433	4	-1.712	0.422	1	-4.965	0.000	4	-7.124	0.000	I(1)
PL41	5	-0.756	0.509	4	-1.631	0.463	1	-4.523	0.000	4	-7.138	0.000	I(1)
PL42	6	-1.111	0.316	4	-1.894	0.334	2	-3.968	0.000	4	-7.584	0.000	I(1)
SK010	4	-1.303	0.224	4	-2.934	0.045	0	-10.692	0.000	4	-12.803	0.000	I(1)
SK021	3	-1.639	0.114	4	-2.134	0.232	2	-4.106	0.000	4	-14.825	0.000	I(1)
SK022	2	-1.255	0.244	4	-2.663	0.084	1	-7.746	0.000	4	-15.075	0.000	I(1)
SK023	2	-1.122	0.307	4	-2.140	0.230	4	-3.588	0.000	4	-15.603	0.000	I(1)
SK031	3	-1.516	0.147	4	-2.376	0.151	6	-2.626	0.009	4	-14.614	0.000	I(1)
SK032	5	-1.258	0.244	4	-2.880	0.051	3	-3.325	0.000	4	-14.460	0.000	I(1)
SK041	3	-1.582	0.128	4	-2.002	0.286	4	-2.943	0.003	4	-16.469	0.000	I(1)
SK042	1	-1.066	0.335	4	-2.089	0.250	5	-2.795	0.005	4	-16.589	0.000	I(1)

Source: authors' own calculations.

Źródło: obliczenia własne.

One of the first analyses included testing for cointegration. “If each element of a vector of time series x_t first achieves stationarity after differencing, but a linear combination $\alpha'x_t$ is already stationary, the time series x_t are said to be co-integrated with co-integrating vector α . There may be several such co-integration vectors so that α becomes a matrix. Interpreting $\alpha'x_t = 0$ as a long-run equilibrium, co-integration implies that deviations from equilibrium are stationary, with finite variance, even though the series themselves are nonstationary and have infinite variance” (Engle & Granger, 1987, p. 251). As a result, one can talk about the long-run equilibrium relationship between the analyzed milk price series. Cointegration indicates that in the long-run, the analyzed milk prices in individual regions converge, while in the short-run, they may diverge from one another. For this purpose, the Johansen method based on the vector autoregression (VAR) model was applied. The general form of the VAR model is (Neusser, 2016):

$$X_t = C + \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + e_t, \quad (3)$$

where: A_i is a coefficient matrix; C is a constant vector; X_t is a vector of the endogenous variable at the time t ; p is the maximum order of lags; i is the minimum order of lag; e_t is a vector of white noise that is independently and identically distributed with $e_t \sim IID(0, \Sigma)$, where Σ is a positive definite covariance matrix.

In this paper, the price cointegration analysis was performed in pairs and covered two markets (A and B). A total of 1,128 relationships were examined ($48 \times 47 / 2 = 1128$ pairs). The VAR model with a constant term and no other deterministic variables for milk prices in markets A and B can be written in the form of two equations:

$$X_{At} = \alpha_{A0} + \sum_{i=1}^p \alpha_{Ai} X_{At-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{Ai} X_{Bt-i} + e_{At}, \quad (4)$$

$$X_{Bt} = \alpha_{B0} + \sum_{i=1}^p \alpha_{Bi} X_{At-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{Bi} X_{Bt-i} + e_{Bt}, \quad (5)$$

where: A is market A; B is market B, are the prices at time t ; α and β are the model parameters in the equation relating to milk prices on market A and milk prices on market B; p is the maximum order of lags, i is the minimum order of lag; e_{At} and e_{Bt} is a vector of white noise that is independently and identically distributed with $e_t \sim IID(0, \Sigma)$, where Σ is a positive definite covariance matrix.

Jedną z pierwszych analiz obejmowała testowanie kointegracji. Jeśli każdy element wektora szeregu czasowego x_t najpierw osiąga stacjonarność po różnicowaniu, ale kombinacja liniowa $\alpha'x_t$ jest już stacjonarna, szeregi czasowe x_t są nazywane kointegrowanymi z wektorem kointegrującym α . Może być kilka takich wektorów kointegrujących, tak że α staje się macierzą. Interpretując $\alpha'x_t = 0$ jako równowagę długoterminową, kointegracja oznacza, że odchylenia od równowagi są stacjonarne ze skończoną wariancją, nawet jeśli same szeregi są niestacjonarne i mają nieskończoną wariancję (Engle i Granger, 1987). W rezultacie można mówić o relacji równowagi długoterminowej między analizowanymi szeregami cen mleka. Kointegracja oznacza, że w długim okresie analizowane ceny mleka w poszczególnych regionach zbiegają się, podczas gdy w krótkim okresie mogą się od siebie oddalać. W tym celu zastosowano metodę Johansena opartą na modelu autoregresji wektorowej (VAR). Ogólna postać modelu VAR jest następująca (Neusser, 2016):

gdzie: A_i jest macierzą współczynników; C jest wektorem stałym; X_t jest wektorem zmiennej endogenicznej w czasie t ; p jest maksymalnym rzędem opóźnień; i jest minimalnym rzędem opóźnienia; e_t jest wektorem białego szumu, który jest niezależnie i identycznie rozłożony z $e_t \sim IID(0, \Sigma)$, gdzie Σ jest dodatnio określoną macierzą kowariancji.

W artykule analiza kointegracji cen została przeprowadzona parami i objęła dwa rynki (A i B). Łącznie zbadano 1128 relacji ($48 \times 47 / 2 = 1128$ par). Model VAR ze stałym wyrazem i bez innych zmiennych deterministycznych dla cen mleka na rynkach A i B można zapisać w postaci dwóch równań:

gdzie: A to rynek A; B to rynek B, to ceny w czasie t , α i β to parametry modelu w równaniu odnoszącym się do cen mleka na rynku A i cen mleka na rynku B; p to maksymalny rząd opóźnień; i to minimalny rząd opóźnień; e_{At} i e_{Bt} to wektor białego szumu, który jest niezależnie i identycznie rozłożony z $e_t \sim IID(0, \Sigma)$, gdzie Σ to dodatnio określona macierz kowariancji.

The Johansen method consists of two tests – the trace test (LR_{trace}) or the maximum eigenvalue test (LR_{max}):

$$LR_{trace}(r) = -(T - p) \sum_{i=r+1}^k n(1 - \lambda_i), \quad (6)$$

$$LR_{max}(r) = -(T - p) \ln(1 - \lambda_{r+1}), \quad (7)$$

where: r is the number of cointegrating relationships; T is the sample size; k is the number of variables; λ_i is the i -th largest canonical correlation, p is the maximum augmentation lag.

In the next step, the relationship between the results of cointegration and the distance, border and specialization of regions was examined. The distance between the regions was determined on the basis of central points, creating a distance matrix (in km). The border was defined by a binary system, where 1 meant that the regions in question belonged to one country, and 0 meant other countries. The specialization of the region was determined by the volume of milk production.

The last step will be the Granger causality test, which is used to determine the cause-and-effect relations. In the test “variable x is the Granger cause of variable y when the values of variable y can be more accurately foreseen, considering the future value of variable x than when disregarding those values. In the Granger causality test, H_0 is tested: all coefficients β_k equal zero, which is interpreted as a lack of causality”. The Granger causality test can be shown as follows (Granger, 1969):

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^m \beta_j Y_{t-j} + \sum_{k=l}^n \beta_k X_{t-k} + u_t, \quad (8)$$

$$X_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^m \beta_j X_{t-j} + \sum_{k=l}^n \beta_k Y_{t-k} + u_t, \quad (9)$$

where: Y_t – values of variable Y ; X_t – values of variable X ; β – structural model parameters; t – time variable; u_t – random model element.

All calculations were performed in the Statistical Analysis System (SAS).

Metoda Johansena składa się z dwóch testów – testu śladu (LR_{trace}) i testu maksymalnej wartości własnej (LR_{max}):

gdzie: r jest liczbą relacji kointegrujących; T jest wielkością próby; k jest liczbą zmiennych; λ_i jest i -tą największą korelacją kanoniczną; p jest maksymalnym opóźnieniem zwiększenia.

W kolejnym kroku zbadano związek między wynikami kointegracji a odległością, granicą i specjalizacją regionów. Odległość między regionami określono na podstawie punktów centralnych, tworząc macierz odległości (w km). Granicę określono za pomocą systemu binarnego, gdzie 1 oznaczało, że badane regiony należą do jednego kraju, a 0 oznaczało inne kraje. Specjalizację regionu określono na podstawie wielkości produkcji mleka.

Ostatnim krokiem był test przyczynowości Grangera, który służy do określania relacji przyczynowo-skutkowych. W teście „zmienna x jest przyczyną w sensie Grangera zmiennej y , gdy wartości zmiennej y można dokładniej przewidzieć, biorąc pod uwagę przyszłą wartość zmiennej x , niż gdyby pominąć te wartości. W teście przyczynowości Grangera testowana jest H_0 : wszystkie współczynniki β_k są równe zero, co jest interpretowane jako brak przyczynowości”. Test przyczynowości Grangera można przedstawić następująco (Granger, 1969):

gdzie: Y_t – wartości zmiennej Y ; X_t – wartości zmiennej X ; β – parametry modelu strukturalnego; t – zmienna czasowa; u_t – losowy element modelu.

Wszystkie obliczenia wykonano w programie Statistical Analysis System (SAS).

Results and Discussion

The Johansen cointegration test was employed to verify the long-run relationship between milk prices in various regions. The percentage of prices with a confirmed long-run relationship between individual countries is shown in Table 3.

Wyniki i dyskusja

Test kointegracji Johansena został zastosowany do weryfikacji długoterminowej zależności między cenami mleka w różnych regionach. Procent cen z potwierdzoną długoterminową zależnością między poszczególnymi krajami przedstawiono w tabeli 3.

Table 3. Johansen cointegration test result – the percentage of prices with a confirmed long-run relationship
Tabela 3. Wynik testu kointegracji Johansena – odsetek cen z potwierdzoną długoterminową zależnością

Test Country / Kraj	LR trace				LR max			
	DE	CZ	PL	SK	DE	CZ	PL	SK
DE	96	x	x	x	93	x	x	x
CZ	97	67	x	x	95	69	x	x
PL	06	38	44	x	07	32	49	x
SK	85	80	88	71	82	74	84	75

x – symmetric matrix / macierz symetryczna

Note: CZ – Czechia, DE – Germany, PL – Poland, and SK – Slovakia. The percentages were calculated on the basis of confirmed relations of price pairs in relation to all possible relations between given countries. /

Uwaga: CZ – Czechy, DE – Niemcy, PL – Polska, a SK – Słowacja. Odsetek obliczono na podstawie potwierdzonych relacji par cenowych w odniesieniu do wszystkich możliwych relacji między danymi krajami.

Source: authors' own calculations.

Źródło: obliczenia własne.

At $p < 0.05$, the highest number of long-run relationships were found for prices in Germany, indicating a uniform German market where price information is freely and fully transmitted. On the other hand, Poland proved to have the least integrated national market. This result reveals that the price mechanism in Poland is inefficient. In addition, the very low integration of Polish and German regions seems surprising. Despite the long common border and increasing trade flows, these countries' regions are the least integrated.

In contrast, a high percentage of integrated price pairs occurred between milk prices in Germany and Czechia, Poland and Slovakia, as well as Germany and Slovakia. In the case of these countries, more than 80% of analyzed pairs of milk prices time series were integrated. The following German regions were characterized by the highest number of long-run relationships (Table 4): Hessen/Rheinland Pfalz/Saarland (DE7/DEB/DEC), Schleswig Holstein/Hamburg (DEF/DE6), and Brandenburg/Berlin (DE4/DE3). In Czechia, these were: Liberecký kraj (CZ051), Karlovarský kraj (CZ041), and Zlínský kraj (CZ072). The highest number of long-run relationships in Poland was found in the Pomorskie (PL63), Dolnośląskie (PL51), Opolskie (PL52), and Zachodniopomorskie (PL42) regions. In contrast, the most integrated Slovak regions were Žilinský

Przy $p < 0,05$, największą liczbę długoterminowych zależności znaleziono dla cen w Niemczech, co wskazuje na jednolity rynek niemiecki, na którym informacje o cenach są swobodnie i w pełni przekazywane. Z drugiej strony, Polska okazała się mieć najmniej zintegrowany rynek krajowy. Wynik ten ujawnia, że mechanizm cenowy w Polsce jest nieefektywny. Ponadto bardzo niska integracja polskich i niemieckich regionów wydaje się zaskakująca. Pomimo długiej wspólnej granicy i rosnących przepływów handlowych, regiony tych krajów są najmniej zintegrowane.

Natomiast wysoki odsetek zintegrowanych par cenowych wystąpił między cenami mleka w Niemczech i Czechach, Polsce i Słowacji, a także w Niemczech i Słowacji. W przypadku tych krajów zintegrowano ponad 80% analizowanych par szeregów czasowych cen mleka. Następujące regiony niemieckie charakteryzowały się największą liczbą długoterminowych zależności (tab. 4): Hesja/Nadrenia Palatynat/Saara (DE7/DEB/DEC), Szleswik-Holsztyn/Hamburg (DEF/DE6) i Brandenburgia/Berlin (DE4/DE3). W Czechach były to: Liberecký kraj (CZ051), Karlovarský kraj (CZ041) i Zlínský kraj (CZ072). Największą liczbę długoterminowych zależności w Polsce stwierdzono w województwach: pomorskim (PL63), dolnośląskim (PL51), opolskim (PL52) i zachodniopomorskim (PL42). Natomiast najbardziej zintegrowane regiony

(SK031) and Banskobystrický (SK032). Most of these regions can be characterized as less specialized in milk production and geographically located on the borders of countries.

słowackie to Žilinský (SK031) i Banskobystrický (SK032). Większość tych regionów można scharakteryzować jako mniej wyspecjalizowane w produkcji mleka i geograficznie położone na granicach państw.

Table 4. Johansen cointegration test result – the percentage of prices with a confirmed long-run relationship in region

Tabela 4. Wynik testu kointegracji Johansena – odsetek cen z potwierdzoną długoterminową zależnością w regionie

Germany / Niemcy	%	Czechia / Czechy	%	Poland / Polska	%	Slovakia / Słowacja	%
DE1	63.8	CZ020/CZ10	66.0	PL51	53.2	SK010	80.9
DE2	59.6	CZ031	63.8	PL61	42.6	SK021	59.6
DE7/DEB/DEC	68.1	CZ064	42.6	PL81	19.1	SK022	76.6
DE9/DE5	63.8	CZ041	76.6	PL43	34.0	SK023	80.9
DEA	63.8	CZ052	61.7	PL71	44.7	SK031	95.7
DEF/DE6	68.1	CZ051	93.6	PL21	44.7	SK032	93.6
DE4/DE3	68.1	CZ080	57.4	PL91/PL92	31.9	SK041	78.7
DE8	57.4	CZ071	61.7	PL52	51.1	SK042	55.3
DED	57.4	CZ053	68.1	PL82	42.6		
DEE	63.8	CZ032	57.4	PL84	40.4		
DEG	48.9	CZ042	48.9	PL63	53.2		
		CZ063	55.3	PL22	40.4		
		CZ072	70.2	PL72	34.0		
				PL62	36.2		
				PL41	42.6		

Source: authors' own calculations.

Źródło: obliczenia własne.

In the subsequent stage, the significance of distance and border in shaping the long-run relationships between milk prices in the analyzed regions were investigated. The significance of distance was confirmed by means of a Pearson correlation analysis and t-test (Table 5) and is presented in Figure 3. According to the results, it is important to note that as distance increases, the extent of the relationship between milk prices and regions decreases. In other words, the raw milk collection by processors seems to be spatially limited (Bakucs et al., 2019). On the other hand, if the analysis includes the results of the Johansen cointegration test and the significance of the border (Pearson correlation and chi-test), there is no statistically significant relationship between these variables, therefore, it should be concluded that the border factor is insignificant in the formation of long-run relationships, and thus does not constitute a barrier to the equalization of prices in individual regions. As all analyzed countries are members of the European single market, the border effect captures the effect of environmental differences (different currencies, different languages, etc.). That is, it can be concluded

W kolejnym etapie zbadano znaczenie odległości i granicy w kształtowaniu długoterminowych zależności między cenami mleka w analizowanych regionach. Znaczenie odległości potwierdzono za pomocą analizy korelacji Pearsona i testu *t* (tab. 5) i przedstawiono na wykresie 3. Zgodnie z wynikami należy zauważyć, że wraz ze wzrostem odległości zmniejsza się zakres zależności między cenami mleka a regionami. Innymi słowy, zbiór mleka surowego przez przetwórców wydaje się być ograniczony przestrzennie (Bakucs i in., 2019). Z drugiej strony, jeśli analiza obejmuje wyniki testu kointegracji Johansena i istotność granicy (korelacja Pearsona i test chi), nie ma statystycznie istotnej zależności między tymi zmiennymi, dlatego należy wnioskować, że czynnik granicy jest nieistotny w kształtowaniu długoterminowych zależności, a tym samym nie stanowi bariery dla wyrównywania cen w poszczególnych regionach. Ponieważ wszystkie analizowane kraje są członkami jednolitego rynku europejskiego, efekt granicy odzwierciedla wpływ różnic środowiskowych (różne waluty, różne języki itp.). Oznacza to, że możemy wnioskować, że integracja europejska

that European integration has erased these barriers in the milk market and also that the origin of the product is not important in the analyzed milk market.

The obtained results are consistent with the theoretical premises. One of the factors of spatial integration in the milk market is the distance between regions. On the other hand, local markets are not always more integrated than international markets. In this case, the border effect in the form of regionalism resulting from the tightening of cooperation within the existing integration groupings may operate, which facilitates trade.

zniosła te bariery na rynku mleka, a także, że pochodzenie produktu nie ma znaczenia na analizowanym rynku mleka.

Uzyskane wyniki są zgodne z założeniami teoretycznymi. Jednym z czynników integracji przestrzennej na rynku mleka jest odległość między regionami. Z drugiej strony rynki lokalne nie zawsze są bardziej zintegrowane niż rynki międzynarodowe. W tym przypadku może działać efekt granicy w postaci regionalizmu wynikającego z zacieśniania współpracy w ramach istniejących ugrupowań integracyjnych, co ułatwia wymianę handlową.

Table 5. Relationship analysis

Tabela 5. Analiza powiązań

Variables / Zmienne	Distance (km) / Odległość (km)	Border (1 – same country, 0 – other country) / Granica (1 – ten sam kraj, 0 – inny kraj)
Pearson correlation / Korelacja Pearsona		
LR trace stat / Statystyka testu LR trace	-0.09*	0.05
Cointegration (1– yes, 0 – no) / Kointegracja (1– tak, 0 – nie)	-0.14*	–
Correlation (level milk price) / Korelacja (poziom cen)	-0.40*	0.71*
Correlation (first differences milk price) / Korelacja (pierwsze różnice cen)	-0.26*	0.69*
Chi-square test / Test Chi ²		
Cointegration (1– yes, 0 – no) / Kointegracja (1– tak, 0 – nie)	–	3.47

* $p < 0.05$.

Source: authors' own calculation.

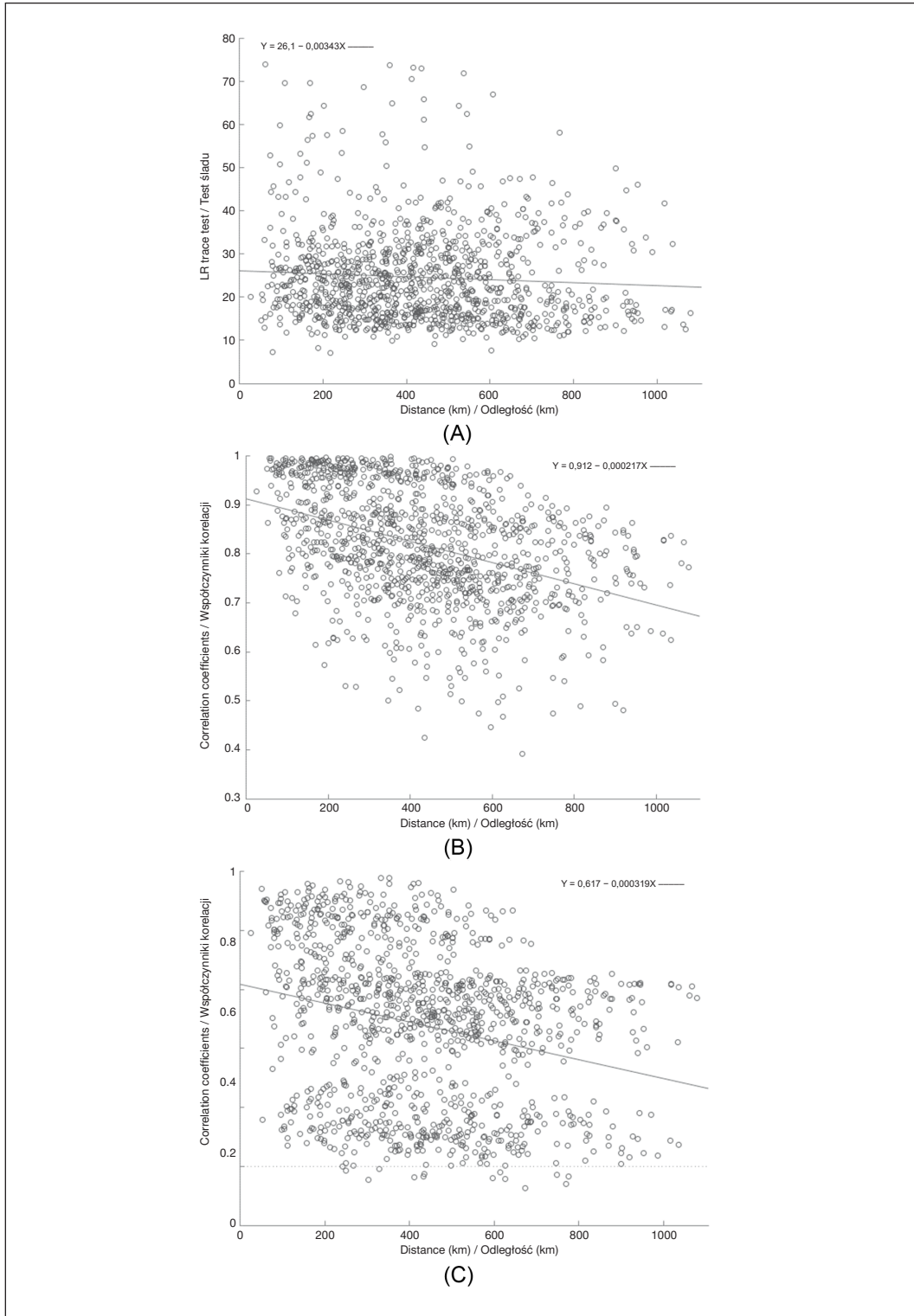
Źródło: obliczenia własne.

When analyzing the distance factor between individual countries and the correlation coefficient, a statistically significant relationship was found between German and Czech (–0.28), German and Polish (–0.27), Czech and Polish (–0.34), Czech and Slovak (–0.24), Polish (–0.19), Polish and Slovak (–0.35), and Slovak (–0.41) regions. Although this relationship was weak in all cases, it proves that geographical proximity is an important factor in a long-run relationship in the case of the perishable commodity how is the milk. However, it should be noted that in Figure 3C two groups can be distinguished. In this case, all relations of milk prices in Slovakia with the prices of other countries were characterized by low correlation coefficients (< 0.3). This confirms that milk prices in Slovakia are the least related to prices in other countries. However, the statistical significance of the distance factor was confirmed in the case of the analysis of relations between Slovak prices and Polish and Czech prices.

Analizując współczynnik odległości między poszczególnymi krajami i współczynnik korelacji, stwierdzono statystycznie istotną zależność między regionami niemieckimi i czeskimi (0,28), niemieckimi i polskimi (–0,27), czeskimi i polskimi (–0,34), czeskimi i słowackimi (–0,24), polskimi (–0,19), polskimi i słowackimi (–0,35) oraz słowackimi (–0,41). Choć zależność ta była słaba we wszystkich przypadkach, dowodzi ona, że bliskość geograficzna jest ważnym czynnikiem w długoterminowej zależności w przypadku towaru nietrwałego, jakim jest mleko. Należy jednak zauważyć, że na wykresie 3C można wyróżnić dwie grupy. W tym przypadku wszystkie relacje cen mleka na Słowacji z cenami innych krajów charakteryzowały się niskimi współczynnikami korelacji ($< 0,3$). Potwierdza to, że ceny mleka na Słowacji są najmniej powiązane z cenami w innych krajach. Jednak istotność statystyczna współczynnika odległości została potwierdzona w przypadku analizy relacji między cenami słowackimi a cenami polskimi i czeskimi.

Figure 3. (A) LR trace test results and distance; (B) Correlation coefficients between milk prices (level) and distance; (C) Correlation coefficients between milk prices (first differences) and distance between analyzed regions

Wykres 3. (A) Wyniki testu śladu i odległości; (B) Współczynniki korelacji między cenami mleka (poziom) a odległością; (C) Współczynniki korelacji między cenami mleka (pierwsze różnice) a odległością między analizowanymi regionami



Source: authors' own calculation.
Źródło: obliczenia własne.

In the next stage, the Granger causality test was conducted to investigate whether the milk price in each region has predictive power on the variation of milk prices in other regions (Table 6). In the short run, there is either no relationship (x), or there is a unidirectional (\rightarrow/\leftarrow) or bidirectional (\leftrightarrow) relationship between milk prices in the analyzed regions. It can be argued that future milk prices in Germany were the Granger cause of milk prices in most Czech, Polish, and Slovak regions. On the other hand, milk prices in Czechia were the Granger cause of milk prices in Germany in only 8% of regions, in Poland in 41% of regions, and in Slovakia in 99% of regions. Milk prices in Poland constituted the Granger cause of milk prices in Germany in only 13% of regions, in Czechia in 96% of regions, and in Slovakia in 85% of regions. In turn, milk prices in Slovakia were the Granger cause of 64% of prices in German regions, 10% of milk prices in Czech regions, and only 1% in Polish regions. In line with Bakucs et al. (2019), it can be concluded that prices in EU-13 are following German price signals.

W kolejnym etapie przeprowadzono test przyczynowości Grangera, aby zbadać, czy cena mleka w każdym regionie ma moc predykcyjną w odniesieniu do zmienności cen mleka w innych regionach (tab. 6). W krótkim okresie nie ma związku (x) lub istnieje związek jednokierunkowy (\rightarrow/\leftarrow) lub dwukierunkowy (\leftrightarrow) między cenami mleka w analizowanych regionach. Można argumentować, że przyszłe ceny mleka w Niemczech były przyczyną w sensie Grangera kształtowania cen mleka w większości regionów Czech, Polski i Słowacji. Z drugiej strony ceny mleka w Czechach były przyczyną w sensie Grangera kształtowania cen mleka w Niemczech tylko w 8% regionów, w Polsce w 41% regionów, a na Słowacji w 99% regionów. Ceny mleka w Polsce stanowiły przyczynę w sensie Grangera kształtowania cen mleka w Niemczech tylko w 13% regionów, w Czechach w 96% regionów, a na Słowacji w 85% regionów. Z kolei ceny mleka na Słowacji były przyczyną w sensie Grangera kształtowania 64% cen w regionach niemieckich, 10% cen mleka w regionach czeskich i tylko 1% w regionach polskich. Zgodnie z Bakucs i in. (2019) można wnioskować, że ceny w UE-13 podążają za niemieckimi sygnałami cenowymi.

Table 6. Results of the Granger causality test between analyzed regions by country

Tabela 6. Wyniki testu przyczynowości Grangera pomiędzy analizowanymi regionami według kraju

Country / Kraj	Germany / Niemcy	Czechia / Czecho	Poland / Polska	Slovakia / Słowacja
Germany / Niemcy	x 3.6%			
	\leftrightarrow 38.2%			
	\rightarrow 58.2%			
Czechia / Czecho	\leftrightarrow 7.7%	x 7.8%		
	\leftarrow 92.3%	\leftrightarrow 29.5%		
		\leftrightarrow 67.9%		
Poland / Polska	\leftrightarrow 13.1%	x 1.4%	x 15%	
	\leftarrow 86.9%	\leftrightarrow 38.9%	\leftrightarrow 13.3%	
		\leftarrow 1.9%	\rightarrow 71.7%	
Slovakia / Słowacja	\leftrightarrow 63.6%	\leftrightarrow 8.7%	x 14.8%	x 3.6%
	\leftarrow 36.4%	\rightarrow 1.0%	\leftrightarrow 0.8%	\leftrightarrow 96.4%
		\leftarrow 90.4%	\leftarrow 84.4%	

Note: x no relationship; \rightarrow/\leftarrow unidirectional relationship, where the direction of the arrow indicates the direction of the influence; \leftrightarrow bidirectional relationship; interpretation for the relationship between Czechia and Poland: \leftarrow 1.9% means that milk prices in Czechia were the Granger cause of milk prices in Poland in only \leftarrow 1.9% of the regions and \rightarrow 57.7% means that milk prices in Poland were the Granger cause of milk prices in Czechia in 57.7% of the regions. The percentages were calculated on the basis of the relationship directions of price pairs in relation to all possible relationships between the given countries. /

Uwaga: x brak zależności; \rightarrow/\leftarrow zależność jednokierunkowa, gdzie kierunek strzałki wskazuje kierunek wpływu; \leftrightarrow zależność dwukierunkowa; interpretacja zależności między Czechami a Polską: \leftarrow 1,9% oznacza, że ceny mleka w Czechach były przyczyną w sensie Grangera kształtowania cen mleka w Polsce tylko w 1,9% regionów, a \rightarrow 57,7% oznacza, że ceny mleka w Polsce były przyczyną w sensie Grangera kształtowania cen mleka w Czechach w 57,7% regionów. Procenty obliczono na podstawie kierunków zależności par cenowych w odniesieniu do wszystkich możliwych zależności między danymi krajami.

Source: authors' own calculation.

Źródło: obliczenia własne.

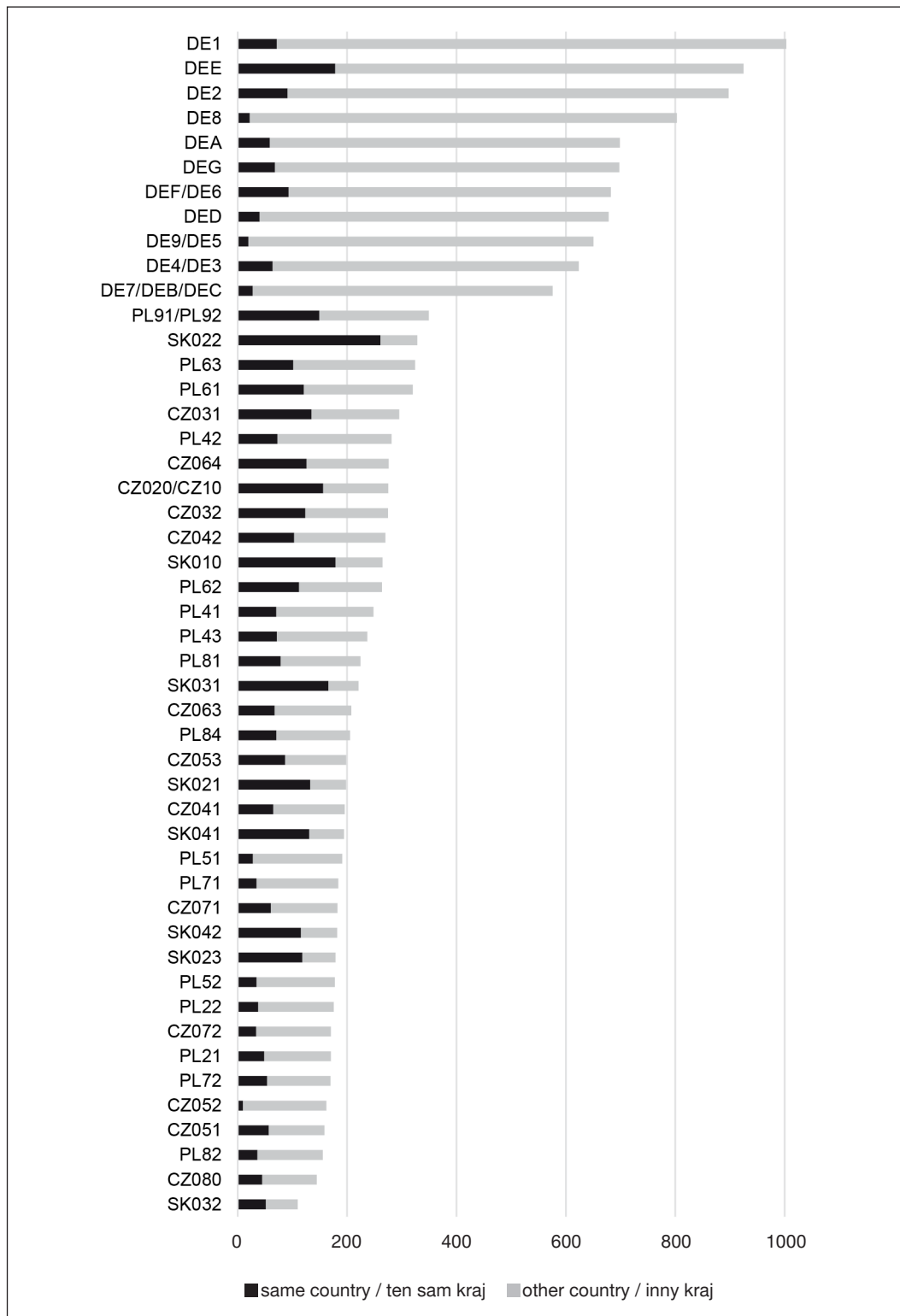
Based on the Granger causality test, it appears that the milk prices in the German regions have the greatest impact on prices in the other analyzed regions (Figure 4), i.e., particularly in Baden-Württemberg, Sachsen-Anhalt, and Bayern. Prices in other regions did not show as strong an impact on future milk prices in other regions as the German ones. Furthermore, Slovak regions had the largest impact on national milk prices. This result raises the question of the role of regional specialization in price formation and adjustment to price changes since the positions of individual regions appear to be justified mainly by the region's specialization in milk production (a statistically significant positive Spearman's rank correlation between the total coefficient F —the sum of Wald's stats—in the region and milk production in this region of 0.63 was confirmed). As the milk production in a given region increases, the total coefficient F increases. That is, regions that specialize in milk production determine to a greater extent future milk prices in other regions. Similar conclusions were reached by Roman and Žáková Kroupová (2022). Furthermore, in the case of Polish regions, it can be observed that apart from areas specializing in milk production (PL91/PL92), regions located closest to the border with Germany, i.e., Pomorskie (PL63), Kujawsko-pomorskie (PL61), and Zachodniopomorskie (PL42), have high positions in the ranking. Thus, it confirms the significant role of the German market in shaping milk prices in the Central European regions and the increasing role of Poland's western regions.

Therefore, an essential role of German milk prices becomes apparent, both for long-run relationships and the predictive power relating to the volatility of milk prices in other regions. This was also confirmed by research conducted by Katrakilidis (2008) and Fousekis (2018). At the same time, it can be seen that Polish prices, despite Poland being ranked fourth in terms of milk production in the EU, significantly fall behind the other countries analyzed. Despite the accession of Poland to the EU simultaneously with Czechia and Slovakia, this country faces a much weaker integration of the milk market both internally and externally. Fousekis (2018) in his research up to 2017 confirmed that milk prices in most of the EU countries could be synchronized with the average EU milk price, with the exception of milk prices in Poland. Similar conclusions were also drawn by Roman (2020), who analyzed the relationship between regional milk prices in Poland until 2017, or Roman and Roman (2020), who examined the relationship between milk prices in Poland and selected EU countries until 2018.

Na podstawie testu przyczynowości Grangera wydaje się, że ceny mleka w regionach niemieckich mają największy wpływ na ceny w innych analizowanych regionach (wykr. 4), tj. szczególnie w Badenii-Wirtembergii, Saksonii-Anhalt i Bawarii. Ceny w innych regionach nie wykazały tak silnego wpływu na przyszłe ceny mleka w innych regionach, jak ceny w Niemczech. Ponadto regiony słowackie miały największy wpływ na krajowe ceny mleka. Wynik ten podnosi kwestię roli specjalizacji regionalnej w kształtowaniu cen i dostosowywaniu się do zmian cen, ponieważ pozycje poszczególnych regionów wydają się być uzasadnione głównie specjalizacją regionu w produkcji mleka (potwierdzono statystycznie istotną dodatnią korelację rang Spearmana między całkowitym współczynnikiem F (sumą statystyk Walda) w regionie a produkcją mleka w tym regionie wynoszącą 0,63). Wraz ze wzrostem produkcji mleka w danym regionie całkowity współczynnik F rośnie. Oznacza to, że regiony specjalizujące się w produkcji mleka w większym stopniu determinują przyszłe ceny mleka w innych regionach. Do podobnych wniosków doszli Roman i Žáková Kroupová (2022). Ponadto w przypadku regionów polskich można zaobserwować, że poza obszarami specjalizującymi się w produkcji mleka (PL91/PL92), wysokie pozycje w rankingu zajmują regiony położone najbliżej granicy z Niemcami, tj. województwo pomorskie (PL63), kujawsko-pomorskie (PL61) i zachodniopomorskie (PL42). Potwierdza to zatem znaczącą rolę rynku niemieckiego w kształtowaniu cen mleka w regionach Europy Środkowej i rosnącą rolę regionów zachodnich Polski.

Dlatego też istotna rola niemieckich cen mleka staje się oczywista, zarówno w przypadku długoterminowych relacji, jak i mocy predykcyjnej związanej ze zmiennością cen mleka w innych regionach. Potwierdziły to również badania przeprowadzone przez Katrakilidisa (2008) i Fousekisa (2018). Jednocześnie widać, że ceny polskie, mimo że Polska zajmuje czwarte miejsce pod względem produkcji mleka w UE, znacząco odstają od pozostałych analizowanych krajów. Pomimo przystąpienia Polski do UE równocześnie z Czechami i Słowacją, Polska stoi w obliczu znacznie słabszej integracji rynku mleka zarówno wewnątrz, jak i zewnątrz. Fousekis (2018) w swoich badaniach do 2017 r. potwierdził, że ceny mleka w większości krajów UE mogą być zsynchronizowane ze średnią ceną mleka w UE, z wyjątkiem cen mleka w Polsce. Podobne wnioski wyciągnęli również Roman (2020), która analizowała zależności między regionalnymi cenami mleka w Polsce do 2017 r., czy Roman i Roman (2020), którzy badali zależności między cenami mleka w Polsce i wybranych krajach UE do 2018 roku.

Figure 4. Summary of Granger causality testing results between milk price series between analyzed regions
Wykres 4. Podsumowanie wyników testów przyczynowości Grangera pomiędzy szeregami cen mleka w analizowanych regionach



Source: authors' own calculation.

Źródło: obliczenia własne.

Despite the lapse of four years, Polish milk prices are still poorly integrated with the prices of the leading EU milk producer. There may be several reasons for this state of affairs: 1) a much larger market than the Czech or Slovak ones, which is not spatially integrated, with distinctive regions specializing in milk production, or those closest to the western border, where the largest milk trade between Poland and Germany takes place, 2) high fragmentation of agricultural producers, or 3) the cooperative nature of the market, which was described, among others, by Pietrzak (2019). In Poland, the cooperative model of the operation of dairy plants with considerable market power dominates. In contrast, farmers' cooperation is low. This is further exacerbated by the fact that milk production in Poland takes place in conditions of very low concentration of production factors. According to FADN (2022), the number of dairy cows in livestock units (LSU) per specialized dairy farm was 186.2 LSU in Slovakia, 117.2 LSU in Czechia, and 70.6 LSU in Germany in 2019, while in Poland only 17.3 LSU. Also, labor input of specialized dairy farms expressed by the annual work unit (AWU) is much higher in the case of Slovakia (21.5 AWU), Czechia (11.4 AWU), and Germany (2.1) than in Poland (1.8 AWU), where there is a strong dominance of family farms. These small and medium-sized farms fail to counter pressure on the purchase price of milk from profit-maximizing processors. The perishability of the commodity coupled with the small size of the farms means that farmers cannot easily switch to other, e.g., foreign buyers. This hinders price adjustment and is reflected in the economics of Polish dairy farms, whose profitability is low. Policymakers should therefore aim to equalize the market powers of agricultural producers and milk processors, e.g., by supporting the integration of dairy farms into producer organizations and sales cooperatives.

Conclusions

Based on the empirical results, the research questions can be answered. 1) The area of Germany, Czechia, and Slovakia can be regarded as a single milk market (markets are well integrated internally) where prices tend to converge in the long-run, thus, in the analysis of milk prices for these countries, aggregate prices at the national level can be used. Despite the same time of the accession of Czechia, Poland, and Slovakia to the EU, milk prices in Poland are still the least

Pomimo upływu czterech lat ceny polskiego mleka są nadal słabo zintegrowane z cenami czołowego producenta mleka w UE. Przyczyn takiego stanu rzeczy może być kilka: 1) znacznie większy rynek niż czeski czy słowacki, który nie jest zintegrowany przestrzennie, z wyraźnymi regionami specjalizującymi się w produkcji mleka lub tymi położonymi najbliżej zachodniej granicy, gdzie odbywa się największy handel mlekiem między Polską a Niemcami, 2) duże rozdrobnienie producentów rolnych, czy też 3) spółdzielczy charakter rynku, który opisał m.in. Pietrzak (2019). W Polsce dominuje spółdzielczy model funkcjonowania zakładów mleczarskich o znacznej sile rynkowej. Natomiast współpraca rolników jest niska. Sytuację dodatkowo pogarsza fakt, że produkcja mleka w Polsce odbywa się w warunkach bardzo niskiej koncentracji czynników produkcji. Według FADN (2022), liczba krów mlecznych w jednostkach przeliczeniowych (LSU) przypadająca na wyspecjalizowane gospodarstwo mleczarskie wynosiła w 2019 r. 186,2 LSU na Słowacji, 117,2 LSU w Czechach i 70,6 LSU w Niemczech, podczas gdy w Polsce tylko 17,3 LSU. Ponadto nakłady pracy wyspecjalizowanych gospodarstw mleczarskich wyrażone w rocznej jednostce pracy (AWU) są znacznie wyższe w przypadku Słowacji (21,5 AWU), Czech (11,4 AWU) i Niemiec (2,1) niż w Polsce (1,8 AWU), gdzie występuje silna dominacja gospodarstw rodzinnych. Te małe i średnie gospodarstwa nie są w stanie przeciwstawić się presji na cenę skupu mleka od przetwórców nastawionych na maksymalizację zysku. Nietrwałość towaru w połączeniu z niewielkim rozmiarem gospodarstw oznacza, że rolnicy nie mogą łatwo przestawić się na innych, np. zagranicznych nabywców. Utrudnia to dostosowanie cen i odbija się na ekonomii polskich gospodarstw mleczarskich, których rentowność jest niska. Decydenci polityczni powinni zatem dążyć do wyrównania sił rynkowych producentów rolnych i przetwórców mleka, np. poprzez wspieranie integracji gospodarstw mleczarskich w organizacjach producenckich i spółdzielniach sprzedaży.

Wnioski

Na podstawie wyników empirycznych można odpowiedzieć na postawione w artykule pytania badawcze. 1) Obszar Niemiec, Czech i Słowacji można uznać za jednolity rynek mleka (rynkami są dobrze zintegrowane wewnętrznie), gdzie ceny mają tendencję do konwergencji w długim okresie, dlatego w analizie cen mleka dla tych krajów można wykorzystać ceny zagregowane na poziomie krajowym. Pomimo tego samego czasu przystąpienia Czech, Polski i Słowacji do UE,

integrated with milk prices in Germany, this applies in particular to the regions furthest from the border. 2) Germany is the key market in the formation of milk prices in Central Europe, in particular, the following regions are dominant: Hessen/Rheinland Pfalz/Saarland, Schleswig Holstein/Hamburg, and Brandenburg/Berlin region. 3) As milk production in a region increases, the importance of that region in the formation of future milk prices in other regions increases. Regions that specialize in milk production determine, to a greater extent, future milk prices in other regions. German regions were the most important in this case. However, in the case of Polish regions, it can be observed that apart from areas specializing in milk production, regions located closest to the border with Germany have high positions in the ranking. 4) As distance increases, the relationship between milk prices in the analyzed regions decreases, this is in line with expectations due to the low degree of product processing and the susceptibility to the transport and storage of milk. 5) It was proven that national borders do not represent a barrier to equalizing prices in the individual regions of the analyzed countries.

Based on the research conducted, certain recommendations should be made, especially addressing the inefficient milk market in Poland. In order to improve the situation, efforts should be made to accelerate the processes of concentration of milk production. Policymakers should equalize the market powers, e.g., by supporting the integration of dairy farms into producer organizations and sales cooperatives.

It should be noted that this study has its limitations. Firstly, time series are important elements of such analyses, and the analysis carried out on weekly milk prices would have provided an even better way to estimate interrelationships. Secondly, structural breaks were not analyzed in time series. The applied unit root tests do not take them into account, which may result in an incorrectly defined level of series integration. However, the proposed methodology is widely used by researchers and the analysis of structural breaks can be used as a separate topic for discussion with a large number of time series using tests, e.g., proposed by Narayan and Popp (2010) or Schmidt and Schweikert (2021). In addition, it could be used to analyze the effect of the abolition of milk quotas on the integration of the milk market. Thirdly, the pairwise cointegration testing procedure used is very time-consuming, but it may happen that the pairs analyzed time series will not be cointegrated with each other. While in the case of, for example, a panel analysis of several regions,

ceny mleka w Polsce są nadal najmniej zintegrowane z cenami mleka w Niemczech, dotyczy to w szczególności regionów najbardziej oddalonych od granicy. 2) Niemcy są kluczowym rynkiem w kształtowaniu cen mleka w Europie Środkowej, w szczególności dominują następujące regiony: Hesja/Nadrenia Palatynat/Saara, Szleszwik-Holsztyn/Hamburg i Brandenburgia/Berlin. 3) Wraz ze wzrostem produkcji mleka w regionie, wzrasta znaczenie tego regionu w kształtowaniu przyszłych cen mleka w innych regionach. Regiony specjalizujące się w produkcji mleka w większym stopniu determinują przyszłe ceny mleka w innych regionach. Największe znaczenie miały w tym przypadku regiony niemieckie. Natomiast w przypadku regionów polskich można zaobserwować, że poza obszarami specjalizującymi się w produkcji mleka, wysokie pozycje w rankingu zajmują regiony położone najbliżej granicy z Niemcami. 4) Wraz ze wzrostem odległości maleje relacja cen mleka w analizowanych regionach, co jest zgodne z oczekiwaniami ze względu na niski stopień przetworzenia produktu oraz podatność mleka na transport i przechowywanie. 5) Udowodniono, że granice państwowe nie stanowią bariery dla wyrównywania cen w poszczególnych regionach analizowanych krajów.

Na podstawie przeprowadzonych badań należy sformułować pewne zalecenia, zwłaszcza dotyczące nieefektywnego rynku mleka w Polsce. Aby poprawić sytuację, należy podjąć działania mające na celu przyspieszenie procesów koncentracji produkcji mleka. Decydenci polityczni powinni wyrównać siły rynkowe, np. poprzez wspieranie integracji gospodarstw mleczarskich w organizacjach producenckich i spółdzielniach sprzedaży.

Należy zauważyć, że niniejsze badanie ma swoje ograniczenia. Po pierwsze, szeregi czasowe są ważnymi elementami takich analiz, a analiza przeprowadzona na tygodniowych cenach mleka zapewniłaby jeszcze lepszy sposób szacowania współzależności. Po drugie, w szeregach czasowych nie analizowano przerw strukturalnych. Zastosowane testy pierwiastków jednostkowych ich nie uwzględniają, co może skutkować niepoprawnie zdefiniowanym poziomem integracji szeregów. Jednak proponowana metodologia jest szeroko stosowana przez badaczy, a analiza przerw strukturalnych może być wykorzystana jako osobny temat do dyskusji z dużą liczbą szeregów czasowych przy użyciu testów, np. zaproponowanych przez Narayana i Poppa (2010) lub Schmidta i Schweikerta (2021). Ponadto mogłaby zostać wykorzystana do analizy wpływu zniesienia kwot mlecznych na integrację rynku mleka. Po trzecie, stosowana procedura testowania kointegracji parami jest bardzo czasochłonna, ale może się zdarzyć,

the mutual relationship would be confirmed. Fourthly, when determining the distance between regions, a linear distance between the central points of the regions, which was sometimes difficult to establish, was selected. However, despite some limitations, it is believed that it will fill the research gap, provide compelling results and constitute an interesting starting point for future research.

że analizowane pary szeregów czasowych nie zostaną ze sobą skointegrowane. Podczas gdy w przypadku np. analizy panelowej kilku regionów, wzajemna relacja zostałaby potwierdzona. Po czwarte, przy określaniu odległości między regionami wybrano liniową odległość między punktami centralnymi regionów, co było czasami trudne do ustalenia. Jednak pomimo pewnych ograniczeń uważa się, że przeprowadzone badania wypełniają lukę badawczą, dostarczają przekonujących wyników i będą stanowić interesujący punkt wyjścia do przyszłych badań.

References / Bibliografia

- Anderson, J.E., & van Wincoop, E. (2004). Trade Costs. *Journal of Economic Literature*, 42(3), 691–751. <https://doi.org/10.1257/0022051042177649>
- Ardeni, P.G. (1989). Does the Law of One Price Really Hold for Commodity Prices? *American Journal of Agricultural Economics*, 71(3), 661–669. <https://doi.org/10.2307/1242021>
- Bakucs, Z.L., Benedek, Z., & Fertő, I. (2019). Spatial Price Transmission and Trade in the European Dairy Sector. *AGRIS On-Line Papers in Economics and Informatics*, 11(2), 13–20. <https://doi.org/10.7160/aol.2019.110202>
- Bakucs, Z., & Fertő, I. (2007, September 5–8). *Spatial Integration on the Hungarian Milk Market* [Conference presentation]. 104th Seminar of European Association of Agricultural Economists. Budapest, Hungary. <https://ageconsearch.umn.edu/record/7832/files/sp07ba08.pdf>
- Bakucs, Z., Fertő, I., Benedek, Z., & Molnár, A. (2015, August 9–14). *Determinants of Horizontal Milk Producer Price Integration* [Conference presentation]. 2015 Conference of International Association of Agricultural Economists. Milan, Italy. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:ags:iaae15:212042>
- Balaguer, J., & Ripollés, J. (2018). Disentangling the Importance of International Border Effects. Some Evidence from Portugal–Spain Based on Diesel Retailers. *Economic Modelling*, 72, 260–269. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.02.005>
- Baulch, B. (1997). Testing for Food Market Integration Revisited. *Journal of Development Studies*, 33(4), 512–534. <https://doi.org/10.1080/00220389708422479>
- Carter, B., & Lew, B. (2018). The Impact of Climate on the Law of One Price: A Test Using North American Food Prices from the 1920s. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 51(4), 1191–1220. <https://doi.org/10.1111/caje.12357>
- Cournot, A.A. (1897). *Researches into the Mathematical Principles of the Theory of Wealth*. The MacMillan Company. <https://doi.org/10.2307/2956713>
- Czech Statistical Office. (2022a). Production (ZEM09/16). [Data set]. https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/index.jspx?_af=vystup-objekt&_af=TABULKA&z=T&skupId=2889&katalog=30840&pvo=ZEM09&pvo=ZEM09&u=v150_VUZEMI_100_3131#w=
- Czech Statistical Office. (2022b). Average agricultural prices. [Data set]. https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/en/index.jspx?_af=vystup-objekt-parametry&z=T&f=TABULKA&sp=A&skupId=1573&katalog=31785&pvo=CEN02K&pvo=CEN02K&str=v709&c=v3~8_RP2022
- Dreger, C., Kholodilin, K., Lommatzsch, K., Slačálek, J., & Wozniak, P. (2008). Price Convergence in an Enlarged Internal Market. *Eastern European Economics*, 46(5), 57–68. <https://doi.org/10.2753/EEE0012-8775460504>
- Elliott, G., Rothenberg, T.J., & Stock, J.H. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64(4), 813–836.
- Emmanouilides, C.J., & Fousekis, P. (2012). Testing for the LOP under Nonlinearity: an Application to Four Major EU Pork Markets. *Agricultural Economics*, 43, 715–723. <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2012.00614.x>
- Emmanouilides, C.J., & Proskynitopoulos, A. (2020). Spatial Integration of Pig Meat Markets in the EU: Complex Network Analysis of Non-Linear Price Relationships. In: Valenzuela, O., Rojas, F., Pomares, H., & Rojas, I. (Eds.), *Theory and Applications of Time Series Analysis*. ITISE 2019. Contributions to Statistics, p. 81–97. Springer.
- Engel, C., & Rogers, J.H. (1996). How Wide Is the Border? *The American Economic Review*, 86(5), 1112–1125. <https://doi.org/10.3386/w4829>
- Engle, R.F., & Granger, C.W.J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55, 2, 251–276.
- European Commission. (2021). *Milk Market Observatory* [Fact sheet]. https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/food-farming-fisheries/farming/documents/world-production-main-dairy-products_en.pdf
- European Commission. (2022). EU Prices of Raw Milk. [Data set]. https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/food-farming-fisheries/farming/documents/eu-milk-historical-price-series_en.xlsx
- Eurostat. (2022a). Economic Accounts for Agriculture – Value at Current Prices (Eurostat. aact_eaa01). [Data set]. https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=aact_eaa01&lang=en
- Eurostat. (2022b). Labour Cost Levels (Eurostat. lc_lci_lev). [Data set]. <https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/setupDownloads.do?p=f5de4d51-e0e1-47f7-98cf-2313b2f68f8b-1648310424635>
- Eurostat. (2022c). Production of Cow's Milk on Farms by NUTS 2 Regions (Eurostat. agr_r_milkpr). [Data set]. <https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/setupDownloads.do?p=1cbcd87-9c9f-4038-a4fb-8d4bd7ae5dcd-1648311544980>
- Eurostat. (2022d). Euro/ECU Exchange Rates – Monthly Data (Eurostat. ERT_BIL_EUR_M). [Data set]. https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/ERT_BIL_EUR_M/default/table?lang=en&category=ert.ert_bil.ert_bil_eur
- Eurostat. (2020, January). NUTS Maps. <https://ec.europa.eu/eurostat/web/nuts/nuts-maps>

- Fielding, D., Hajzler, C., & Macgee, J. (2015). Distance, Language, Religion, and the Law of One Price: Evidence from Canada and Nigeria. *Journal of Money, Credit and Banking*, 47(5), 1007–1029. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12233>
- Fousekis, P. (2018). Price Interrelationships in the EU Cow Milk Markets. *Outlook on Agriculture*, 47(2), 101–107. <https://doi.org/10.1177/0030727018763985>
- Fackler, P. L., & Goodwin, B.K. (2001). Spatial Price Analysis. In: B. Gardner & G. Rausser (Eds.), *Handbook of Agricultural Economics* (vol.1. pp. 971–1024). Elsevier Science.
- FADN. (2022). FADN Public Database (SO). [Data set]. <https://agridata.ec.europa.eu/extensions/FADNPublicDatabase/FADNPublicDatabase.html>
- García-Hiernaux, A., Guerrero, D.E., & McAleer, M. (2016). Market Integration Dynamics and Asymptotic Price Convergence in Distribution. *Economic Modeling*, 52, 913–925. <http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2015.10.029>
- German Federal Office for Agriculture and Food. (2022). Month Milk Prices. [Data set]. https://www.ble.de/DE/BZL/Daten-Berichte/Milch-Milcherzeugnisse/Milchpreise_Vorjahre.html?nn=8906974
- Goodwin, B.K., & Schroeder, T.C. (1991). Cointegration Tests and Spatial Price Linkages in Regional Cattle Markets. *American Journal of Agricultural Economics*, 73(2), 452–464. <https://doi.org/10.2307/1242730>
- Granger, C.W.J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424–438.
- Hamulczuk, M., Makarchuk, O., & Sica, E. (2019). Searching for Market Integration: Evidence from Ukrainian and European Union Rapeseed Markets. *Land Use Policy*, 87, 104078. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2019.104078>
- in 't Veld, J. (2019). The Economic Benefits of the EU Single Market in Goods and Services. *Journal of Policy Modeling*, 41(5), 803–818. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2019.06.004>
- Iregui, A.M., & Otero, J. (2017). Testing for Spatial Market Integration: Evidence for Colombia Using a Pairwise Approach. *Agricultural Economics*, 48(6), 743–753. <https://doi.org/10.1111/agec.12371>
- Kabbiri, R., Dora, M., Elepu, G., & Gellynck, X. (2016). A Global Perspective of Food Market Integration: A Review. *Agrekon*, 55, 62–80. <https://doi.org/10.1080/03031853.2016.1159589>
- Katrakilidis, C. (2008). Testing for Market Integration and the Law of One Price: An Application to Selected European Milk Markets. *International Journal of Economic Research*, 5(1), 93–104.
- Kharin, S. (2019). Horizontal Price Transmission on the Russian Dairy Market: Nonlinear Approach. *Agris On-Line Papers in Economics and Informatics*, 11(3), 45–54. <https://doi.org/10.7160/aol.2019.110305>
- Lence, S. H., Moschini, G.C., & Santeramo, F.G. (2017). Threshold Cointegration and Spatial Price Transmission when Expectations Matter. *Agriculture Economics*, 49, 25–39. <https://doi.org/10.1111/agec.12393>
- Listorti, G., & Esposti, R. (2012). Horizontal Price Transmission in Agricultural Markets: Fundamental Concepts and Open Empirical Issues. *Bio-based and Applied Economics*, 1(1), 81–96. <https://doi.org/10.22004/ag.econ.125721>
- Marshall, A. (1890). *Principles of Economics* (1st ed.). Macmillan.
- McCallum, J. (1995). National Borders Matter: Canada–US Regional Trade Patterns. *American Economic Review*, 85(3), 615–623.
- McNew, K. (1996). Spatial Market Integration: Definition, Theory, and Evidence. *Agricultural and Resource Economics Review*, 25(1), 1–11. <https://doi.org/10.1017/S1068280500000010>
- Narayan, P.K. & Popp, S. (2010). A New Unit Root Test with Two Structural Breaks in Level and Slope at Unknown Time. *Journal of Applied Statistics*, 37(9), 1425–1438.
- Neusser, K. (2016). *Time Series Econometrics* (1st ed.). Springer International Publishing.
- Newton, J. (2016). Price Transmission in Global Dairy Markets. *International Food and Agribusiness Management*, 19, 57–71.
- Olipra, J. (2020). Price Transmission in (De)Regulated Agricultural Markets. *Agrekon*, 59(4), 412–425. <https://doi.org/10.1080/03031853.2020.1831936>
- Olper, A., & Raimondi, V. (2007). Agricultural Market Integration in the OECD: A Gravity-Border Effect Approach. *Food Policy*, 33(2), 165–175. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2007.06.003>
- Ozturk, O. (2020). Market Integration and Spatial Price Transmission in Grain Markets of Turkey. *Applied Economics*, 52(18), 1936–1948. <https://doi.org/10.1080/00036846.2020.1726862>
- Pan, F., & Li, C. (2019). Evolution of Agricultural Spatial Market Integration: Evidence from the Hog Market in China. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 51, 349–367. <https://doi.org/10.1017/aae.2019.7>
- Parsley, D.C., & Wei, S.J. (1996). Convergence to the Law of One Price Without Trade Barriers or Currency Fluctuations. *The Quarterly Journal of Economics*, 111(4), 1211–1236. <https://doi.org/10.2307/2946713>
- Phillips, P.C.B., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346.
- Pietrzak, M. (2019). *Fenomen spółdzielni rolników: pomiędzy rynkiem, hierarchią i klanem*. CeDeWu Press.

- Roman, M. (2020). Spatial Integration of the Milk Market in Poland. *Sustainability*, 12(4), 1471. <https://doi.org/10.3390/su12041471>
- Roman, M., & Roman, M. (2020). Milk Market Integration between Poland and the EU Countries. *Agriculture*, 10(11), 561. <https://doi.org/10.3390/agriculture10110561>
- Roman, M., & Žáková Kroupová, Z. (2022). Spatial Market Integration: A Case Study of the Polish–Czech Milk Market. *Economies*, 10(1), 25. <https://doi.org/10.3390/economies10010025>
- Sanjuán, A.I., & Gil, J.M. (1999). Agricultural Markets Integration in the European Union: Further Empirical Evidence on the Pork Sector. *Journal of Economic Integration*, 14(2), 203–225.
- Schmidt, A., & Schweikert, K. (2021). Multiple Structural Breaks in Cointegrating Regressions: A Model Selection Approach. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*. <https://doi.org/10.1515/sn-de-2020-0063>.
- Statistical Office of the Slovak Republic. (2021). Živočišná výroba. predaj výrobkov z prvovýroby a bilancia plodín (SOSR publications 2013–2020).
- Statistical Office of the Slovak Republic. (2022). Producer Price Indices of Agricultural Products in the Slovak Republic (SOSR publications 1/2013–12/2021).
- Statistics Poland. (2022). Procurement and Prices of Agricultural Products (POS publications 2013–2021). <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rolnictwo-lesnictwo/rolnictwo/skup-i-ceny-produktow-rolnych-w-2021-roku,7,18.html>
- Thorsøe, M., Noe, E., Maye, D., Vigani, M., Kirwan, J., Chiswell, H., Grivins, M., Adamsone-Fiskovica, A., Tisenkopfs, T., Tsakalou, E., Aubert, P.M., & Loveluck, W. (2020). Responding to Change: Farming System Resilience in a Liberalized and Volatile European Dairy Market. *Land Use Policy*, 99, 105029. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2020.105029>
- Tinbergen, J. (1962). *Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy* (1st ed.). Twentieth-Century Fund.
- Tobler, W.R. (1970). A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region. *Economic Geography (Supplement: Proceedings. International Geographical Union. Commission on Quantitative Methods)*, 46, 234–240. <https://doi.org/10.2307/143141>
- United Nations. (2022). Comtrade Database (UN. 0401 commodity codes). [Data set]. <https://comtrade.un.org/data/>
- Van Campenhout, B. (2007). Modelling Trends in Food Market Integration: Method and an Application to Tanzanian Maize Markets. *Food Policy*, 32, 112–127. <https://doi.org/10.22004/ag.econ.24718>

Submission date / Data nadesłania: 4.04.2024.

Final revision date / Data ostatniej recenzji: 28.05.2024.

Acceptance date / Data akceptacji: 4.10.2024.

© 2024 Roman, M., Žáková Kroupová, Z., & Trnková, G. This is an open access article licensed under the Creative Commons Attribution 4.0 International License (<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>)



Autorskie prawa osobiste: Roman, M., Žáková Kroupová, Z. i Trnková, G. (2024). Niniejszy artykuł został opublikowany w otwartym dostępie na licencji Creative Commons Attribution 4.0 International License (<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>)

