

Aleksander Welfe  

Instytut Ekonometrii, Szkoła Główna
Handlowa w Warszawie, Polska

Emilia Gosińska  

Katedra Modeli i Prognoz
Ekonometrycznych, Uniwersytet Łódzki,
Polska

Katarzyna Leszkiewicz-Kędzior

Katedra Modeli i Prognoz
Ekonometrycznych, Uniwersytet Łódzki,
Polska

Progowy skointegrowany model VAR ze zmianą strukturalną. Zastosowanie do analizy procesów cenotwórczych dóbr żywnościowych*

Threshold cointegrated VAR model with structural
change. The application to the analysis of the foodstuff
prices

Streszczenie

Nieoczekiwane wydarzenia, takie jak globalne kryzysy finansowe, pandemie czy konflikty zbrojne, są źródłem szoków, które znacząco zakłócają funkcjonowanie mechanizmów ekonomicznych. To wymaga zastosowania do modelowania odpowiednich podejść uwzględniających możliwość występowania szoków, a w konsekwencji rozwoju istniejącej metodologii. W związku z tym zaproponowano uogólnienie progowego skointegrowanego modelu VAR na obecność zmian strukturalnych i omówiono jego zastosowanie do modelowania procesów cenotwórczych dóbr żywnościowych. Analiza została przeprowadzona na trzech etapach łańcucha dostaw: rynku surowców rolnych, rynku przetwórstwa spożywczego oraz rynku detalicznym. Potwierdzono asymetrię w dostosowaniach cen produkcji sprzedanej przemysłu rolno-spożywczego do cen skupu produktów rolnych oraz cen importu pośredniego, co dowodzi, że jedną z głównych przyczyn występowania efektu asymetrii w sektorze rolno-spożywczym stanowi silna pozycja rynkowa producentów żywności, którzy w wielu branżach działają w warunkach oligopolu. We wszystkich trzech relacjach długookresowych, definiujących ceny równowagi na każdym z rozważanych etapów kreacji cen, zidentyfikowano zmiany strukturalne, które są efektem zdarzeń o charakterze zarówno krajowym (wprowadzenie świadczenia socjalnego 500+), jak i międzynarodowym (globalnym), do których należy zaliczyć kryzys na rynku mleka, epidemię ptasiej grypy oraz nałożenie przez Rosję embarga na import artykułów rolno-spożywczych z krajów Unii Europejskiej.

Słowa kluczowe:

kointegracja, analiza wielowymiarowa,
inflacja, niestacjonarne procesy
stochastyczne, niejednorodność
szeregów czasowych

Kody klasyfikacji JEL:

C32, C40, C46, C51, C52

Historia artykułu:

nadestany: 21 stycznia 2025 r.

poprawiony: 14 marca 2025 r.

zaakceptowany: 26 marca 2025 r.

Abstract

Unexpected events, such as financial crises, pandemics, or armed conflicts, generate shocks that disturb economic mechanisms. For the events to be appropriately described and empirically analyzed, econometric models capable of considering the presence of structural changes in data-generating processes are needed, as is the continued development of existing methodologies.

* Praca powstała przy wsparciu funduszy Narodowego Centrum Nauki, OPUS 21, nr: DEC2021/41/B/HS4/04317.

Keywords:

cointegration, multivariate analyses, inflation, nonstationary stochastic processes, heterogenous time series

JEL classification codes:

C32, C40, C46, C51, C52

Article history:

submitted: 21 January, 2025

revised: 14 March, 2025

accepted: 26 March, 2025

This article proposes a generalization of the threshold cointegrated VAR (TCVAR) model, along with a strategy for estimating its parameters and testing the hypothesis of asymmetric adjustments. It also presents an application of the TCVAR in the modeling of pricing of food commodities. Three stages of the supply chain were considered: the market for raw produce, the food processing market, and the retail market. The study shows that the prices of production sold of the food industry adjust asymmetrically to prices paid to producers and import prices. The main causes of these asymmetries are the strong market position of food producers and the oligopolies in many industries. Across all long-run relationships that define the equilibrium prices at each of the three stages, structural changes driven by both domestic and global events play a significant role.

Wstęp

Nieoczekiwane wydarzenia, takie jak globalne kryzysy finansowe, pandemie czy konflikty zbrojne, powodują szoki, które wpływają zarówno na gospodarkę światową, jak i na gospodarki lokalne. Modyfikuje to, często gwałtownie, funkcjonowanie mechanizmów ekonomicznych, czego uwzględnienie prowadzi do korekt parametrów odpowiednich modeli. Jest to niezbędne, ponieważ zaburzenia struktury sprawiają, że standardowo stosowane metody estymacji tracą swoje własności, a statystyki służące weryfikacji hipotez nie mają oczekiwanych rozkładów. Zmiany strukturalne powodują również, że podmioty ekonomiczne stają się zwykle mniej skłonne do ryzyka, a ich zachowania i decyzje może cechować asymetryczność.

Wyniki dotychczasowych badań wskazują na występowanie asymetrii zwłaszcza w procesach cenotwórczych, która polega na silniejszej reakcji cen na impuls pro wzrostowy niż przeciwny. Problem asymetrii dotyczy m.in. transmisji cen na rynku paliw (por. np. [Bacon \[1991\]](#), [Bettendorf, van der Geest, Varkevisser \[2003\]](#), [Chen, Finney, Lai \[2005\]](#), [Galeotti, Lanza, Manera \[2003\]](#), [Grasso, Manera \[2007\]](#), [Al-Gudhea, Kenc, Dibooglu \[2007\]](#), [Oladunjoye \[2008\]](#), [Leszkiewicz-Kędzior, Welfe \[2014\]](#), [Leszkiewicz-Kędzior \[2014\]](#), [Gosińska, Leszkiewicz-Kędzior, Welfe \[2020\]](#)), rynku produktów rolnych, takich jak warzywa, mięso, nabiał (por. np. [Griffith, Piggott \[1994\]](#), [Mohanty, Peterson, Kruse \[1995\]](#), [Abdulai \[2000, 2002\]](#), [Miller, Hayenga \[2001\]](#), [Aguiar, Santana \[2002\]](#), [Chavas, Mehta \[2004\]](#), [Fałkowski \[2010\]](#), [Bakucs, Fałkowski, Fertő \[2012\]](#), [Rezitis, Tsionas \[2019\]](#), [Rudinskaya, Boskova \[2021\]](#), [Xue, Wang \[2021\]](#), [Gizaw, Myrland, Xie \[2021\]](#)) oraz transmisji stóp procentowych w oprocentowanie bankowych depozytów i kredytów na rynku finansowym (por. np. [Gambacorta, Iannotti \[2007\]](#), [Liu, Margaritis, Tourani-Rad \[2009\]](#), [Mangwengwende, Chinzara, Nel \[2011\]](#), [Kovnen \[2011\]](#), [Sznajderska \[2013\]](#)).

Ze względu na to, że w Polsce artykuły spożywcze stanowią największy udział zarówno w przetwórstwie przemysłowym, jak i w koszyku dóbr konsumpcyjnych (według danych GUS, odpowiednio, 18% i 27% w 2023 r.), analiza procesów kształtujących ceny dóbr żywnościowych jest ważnym zagadnieniem z punktu widzenia nie tylko polityków gospodarczych, lecz także podmiotów ekonomicznych i konsumentów.

Niestacjonarność procesów generujących ceny powoduje, że do modelowania należy wykorzystać progowy, skointegrowany model VAR (por. [Hansen, Seo \[2002\]](#)) i jego modyfikację uwzględniającą składowe deterministyczne (tj. wyraz wolny, trend) w przestrzeni kointegrującej (por. [Gosińska, Leszkiewicz-Kędzior, Welfe \[2020\]](#)).

Przywołane wyżej artykuły koncentrowały się na problemie asymetrycznych dostosowań występujących w różnych procesach cenotwórczych. Wartością dodaną prezentowanej pracy jest rozszerzenie tego zagadnienia na przypadek występowania zaburzeń struktury. W związku z tym, po pierwsze, uogólniono progowy, skointegrowany model VAR do postaci, która umożliwia uwzględnienie zmian strukturalnych w składowej deterministycznej procesu generującego dane, oraz opracowano strategię estymacji jego parametrów i weryfikacji hipotez. Po drugie, wykorzystano zaproponowaną metodologię analizy dostosowań cenowych na poszczególnych etapach kreacji cen dóbr żywnościowych.

Progowy skointegrowany model VAR ze zmianą strukturalną

Proces generujący dane (DGP) uwzględniający zmianę strukturalną w części deterministycznej można zapisać następująco:

$$v_t = y_t + H_0 d_t + H_1 \Delta d_t, \quad (1)$$

gdzie y_t oznacza zmienną losową, $d_t = \begin{bmatrix} t \\ d_{1,t} \end{bmatrix}$ zawiera trend i zmianę strukturalną w trendzie zdefiniowaną jako $d_{1,t} = \begin{cases} t - (t_0 - 1) & \text{dla } t \geq t_0 \\ 0 & \text{dla } t < t_0 \end{cases}$, t_0 oznacza okres, w którym nastąpiła zmiana strukturalna oraz $H_0 = [h_1 \ h_2]$, $H_1 = [h_3 \ h_4]$ zawierają odpowiednie parametry związane ze zmiennymi deterministycznymi. Konsekwentnie zatem $\Delta d_t = \begin{bmatrix} 1 \\ \Delta d_{1,t} \end{bmatrix}$ reprezentuje wyraz wolny oraz zmianę wyrazu wolnego, którą definiuje zmienna $\Delta d_{1,t} = \begin{cases} 1 & \text{dla } t \geq t_0 \\ 0 & \text{dla } t < t_0 \end{cases}$. Takie zdefiniowanie zmiennej v_t i założenie występowania dwóch reżimów pozwala zdefiniować model VAR uwzględniający asymetryczne dostosowania do trajektorii równowagi w postaci:

$$\begin{bmatrix} (1 - u_{t-p}) & u_{t-p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Pi_1(L)(v_t - H_0 d_t - H_1 \Delta d_t) \\ \Pi_2(L)(v_t - H_0 d_t - H_1 \Delta d_t) \end{bmatrix} = \xi_t, \quad (2)$$

gdzie $\xi_t = [\xi_{1,t} \dots \xi_{M,t}]^T$ jest wektorem białoszumowych składników losowych o wymiarach $M \times 1$,

$u_{t-p} = \begin{cases} 1 & \text{dla } q_{t-p} \geq \kappa \\ 0 & \text{dla } q_{t-p} < \kappa \end{cases}$, q_{t-p} jest zmienną progową, κ definiuje wartość progu, $\Pi_i(L) = I - L\Pi_{1,i} - L^2\Pi_{2,i} - \dots - L^s\Pi_{s,i}$, a $i = 1, 2$ oznacza reżimy.

Proste przekształcenie równania (2) prowadzi do:

$$\begin{aligned} (1 - u_{t-p})\Pi_1(L)v_t + u_{t-p}\Pi_2(L)v_t + \xi_t &= (1 - u_{t-p})\Pi_1(L)H_0 d_t + u_{t-p}\Pi_2(L)H_0 d_t + \\ &+ (1 - u_{t-p})\Pi_1(L)H_1 \Delta d_t + u_{t-p}\Pi_2(L)H_1 \Delta d_t. \end{aligned} \quad (3)$$

Lewa strona (3) wynosi:

$$\Delta v_t = (1 - u_{t-p})[\Pi_1 v_{t-1} + \sum_{s=1}^{s-1} \Gamma_{s,1} \Delta v_{t-s} \Gamma_{s,1} \Delta v_{t-s}] + u_{t-p}[\Pi_2 v_{t-1} + \sum_{s=1}^{s-1} \Gamma_{s,2} \Delta v_{t-s} \Gamma_{s,2} \Delta v_{t-s}] + \xi_t, \quad (4)$$

gdzie $\Pi_i = \sum_{s=1}^s \Pi_{s,i} - I$, $\Gamma_{j,i} = -\sum_{s=j+1}^s \Pi_{s,i} = -(\Pi_{j+1,i} + \Pi_{j+2,i} + \dots + \Pi_{s,i})$, poszczególne składniki deterministyczne po prawej stronie równania (3) są zaś równe odpowiednio:

$$\Pi_i(L)h_1 t = -\Pi_i h_1 (t-1) + \Psi_i h_1, \quad (5a)$$

$$\Pi_i(L)h_2 d_{1,t} = -\Pi_i h_2 d_{1,t-1} + \Psi_i h_2 \Delta d_{1,t} + \sum_{s=0}^{s-2} \left(\sum_{j=s+1}^{s-1} \Gamma_{j,i} \right) h_2 \Delta^2 d_{1,t-s}, \quad (5b)$$

$$\Pi_i(L)h_3 = (I - L\Pi_{1,i} - L^2\Pi_{2,i} - \dots - L^s\Pi_{s,i})h_3 = -\Pi_i h_3, \quad (5c)$$

$$\Pi_i(L)h_4 \Delta d_{1,t} = -\Pi_i h_4 \Delta d_{1,t-1} + h_4 \Delta^2 d_{1,t} + \sum_{s=1}^{s-1} (-\Gamma_{s,i}) h_4 \Delta^2 d_{1,t-s}, \quad (5d)$$

gdzie $\Psi_i = I + \sum_{s=1}^{s-1} s\Pi_{i,s+1}$.

Po podstawieniu (5a)–(5d) do równania (3) otrzymujemy progowy, skointegrowany model VAR (TCVAR) ze zmianą strukturalną wyrażoną poprzez korekty wyrazu wolnego i trendu:

$$\begin{aligned} \Delta v_t &= (1 - u_{t-p})A_1 B_1^{*T} v_{t-1}^* + u_{t-p}A_2 B_2^{*T} v_{t-1}^* + (1 - u_{t-p})\sum_{s=1}^{s-1} \Gamma_{s,1} \Delta v_{t-s} + \\ &+ u_{t-p}\sum_{s=1}^{s-1} \Gamma_{s,2} \Delta v_{t-s} + (1 - u_{t-p})F_1^1 \Delta d_t + u_{t-p}F_2^1 \Delta d_t + (1 - u_{t-p})\sum_{s=0}^{s-1} F_{s,1}^2 \Delta^2 d_{t-s} + \\ &+ u_{t-p}\sum_{s=0}^{s-1} F_{s,2}^2 \Delta^2 d_{t-s} + \xi_t, \end{aligned} \quad (6)$$

gdzie B_i, A_i oznaczają macierze odpowiednio wektorów kointegrujących i wag o wymiarach $M \times R_i$,

$$v_{t-1}^* = \begin{bmatrix} v_{t-1} \\ d_{t-1} \end{bmatrix} \Delta^2 d_{t-s} = \begin{bmatrix} 0 \\ \Delta^2 d_{1,t-s} \end{bmatrix}, B_i^{*T} = [B_i^T - B_i^T h_1 - B_i^T h_2],$$

$$F_i^1 = [\Psi_i h_1 - A_i B_i^T h_3 \quad \Psi_i h_2 - A_i B_i^T h_4],$$

$$F_{s,i}^2 = \begin{cases} \begin{bmatrix} 0 & h_4 + A_i B_i^T h_4 + \sum_{j=s+1}^{S-1} \Gamma_{j,i} h_2 \end{bmatrix} & \text{dla } s=0 \\ \begin{bmatrix} 0 & -\Gamma_{s,i} h_4 + \sum_{j=s+1}^{S-1} \Gamma_{j,i} h_2 \end{bmatrix} & \text{dla } s=1, 2, \dots, S-2. \\ \begin{bmatrix} 0 & -\Gamma_{S-1,i} h_4 \end{bmatrix} & \text{dla } s=S-1 \end{cases}$$

Powyższy model TCVAR zakłada, że wszystkie parametry – związane ze składową zarówno stochastyczną, jak i deterministyczną – zmieniają się w obu reżimach. Należy zauważyć, że występowanie składowych deterministycznych w procesie generującym dane prowadzi do postaci z odpowiednimi zmiennymi deterministycznymi w części krótkookresowej oraz opóźnionymi o jeden okres zmiennymi deterministycznymi w przestrzeni kointegrującej.

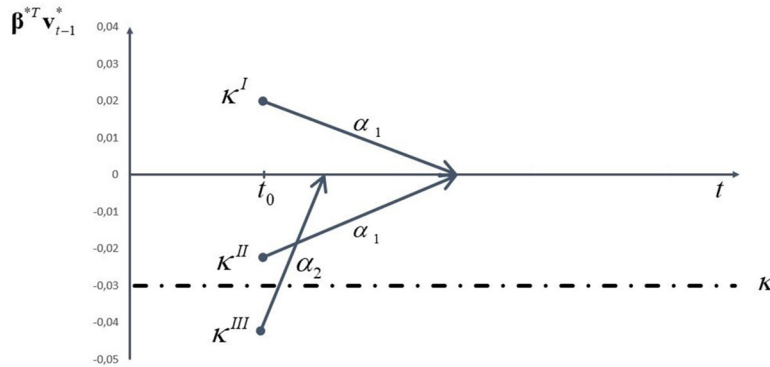
W przypadku, gdy przestrzeń kointegrująca jest jednowymiarowa, a za zmienną progową przyjęte zostaną reszty z relacji kointegrującej, wówczas w obu reżimach występuje ten sam wektor kointegrujący $[\beta^T \quad -\beta^T h_1 \quad -\beta^T h_2]$. Pozwala to model (6) zapisać następująco:

$$\begin{aligned} \Delta v_t = & (1 - u_{t-1}) \alpha_1 \beta^{*T} v_{t-1}^* + u_{t-1} \alpha_2 \beta^{*T} v_{t-1}^* + (1 - u_{t-1}) \sum_{s=1}^{S-1} \Gamma_{s,1} \Delta v_{t-s} + \\ & + u_{t-1} \sum_{s=1}^{S-1} \Gamma_{s,2} \Delta v_{t-s} + (1 - u_{t-1}) F_1^1 \Delta d_t + u_{t-1} F_2^1 \Delta d_t + (1 - u_{t-1}) \sum_{s=0}^{S-1} F_{s,1}^2 \Delta^2 d_{t-s} + \\ & + u_{t-1} \sum_{s=0}^{S-1} F_{s,2}^2 \Delta^2 d_{t-s} + \xi_t, \end{aligned} \quad (7)$$

$$\text{gdzie } u_{t-1} = \begin{cases} 1 & \text{dla } \beta^{*T} v_{t-1}^* \geq \kappa \\ 0 & \text{dla } \beta^{*T} v_{t-1}^* < \kappa \end{cases}$$

Gdy reszta z relacji długookresowej jest równa 0, wówczas system jest w równowadze, a parametry α_1 i α_2 mierzą szybkość, z jaką zmienna objaśniana dąży do trajektorii równowagi (por. rysunek 1). Natomiast gdy odchylenie od długookresowej trajektorii jest równe odpowiednio κ^I , κ^{II} lub κ^{III} , szybkość dostosowania do ścieżki długookresowej zmienia się w zależności od wielkości tego odchylenia, a więc od tego, czy jest powyżej, czy poniżej wartości progowej κ (wówczas dostosowania wynoszą odpowiednio α_1 oraz α_2).

Rysunek 1. Asymetryczne dostosowania do trajektorii równowagi



Źródło: opracowanie własne.

Powyższy model różni się od propozycji [Hansena i Seo \[2002\]](#) oraz [Balkego i Fomby'ego \[1997\]](#), ponieważ uwzględnia składową deterministyczną w procesie generującym dane oraz możliwość wystąpienia zmiany strukturalnej.

Estymacja parametrów modelu (7) z restrykcją na parametry wektora kointegrującego wymaga zastosowania trzyetapowej procedury. W pierwszym etapie estymowane są parametry liniowego modelu CVAR ze zmianą w wyrazie wolnym i trendzie:

$$\Delta v_t = \alpha \beta_R^{*T} v_{t-1}^* + \sum_{s=1}^{S-1} \Gamma_s \Delta v_{t-s} + F^1 \Delta d_t + \sum_{s=0}^{S-1} F_s^2 \Delta^2 d_{t-s} + \xi_t, \quad (8)$$

gdzie $\beta_R^{*T} = [\beta_R^T - \beta_R^T h_1 - \beta_R^T h_2]$, $\beta_R^* = r\varphi$ oznacza wektor kointegrujący z restrykcją (np. homogeniczności), r – macierz restrykcji, φ – wektor estymowanych parametrów.

W drugim kroku wykorzystuje się metodę optymalizacji *grid search* (por. [Gosińska, Leszkiewicz-Kędzior, Welfe \[2020\]](#)). Polega ona na znalezieniu takich wartości parametrów długookresowych oraz wartości progowej, które maksymalizują funkcję wiarygodności dla progowego modelu CVAR ze zmiennymi deterministycznymi i zmianą strukturalną (por. równanie (7) dla $\beta^* = \beta_R^*$). W ostatnim kroku konstruuje się zmienną u_{t-1} i szacuje pozostałe parametry modelu TCVAR.

Testowanie występowania asymetrii wymaga zdefiniowania następującego układu hipotez:

$$H_0: \alpha_1 - \alpha_2 = 0 \quad (9)$$

$$H_1: \alpha_1 - \alpha_2 \neq 0,$$

gdzie wektory α_1, α_2 zawierają parametry dostosowania do wektora kointegrującego w poszczególnych reżimach. Sprawdzianem jest statystyka Walda postaci:

$$WALD = (\hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2)^T (\hat{D}^2 (\hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2))^{-1} (\hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2), \quad (10)$$

o rozkładzie χ^2 z dwoma stopniami swobody.

W najbardziej ogólnym przypadku, przy założeniu hipotezy zerowej, zakłada się występowanie kointegracji liniowej, a w przypadku hipotezy alternatywnej – kointegracji progowej. Odrzucenie hipotezy zerowej, zakładającej równość dostosowań do trajektorii równowagi, prowadzi do dwóch scenariuszy. W pierwszym dostosowania są różne w obu reżimach, co oznacza, że występuje kointegracja progowa (asymetryczne dostosowania). W drugim dostosowania są różne w obu reżimach, ale tylko w jednym reżimie parametry dostosowania są istotnie różne od zera. Wówczas występuje tzw. kointegracja częściowa (*partial cointegration*, por. [Krishnakumar, Neto \[2005\]](#)). W przypadku braku podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej należy zastosować klasyczny skointegrowany model VAR, uwzględniający zmiany strukturalne w składowej deterministycznej (por. [Johansen \[1995\]](#), bibliografia uzupełniona [Gosińska, Welfe \[2022\]](#)).

Transmisja cen. Podstawowe relacje długookresowe

Kształtowanie się cen dóbr żywnościowych jest procesem złożonym i polega na transmisji z poziomu producentów produktów rolnych, przez przetwórców (przemysł), handel hurtowy oraz detaliczny, a więc przez kolejne ogniwa łańcucha dostaw.

W długim okresie o cenach skupu produktów rolnych decydują producenci wielkotowarowi, ponieważ wzrost cen skupu musi kompensować wzrost kosztów produkcji. W drugim etapie ceny skupu transmitowane są w ceny produkcji sprzedanej producentów żywności, które powiększone o narzuty w handlu hurtowym i detalicznym decydują o cenach produktów żywnościowych płaconych przez odbiorców finalnych. W analizie tych procesów istotne jest to, aby kolejne etapy były rozważane oddzielnie, ponieważ każdy z nich odnosi się do nieco innych procesów podejmowania decyzji, na które oddziałują różne czynniki.

Decydujące znaczenie dla kosztów produkcji rolnej, a więc i cen skupu, mają przede wszystkim: gaz ziemny, benzyny (głównie olej napędowy), pasze, środki ochrony roślin, nawozy i – w mniejszym stopniu – koszty pracy oraz inne składowe kosztów. Bardzo istotny wpływ na ceny skupu wydają się mieć przede wszystkim ceny gazu ziemnego, co wynika z następujących powodów. Po pierwsze, gaz jest nośnikiem energii wykorzystywanym

w rolnictwie m.in. jako paliwo do celów grzewczych w uprawach szklarniowych i fermach hodowlanych oraz do suszenia plonów – w celu ich długotrwałego przechowywania (wpływ bezpośredni). Po drugie, gaz jest kluczowym surowcem wykorzystywanym w procesie produkcji nawozów sztucznych, szczególnie azotowych, środków ochrony roślin oraz pasz (wpływ pośredni). Oddziaływanie cen oleju napędowego wynika z jego zastosowania w silnikach maszyn rolniczych oraz w transporcie żywności.

Gaz ziemny oraz ropę naftową (surowiec do produkcji benzyn) traktuje się jako bliskie substytuty, a ich ceny są ze sobą silnie skorelowane (por. [Moenke, Welfe \[2022\]](#)), co sprawia, że nie są generowane przez niezależne procesy stochastyczne. Trwała relacja długookresowa umożliwia wykorzystanie cen jednego z tych surowców jako wiodącego czynnika kształtującego ceny skupu:

$$cs_t^f = \beta_0 + \beta_1 gas_t^f, \quad (11)$$

gdzie cs_t^f oznacza indeks cen skupu produktów rolnych, a gas_t^f – indeks cen gazu ziemnego, małe litery oznaczają logarytmy zmiennych.

W przypadku równania cen produkcji sprzedanej w przemyśle rolno-spożywczym, ppi_t^f , założono, że zależą one od cen skupu produktów rolnych oraz cen surowców importowanych wykorzystywanych do produkcji żywności, pm_t^f :

$$ppi_t^f = \beta_0 + \beta_1 cs_t^f + (1 - \beta_1) pm_t^f. \quad (12)$$

Zignorowany tu został wpływ pozostałych składników kosztów produkcji, co może spowodować przeszacowanie parametru β_1 .

Ceny detaliczne żywności (dóbr finalnych), cpi_t^f , są ważoną sumą indeksu cen producenta oraz indeksu cen importowanych dóbr żywnościowych, pmc_t^f :

$$cpi_t^f = \beta_0 + \beta_1 ppi_t^f + (1 - \beta_1) pmc_t^f. \quad (13)$$

Powyższe równanie stanowi stochastyczną aproksymację tożsamości, w której zakłada się stabilne średnie marże, a potencjalne ich zmiany mogą być reprezentowane przez odpowiednie korekty wyrazu wolnego.

Analiza procesów cenotwórczych została rozszerzona o weryfikację hipotez dotyczących asymetrycznej transmisji cen pomiędzy poszczególnymi etapami łańcucha dystrybucji, która polega na tym, że reakcje cenowe na jednym szczeblu dystrybucji różnią się w zależności od tego, czy ceny na innym etapie rosną, czy spadają. Najczęściej asymetria polega na szybszej reakcji na impuls pro wzrostowy.

Wyniki empiryczne

Badanie empiryczne przeprowadzono na podstawie danych o częstotliwości miesięcznej obejmującej okres od stycznia 2011 r. do lipca 2021 r. Ceny zostały wyrażone jako indeksy jednopodstawowe, 2015 = 100 (por. wykresy w załączniku), a następnie odsezonowane przy pomocy procedury TRAMO-SEATS.

Ceny gazu ziemnego notowane na rynku europejskim pochodzą z bazy Banku Światowego, wszystkie ceny dotyczące Polski oraz ceny importu – z Głównego Urzędu Statystycznego. Za ceny skupu przyjęto indeks cen skupu podstawowych produktów rolnych, za ceny producentów w przemyśle rolno-spożywczym zaś – indeks cen produkcji sprzedanej artykułów spożywczych. Ceny detaliczne żywności zostały zdefiniowane jako indeks cen żywności i napojów bezalkoholowych. Ceny surowców importowanych wykorzystywanych do produkcji żywności są reprezentowane przez indeks cen dóbr importowanych dla kategorii zużycia pośredniego (według klasyfikacji BEC): żywność i napoje nieprzetworzone głównie dla przemysłu. Ceny importu dóbr żywnościowych na trzecim etapie kreacji cen żywności są reprezentowane przez indeks cen dóbr importowanych towarów konsumpcyjnych dla kategorii (według klasyfikacji BEC): żywność i napoje przetworzone głównie dla gospodarstw domowych.

Analizowany okres charakteryzował się licznymi szokowymi zmianami zarówno w gospodarce polskiej, jak i w gospodarce światowej, wywołanymi m.in. przez politykę socjalną (tj. wprowadzenie dodatku 500+ w Polsce), pandemię COVID-19, kryzys migracyjny. Miały one istotny wpływ także na rynek rolno-spożywczy, w szczególności na zmiany cen żywności i cen skupu (por. [Kusz, Kusz, Hydzik \[2022\]](#), [Ramsey i in. \[2020\]](#)).

Zmiany strukturalne wpływają jednocześnie na wyniki standardowych testów pierwiastka jednostkowego. W przypadku szeregów generowanych przez procesy stochastyczne, w których występuje zmiana stałej lub trendu, standardowe testy mogą błędnie wskazywać na istnienie pierwiastka jednostkowego (por. [Per-ron \[1989\]](#)). Z tego powodu do badania stopnia integracji zmiennych wykorzystano rozszerzony test ADF z uwzględnieniem zmian strukturalnych.

Badanie stacjonarności zmiennych zostało przeprowadzone w dwóch etapach. W pierwszym test zastosowano dla poziomów zmiennych, zakładając w hipotezie zerowej proces niestacjonarny ze zmianą strukturalną, a w alternatywnej – proces stacjonarny ze zmianą strukturalną. W drugim etapie analogicznie testowano przyrosty zmiennych. Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej w pierwszym etapie oraz odrzucenie hipotezy zerowej na korzyść hipotezy alternatywnej w drugim etapie oznacza, że zmienna jest zintegrowana w stopniu pierwszym, I (1).

Wyniki zestawione w tabeli 1 dowodzą, że jeśli przyjmiemy 5-procentowy poziom istotności, wszystkie analizowane zmienne są zintegrowane w stopniu pierwszym, oprócz indeksu cen importu, pmc_t^f , który jest I (0).

Tabela 1. Wyniki testu ADF ze zmianą strukturalną

Zmienna	Statystyka testu ADF	p-value	Typ zmiany strukturalnej	Wniosek
Poziom				
cs_t^f	-2.524980	0.8959	wyraz wolny	HO
gas_t^f	-4.578091	0.2029	wyraz wolny i trend	HO
ppi_t^f	-2.178984	0.9654	wyraz wolny	HO
cpi_t^f	-2.903729	0.7372	wyraz wolny	HO
pm_t^f	-3.259260	0.8210	wyraz wolny	HO
pmc_t^f	-3.713309	0.0252	–	H1
Pierwsze różnice				
cs_t^f	-7.438	0.000	brak	H1
gas_t^f	-8.547	< 0.01	wyraz wolny	H1
ppi_t^f	-7.745	< 0.01	wyraz wolny	H1
cpi_t^f	-6.606	0.000	brak	H1
pm_t^f	-6.347	< 0.01	wyraz wolny	H1

Źródło: opracowanie własne.

Aby zweryfikować hipotezę o asymetrycznych dostosowaniach cen na poszczególnych etapach kreacji cen żywności (11) – (13), należy dokonać estymacji parametrów równań opisujących ten proces dla trzech odrębnych systemów: na pierwszym etapie $v_t = [cs_t^f \ gas_t^f]$, na drugim – $v_t = [ppi_t^f \ cs_t^f \ pm_t^f]$, na trzecim – $v_t = [cpi_t^f \ ppi_t^f \ pmc_t^f]$. W każdym z analizowanych systemów występuje co najwyżej jeden wektor kointegrujący, a zatem w części empirycznej można wykorzystać model TCVAR postaci (7) oraz zaproponowaną procedurę estymacji.

Wyniki estymacji parametrów równania objaśniającego ceny skupu (model TCVAR) są następujące:

$$\Delta cs_t^f = \begin{cases} -0.040(cs_{t-1}^f - 0.250gas_{t-1}^f - 0.170\Delta d_{t-1} - 0.070) + ST, & ect_{t-1} \leq 0.011 \\ -0.041(cs_{t-1}^f - 0.250gas_{t-1}^f - 0.170\Delta d_{t-1} - 0.070) + ST, & ect_{t-1} > 0.011 \end{cases} \quad (14)$$

gdzie ST oznacza dynamikę krótkookresową, ect_t – reszty z relacji długookresowej.

Obecność w przestrzeni kointegrującej zmiennej deterministycznej Δd_{t-1} , która koryguje wyraz wolny od kwietnia 2016 r., oznacza, że w procesie generującym ceny skupu uwzględniono zmianę strukturalną, która jest prawdopodobnie wynikiem skumulowania się wpływu kilku zdarzeń: kryzysu na rynku mleka, epidemii ptasiej grypy oraz wprowadzenia świadczenia socjalnego 500+.

Statystyka testu Walda przy założeniu hipotezy dotyczącej równości parametrów korekty błędem dla modelu (14) wynosi 1.498, a odpowiadająca jej wartość p-value – 0.47. Nie ma więc podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, w której zakłada się równość parametrów dostosowania do równowagi długookresowej. Brak asymetrii na tym etapie kształtowania cen może wynikać ze słabej pozycji rynkowej producentów rolnych wobec przetwórców i hurtowników, co jest efektem stosunkowo dużego rozdrobnienia gospodarstw rolnych i braku wystarczającej powierzchni magazynowej do przechowywania surowców rolnych.

W związku z brakiem podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, zakładającej równość parametrów dostosowań w obu reżimach, powtórzono estymację parametrów dla klasycznego modelu VAR z restrykcją kointegracji z uwzględnieniem zmian strukturalnych (por. [Johansen \[1995\]](#), [Gosińska, Welfe \[2022\]](#)). Oszacowania parametrów równania cen skupu

$$\Delta cs_t^f = -0.047 \underset{(-2.861)}{(cs_{t-1}^f - 0.223 \underset{(-3.068)}{gas_{t-1}^f - 0.170 \underset{(-2.984)}{\Delta d_{t-1} - 0.070})} + ST \quad (15)$$

są bardzo zbliżone do otrzymanych poprzednio i potwierdzają stabilność relacji długookresowych.

Wyniki estymacji parametrów równania cen produkcji sprzedanej przemysłu rolno-spożywczego (model TCVAR)

$$\Delta ppi_t^f = \begin{cases} -0.078 \underset{(-3.391)}{(ppi_{t-1}^f - 0.733 \underset{(-3.391)}{cs_{t-1}^f - 0.267 \underset{(-3.391)}{pm_{t-1}^f - 0.047 \underset{(-3.391)}{\Delta d_{t-1} + 0.072})} + ST, & ect_{t-1} < -0.001 \\ 0.096 \underset{(1.280)}{(ppi_{t-1}^f - 0.733 \underset{(-3.391)}{cs_{t-1}^f - 0.267 \underset{(-3.391)}{pm_{t-1}^f - 0.047 \underset{(-3.391)}{\Delta d_{t-1} + 0.072})} + ST, & ect_{t-1} > -0.001 \end{cases} \quad (16)$$

wskazują na występowanie kointegracji częściowej. Oznacza to (istotne statystycznie) dostosowania zmiennej ppi_t^f do długookresowej trajektorii tylko w jednym reżimie, gdy odchylenie tej zmiennej od ścieżki równowagi jest poniżej $-0,1\%$. W pierwszym reżimie znajduje się 76% obserwacji, a wartość statystyki dla testu Walda, przy założeniu hipotezy zerowej o równości parametrów dostosowań do wektora kointegrującego, wskazuje na odrzucenie hipotezy zerowej na korzyść hipotezy alternatywnej (WALD = 16.827; p-value = 0.000). Jednocześnie nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy dotyczącej sumowalności parametrów do jedności. Dodatkowo do przestrzeni kointegrującej wprowadzono zmienną korygującą wyraz wolny od stycznia 2015 r., co może wynikać z nałożenia przez Rosję w 2014 r. embarga na import wielu artykułów rolno-spożywczych z krajów Unii Europejskiej, w tym z Polski. Zgodnie z oczekiwaniami potwierdzona została asymetria na drugim etapie procesu kształtowania się cen produktów żywnościowych, co jest efektem tego, że w Polsce wiele segmentów przetwórstwa spożywczego ma charakter oligopolistyczny, a więc funkcjonuje w nich kilka dominujących firm, które kontrolują dużą część rynku i kształtują ceny.

W przypadku finalnych dóbr żywnościowych asymetria w dostosowaniach do trajektorii równowagi nie występuje, na co wskazuje wynik testu Walda nie dający podstaw do odrzucenia hipotezy zakładającej równość parametrów korekty błędem w obu reżimach (WALD 3.064, p-value 0.216):

$$\Delta cpi_t^f = \begin{cases} -0.211 \underset{(-8.154)}{(cpi_{t-1}^f - 0.629 \underset{(-8.154)}{ppi_{t-1}^f - 0.371 \underset{(-8.154)}{pmc_{t-1}^f - 0.002 \underset{(-8.154)}{d_{t-1} + 0.004})} + ST, & ect_{t-1} \leq 0.007 \\ -0.321 \underset{(-4.224)}{(cpi_{t-1}^f - 0.629 \underset{(-8.154)}{ppi_{t-1}^f - 0.371 \underset{(-8.154)}{pmc_{t-1}^f - 0.002 \underset{(-8.154)}{d_{t-1} + 0.004})} + ST, & ect_{t-1} > 0.007 \end{cases} \quad (17)$$

Brak asymetrii jest skutkiem silnej konkurencji pomiędzy hurtownikami produktów spożywczych i sieciami handlowymi oferującymi te produkty na polskim rynku.

Powtórzono zatem obliczenia dla klasycznego modelu VAR z restrykcją kointegracji oraz zmianami strukturalnymi w przestrzeni kointegrującej i otrzymano:

$$\Delta cpi_t^f = -0.187 \underset{(-5.713)}{(cpi_{t-1}^f - 0.467 \underset{(-3.904)}{ppi_{t-1}^f - 0.533 \underset{(-4.454)}{pmc_{t-1}^f - 0.002 \underset{(-7.619)}{d_{t-1} + 0.004})} + ST. \quad (18)$$

Wstępne rezultaty wskazały na konieczność rozszerzenia specyfikacji o zmienną czasową (d_{t-1}), która oznacza pojawienie się w relacji długookresowej cen konsumpcyjnych żywności trendu deterministycznego od października 2016 r. Można przypuszczać, że jest to skutkiem wprowadzenia wspomnianego świadczenia socjalnego 500+, wzrostu popytu i pojawienia się impulsu proinflacyjnego.

Podsumowując rezultaty badania empirycznego, potwierdzono występowanie asymetrycznych dostosowań do relacji długookresowej w przypadku cen produkcji sprzedanej przemysłu rolno-spożywczego. Oznacza to, że w przypadku produktów żywnościowych producenci szybko dostosowują się do wzrostu cen skupu i cen importu, słabo zaś reagują na ich spadki, a więc potwierdzono występowanie kointegracji częściowej. W przypadku cen skupu i detalicznych cen żywności dostosowania do trajektorii równowagi są symetryczne.

Jako potencjalne przyczyny występowania efektu asymetrii w sektorze rolno-spożywczym wskazuje się przede wszystkim silną pozycję rynkową producentów żywności, którzy w wielu branżach działają w warunkach niedoskonałej konkurencji, sposób zarządzania przez przedsiębiorstwa przetwórcze zapasami surowców, niską cenową elastyczność popytu na produkty żywnościowe, koszty zmiany cen (*menu costs*) oraz nietrwałość produktów rolnych (por. Vavra, Goodwin [2005]).

Zakończenie

Skointegrowany model VAR został wyprowadzony przy założeniu, że w składowej deterministycznej procesie generującego dane występuje zmiana strukturalna, która jest reprezentowana przez korektę wyrazu wolnego oraz korektę w zmiennej czasowej. To pozwala uwzględnić w relacji długookresowej efekty gwałtownych (nieoczekiwanych) wydarzeń, np. kryzysów gospodarczych, pandemii, konfliktów zbrojnych, które w ostatnich latach znacząco zaburzyły funkcjonowanie mechanizmów ekonomicznych. W artykule pokazano, że postać modelu TCVAR, w której za zmienną progową przyjmuje się składnik korekty błędem, ma szczególne zalety interpretacyjne i można ją wykorzystać do analizy procesów cenotwórczych. Zastosowanie modelu TCVAR w badaniu empirycznym wymagało także zaproponowania procedury estymacji parametrów oraz weryfikacji hipotezy dotyczącej symetryczności procesów dostosowawczych.

W pracy zaprezentowane zostały wyniki estymacji modeli opisujących transmisję cen dóbr żywnościowych na trzech etapach łańcucha dostaw: rynku surowców rolnych, rynku przetwórstwa spożywczego oraz rynku detalicznym. Potwierdzono, że na ceny skupu produktów rolnych wpływają ceny gazu ziemnego, czynnika mającego dominujący udział w kosztach produkcji rolnej. W przypadku cen produkcji sprzedanej w przemyśle rolno-spożywczym wykazano, że zależą one od cen krajowych i importowanych czynników produkcji, reprezentowanych odpowiednio przez ceny skupu produktów rolnych oraz ceny surowców importowanych wykorzystywanych do produkcji żywności. Potwierdzono również, że ceny żywnościowych dóbr konsumpcyjnych są kształtowane przez ceny na poziomie producenta oraz ceny importowanych dóbr żywnościowych.

We wszystkich trzech relacjach długookresowych, definiujących ceny równowagi, na każdym z rozważanych etapów kreacji cen zidentyfikowano zmiany strukturalne, które mogą być efektem zdarzeń o charakterze zarówno krajowym (świadczenie socjalne 500+), jak i międzynarodowym (globalnym), do których należy zaliczyć kryzys na rynku mleka, epidemię ptasiej grypy oraz nałożenie przez Rosję embarga na import artykułów rolno-spożywczych z krajów Unii Europejskiej.

Na etapie kreacji cen produkcji sprzedanej przemysłu rolno-spożywczego potwierdzono występowanie asymetrycznych dostosowań do relacji długookresowej. To dowodzi, że jedną z głównych przyczyn występowania efektu asymetrii w sektorze rolno-spożywczym stanowi silna pozycja rynkowa producentów żywności, którzy w wielu branżach działają w warunkach oligopolu.

Zaprezentowane badanie pokazuje, że progowy, skointegrowany model VAR (TCVAR) ze zmianą strukturalną stanowi odpowiednie narzędzie do analizy zjawisk ekonomicznych, które cechują się występowaniem zmian strukturalnych w procesie generowania danych, jak również efektów asymetrycznych w dostosowaniach do relacji równowagowych.

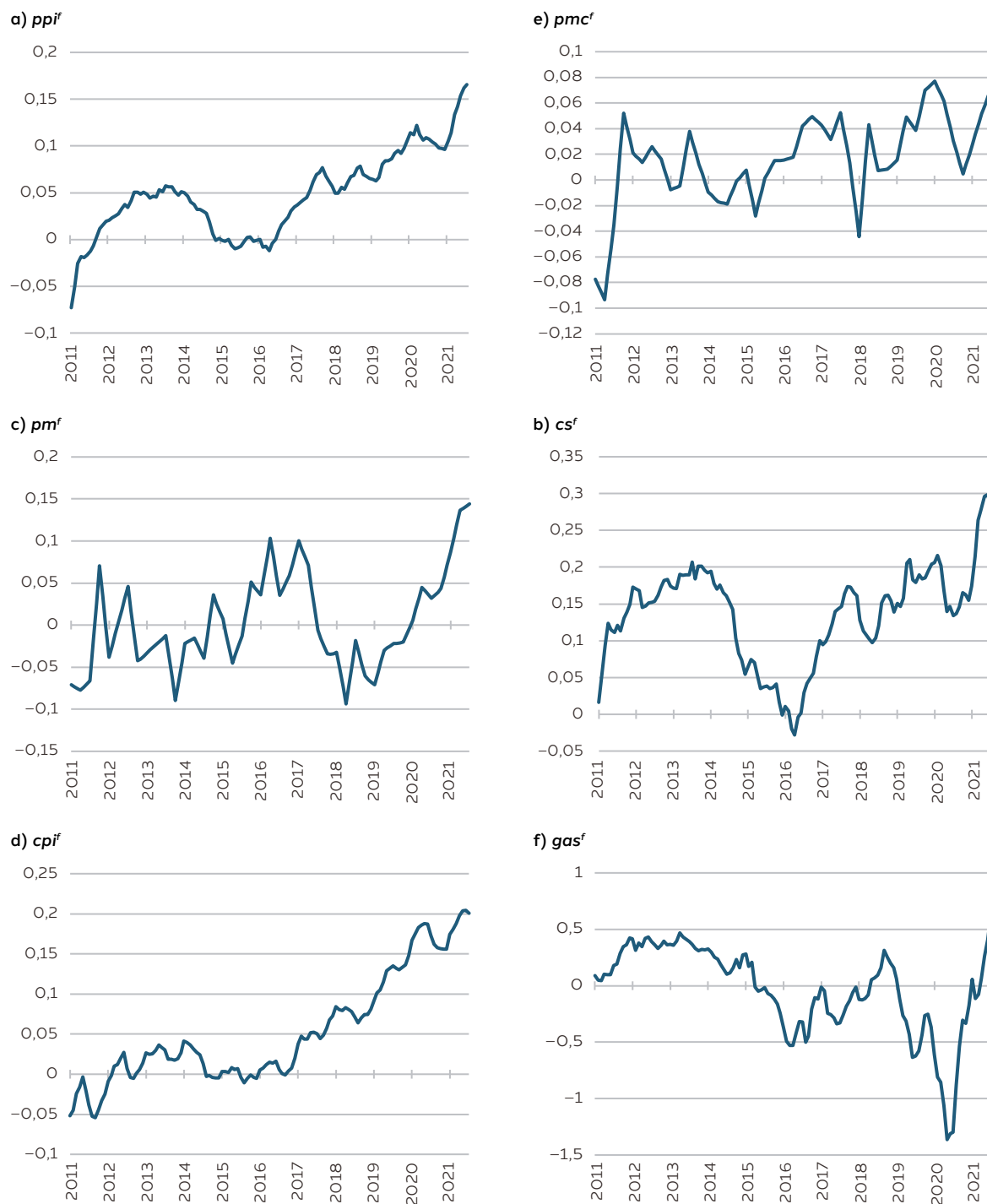
Bibliografia

- Abdulai A. [2000], Spatial price transmission and asymmetry in the Ghanaian maize market, *Journal of Development Economics*, 63: 327–349.
- Abdulai A. [2002], Using threshold cointegration to estimate asymmetric price transmission in the Swiss pork market, *Applied Economics*, 34: 679–687.
- Aguiar D. R. D., Santana J. A. [2002], Asymmetry in farm to retail price transmission: evidence from Brazil, *Agribusiness*, 18: 37–48.
- Al-Gudhea S., Kenc T., Dibooglu S. [2007], Do retail gasoline prices rise more readily than they fall? A threshold cointegration approach, *Journal of Economics and Business*, 59: 560–574.
- Bacon R. W. [1991], Rockets and feathers: the asymmetric speed of adjustment of UK retail gasoline prices to cost changes, *Energy Economics*, 13: 211–218.
- Bakucs Z., Falkowski J., Fertő I. [2012], Price transmission in the milk sectors of Poland and Hungary, *Post-Communist Economies*, 24: 419–432.
- Balke N. S., Fomby T. B. [1997], Threshold cointegration, *International Economic Review*, 38, 627–645.
- Bettendorf L., Geest S. A. van der, Varkevisser M. [2003], Price asymmetry in the Dutch retail gasoline market, *Energy Economics*, 25: 669–689.
- Chavas J. P., Mehta A. [2004], Price dynamics in a vertical sector: the case of butter, *American Journal of Agricultural Economics*, 86: 1078–1093.
- Chen L. H., Finney M., Lai K. S. [2005], A threshold cointegration analysis of asymmetric price transmission from crude oil to gasoline prices, *Economics Letters*, 89: 233–239.
- Falkowski J. [2010], Price transmission and market power in a transition context: evidence from the Polish fluid milk sector, *Post-Communist Economies*, 22: 513–529.
- Galeotti M., Lanza A., Manera M. [2003], Rockets and feathers revisited: an international comparison on European gasoline markets, *Energy Economics*, 25: 175–190.
- Gambacorta L., Iannotti S. [2007], Are there asymmetries in the response of bank interest rates monetary shocks?, *Applied Economics*, 39(19): 2503–2517.
- Gizaw D., Myrland Ø., Xie J. [2021], Asymmetric price transmission in a changing food supply chain, *Aquaculture Economics and Management*, 25(1): 89–105, <https://doi.org/10.1080/13657305.2020.1810172>.
- Gosińska E., Leszkiewicz-Kędzior K., Welfe A. [2020], Who is responsible for asymmetric fuel price adjustments? An application of the threshold cointegrated VAR model, *Baltic Journal of Economics*, 20(1): 59–73.
- Gosińska E., Welfe A. [2022], The Cointegrated VAR Model with Deterministic Structural Breaks, *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*, 14: 335–350, <http://dx.doi.org/10.24425/cejeme.2022.142713>.
- Grasso M., Manera M. [2007], Asymmetric Error Correction Models for the Oil-Gasoline Price Relationship, *Energy Policy*, 35: 156–177.
- Griffith G. R., Piggott N. E. [1994], Asymmetry in beef, lamb and pork farm-retail price transmission in Australia, *Agricultural Economics*, 10: 307–316.
- Hansen B. E., Seo B. [2002], Testing for two-regime threshold cointegration in vector error correction models, *Journal of Econometrics*, 110: 293–318.
- Johansen S. [1995], *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, New York.
- Kovanen A. [2011], *Monetary Policy Transmission in Ghana: Does the Interest Rate Channel Work?*, IMF Working Papers No. 11/275.
- Krishnakumar J., Neto D. [2005], *Partial Cointegration*, Working Papers of University of Geneva No. 04, <https://www.researchgate.net/publication/5079360>.
- Kusz D., Kusz B., Hydzik P. [2022], Changes in the Price of Food and Agricultural Raw Materials in Poland in the Context of the European Union Accession, *Sustainability*, 14: 4582, <https://doi.org/10.3390/su14084582>.
- Leszkiewicz-Kędzior K. [2014], *Asymetryczne dostosowania cenowe na rynku paliw w Polsce*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Leszkiewicz-Kędzior K., Welfe A. [2014], Asymmetric price adjustments in the fuel market, *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*, 3: 105–127.
- Liu M., Margaritis D., Tourani-Rad A. [2009], Monetary Policy and Interest Rate Rigidity in China, *Applied Financial Economics*, 19: 647–657.
- Mangwengwende T., Chinzara Z., Nel H. [2011], *Bank concentration and the interest rate pass-through in Sub-Saharan African Countries*, ERS Working Papers No. 233, http://www.econrsa.org/system/files/publications/working_papers/wp233.pdf.

- Miller D.J., Hayenga M.L. [2001], Price cycles and asymmetric price transmission in the US pork market, *American Journal of Agricultural Economics*, 83: 551–562.
- Moenke A., Welfe A. [2022], A Tripolar Model of Gas Price Formation in Germany. Does the Shale Revolution in the US Matter?, *Journal of Economics and Statistics*, 242 (4): 501–520.
- Mohanty S., Peterson E.W., Kruse N.C. [1995], Price asymmetry in the international wheat market, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 43: 355–366.
- Oladunjoye O. [2008], Market structure and price adjustment in the U.S. wholesale gasoline markets, *Energy Economics*, 30: 937–961.
- Perron P. [1989], The Great Crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis, *Econometrica*, 57: 1361–1401.
- Ramsey A., Goodwin B., Hahn W., Holt M., [2021]. Impacts of COVID-19 and Price Transmission in U.S. Meat Markets, *Agricultural Economics*, 52, <https://doi.org/10.1111/agec.12628> 10.1111/agec.12628.
- Rezitis A., Tsionas M. [2019], Modeling asymmetric price transmission in the European food market, *Economic Modelling*, 76: 216–230, <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.08.004>.
- Rudinskaya T., Boskova I. [2021], Asymmetric price transmission and farmers' response in the Czech dairy chain, *Agricultural Economics – Czech*, 67: 163–172.
- Sznajderska A. [2013], On the empirical evidence of asymmetric effects in the Polish interest rate pass-through, *The Journal of Economic Asymmetries*, 10: 78–93.
- Vavra, P., Goodwin B. [2005], *Analysis of Price Transmission Along the Food Chain*, OECD Food, Agriculture and Fisheries Papers No. 3, <http://dx.doi.org/10.1787/752335872456>.
- Xue H., Li C., Wang L. [2021], Spatial Price Dynamics and Asymmetric Price Transmission in Skim Milk Powder International Trade: Evidence from Export Prices for New Zealand and Ireland, *Agriculture*, 11: 860, <https://doi.org/10.3390/agriculture11090860>.

Załącznik

Rysunek Z1. Zmienne wykorzystane w badaniu empirycznym



Źródło: opracowanie własne.