

## Analiza ekonometryczna finansowych szeregów czasowych cen trzody chlewnej chudej i bydła żywego rzeźnego



### Wprowadzenie

Do poniższej analizy zostały wytypowane dwa towarowe (rolno-przemysłowe) instrumenty finansowe notowane na giełdzie NASDAQ jako kontrakty terminowe – trzodę chlewną oraz bydło rzeźne. Ceny odnoszą się do kontraktów terminowych na przyszłą dostawę obu towarów jako wieprzowiny oraz żywego bydła. **Lean Hogs** jako trzoda chlewna jak podaje serwis [www.schwab.com](http://www.schwab.com)<sup>1</sup> wprowadzony został po raz pierwszy w 1966 r. jako kontrakt futures na żywą wieprzowinę. Został zaprojektowany w celu zaoferowania producentom zwierząt gospodarskich sposobu radzenia sobie z ryzykiem rynkowym wynikającym ze zmieniających się czynników podaży i popytu, oprócz ryzyka produkcyjnego, z którym już mieli do czynienia. Od czasu zmiany nazwy na kontrakty terminowe na chudą wieprzowinę w 1997 r., kontrakt ten wciąż otrzymuje nowe i ulepszone specyfikacje, co czyni go jeszcze bardziej opłacalnym narzędziem zabezpieczającym dla producentów i dystrybutorów w całych Stanach Zjednoczonych. Pierwsze dane z NASDAQ dotyczące cen trzody chlewnej jakie udało się znaleźć pochodzą z połowy 2014 roku<sup>2</sup>. Kontrakty **Live Cattle**, czyli żywego bydła, podobnie jak wieprzowina tak samo zostały wprowadzone jako kontrakty futures w latach 60<sup>3</sup>. Kontrakty reprezentują dostawę dorosłego bydła, które jest gotowe do sprzedaży przetwórcom mięsa, po osiągnięciu wagi od około 1200 do 1400 funtów. Wprowadzenie kontraktów futures na żywe bydło w 1964 r. było innowacyjnym posunięciem, ponieważ w tamtym czasie kontrakty futures były przedmiotem obrotu wyłącznie towarami nadającymi się do przechowywania, takimi jak zboże. Od tego czasu kontrakt futures na żywe bydło przeszedł znaczące zmiany, a każda z tych zmian zwiększyła przydatność kontraktu w programach zarządzania ryzykiem. Pierwsze dane z NASDAQ dotyczące cen trzody chlewnej jakie udało się znaleźć pochodzą z połowy 2014 roku<sup>4</sup>. Powyższe instrumenty finansowe zostały poddane analizie w odniesieniu do indeksu **PFOODINDEXM** – „Global Food Price Index” - czyli wskaźnika śledzącego zmiany cen koszyka kluczowych artykułów spożywczych na skalę światową. Indeks dostarcza informacji na temat ogólnego kierunku cen żywności na światowym rynku i jest istotny do oceny bezpieczeństwa żywnościowego, presji inflacyjnej oraz stabilności ekonomicznej.

<sup>1</sup> <https://www.schwab.com/futures/lean-hog> stan na 09.01.2024

<sup>2</sup> <https://www.nasdaq.com/market-activity/commodities/he/historical> stan na 09.01.2024

<sup>3</sup> <https://www.schwab.com/futures/live-cattle> stan na 09.01.2024

<sup>4</sup> <https://www.nasdaq.com/market-activity/commodities/le/historical> stan na 09.01.2024

## 1. Przedstawienie i interpretacja danych dla szeregów dziennych oraz miesięcznych cen wraz ze stopami zwrotu

Wszystkie poniższe dzienne notowania odnoszą się do zakresu czasu od 15 marca 2019 roku do 11 lutego 2021 roku i dotyczą dni roboczych poniedziałek – piątek, natomiast comiesięczne z ostatniego dnia miesiąca począwszy od lutego 2016, kończąc na grudniu 2023 oraz pochodzą z notowań amerykańskiej giełdy NASDAQ oraz zasobów Federal Reserve Economic Data.

### 1.1. Dzielne notowania cen tuczników

Tabela 1. Statystyki opisowe, dla obserwacji z próby 2019-03-15 - 2021-02-11 dla zmiennej LH (500 prawidłowych obserwacji)

Średnia	Mediana	Minimalna	Maksymalna
65,875	65,810	37,330	92,380
Odch.stand.	Wsp. zmienności	Skośność	Kurtoza
11,013	0,16718	0,025071	-0,14079



Rysunek 1 Wykre szeregu czasowego dla dziennych obserwacji cen tuczników

Dla dziennych notowań cen wieprzowiny zakres między minimalną (37,330) a maksymalną (92,380) wartością wskazuje na istnienie znaczącej różnorodności w danych. Istnieją obserwacje zarówno bliskie minimalnej, jak i maksymalnej wartości. Odchylenie standardowe (11,013) oznacza, że większość danych skupia się wokół średniej, ale istnieje pewna rozproszenie. Współczynnik zmienności (0,16718) wskazuje na umiarkowaną względną zmienność w danych. To może sugerować, że dane nie są zbyt skoncentrowane wokół średniej, ale jednocześnie nie są także zbyt rozproszone. Bliska zeru wartość skośności (0,025071) sugeruje, że rozkład danych jest względnie symetryczny. Wartość kurtozy (-0,14079) sugeruje, że rozkład jest lekko płaski w porównaniu do rozkładu normalnego. Oznacza to, że dane mają mniej "ogonów" niż rozkład normalny.

## 1.2. Dienne notowania logarytmicznych stóp zwrotu cen tuczników

Tabela 2. Statystyki opisowe, dla obserwacji z próby 2019-03-15 - 2021-02-11 dla zmiennej `ld_LH` (499 prawidłowych obserwacji)

Średnia	Mediana	Minimalna	Maksymalna
0,00014683	0,00000	-0,20011	0,15347
Odch.stand.	Wsp. zmienności	Skośność	Kurtoza
0,032575	221,86	-0,58372	9,3634



Rysunek 2 Wykres szeregu czasowego dla dziennych obserwacji logarytmicznych stóp zwrotu tuczników

Wartości statystyk opisowych logarytmicznych stóp zwrotu cen trzody chlewnej wskazują odchylenie standardowe (0,032575) wskazuje na umiarkowane odchylenie w danych. To sugeruje, że większość danych skupia się wokół średniej, ale istnieje pewne rozproszenie. Wartość skośności (-0,58372) wskazuje, że dane są lekko przesunięte w stronę wartości mniejszych niż średnia. To może sugerować pewne asymetrie w danych, ale przesunięcie nie jest bardzo duże. Wysoka kurtoza (9,3634) potwierdza, że rozkład może zawierać skrajne obserwacje, co jest charakterystyczne dla stóp zwrotu w finansach. To może oznaczać występowanie dużych ruchów cenowych. Z racji również na charakter stóp zwrotu tak też tutaj możemy zauważyć wysokie fluktuacje i związany z tym wysoki współczynnik zmienności na poziomie 221,86.

### 1.3. Dienne notowania cen bydła

Tabela 3. Statystyki opisowe, dla obserwacji z próby 2019-03-15 - 2021-02-11 dla zmiennej LC (500 prawidłowych obserwacji)

Średnia	Mediana	Minimalna	Maksymalna
109,22	108,51	83,825	129,90
Odch. stand.	Wsp. zmienności	Skośność	Kurtoza
9,9836	0,091406	0,033538	-0,44506

Umieszczenie odchylenia standardowego na poziomie 9,9836 wskazuje, że notowania cen bydła mogą wykazywać umiarkowaną zmienność. Współczynnik zmienności (0,091406) jest umiarkowanie niski, co sugeruje, że zmienność cen nie jest nadmiernie wysoka w porównaniu do średniej. Skośność bliska zeru (0,033538) sugeruje, że rozkład jest



Rysunek 3 Wykres szeregu czasowego dla dziennych obserwacji cen bydła

stosunkowo symetryczny. Ujemna kurtoza (-0,44506) wskazuje na lekko płaski rozkład, co oznacza to, że ceny mają mniej "szpiczastości" niż rozkład normalny. To może sugerować, że ekstremalne ruchy cenowe są mniej prawdopodobne, ale jednocześnie może występować większa liczba umiarkowanych zmian cen.

### Dzienne notowania logarytmicznych stóp zwrotu cen bydła

Tabela 4. Statystyki opisowe, dla obserwacji z próby 2019-03-15 - 2021-02-11 dla zmiennej  $ld\_LC$  (500 prawidłowych obserwacji)

Średnia	Mediana	Minimalna	Maksymalna
-0,00022612	0,00024441	-0,083162	0,067933
Odch.stand.	Wsp. zmienności	Skośność	Kurtoza
0,014881	65,811	-0,24359	5,4552



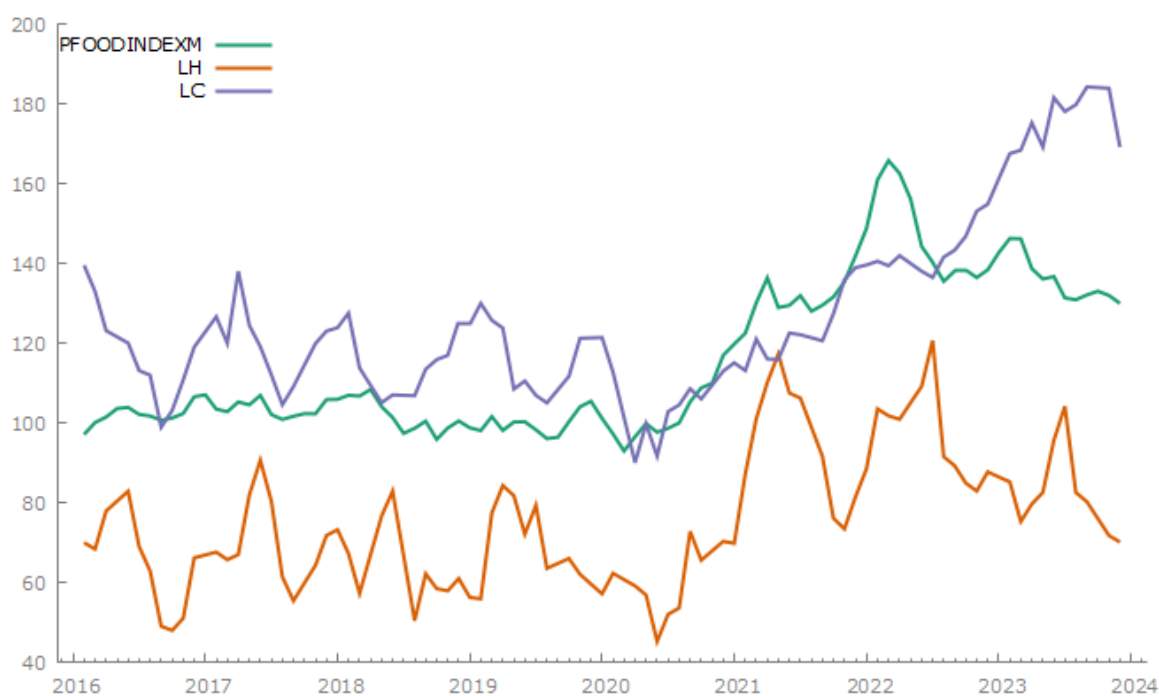
Rysunek 4 Wykres szeregu czasowego dla dziennych obserwacji logarytmicznych stóp zwrotu cen bydła

Wysoki współczynnik zmienności (65,811) wskazuje na znaczną zmienność względną. To oznacza, że zmienność cen bydlą w stosunku do średniej jest relatywnie wysoka. Skośność ujemna (-0,24359) sugeruje, że rozkład logarytmicznych stóp zwrotu może być nieco przesunięty w stronę wartości ujemnych. Wysoka kurtoza (5,4552) wskazuje, że rozkład ma wydłużone "ogony" w porównaniu do rozkładu normalnego.

#### 1.4. Comiesięczne notowania cen obydwu instrumentów i wskazania wybranego indeksu

Tabela 6. Statystyki opisowe, dla obserwacji z próby 2016:02 - 2023:12

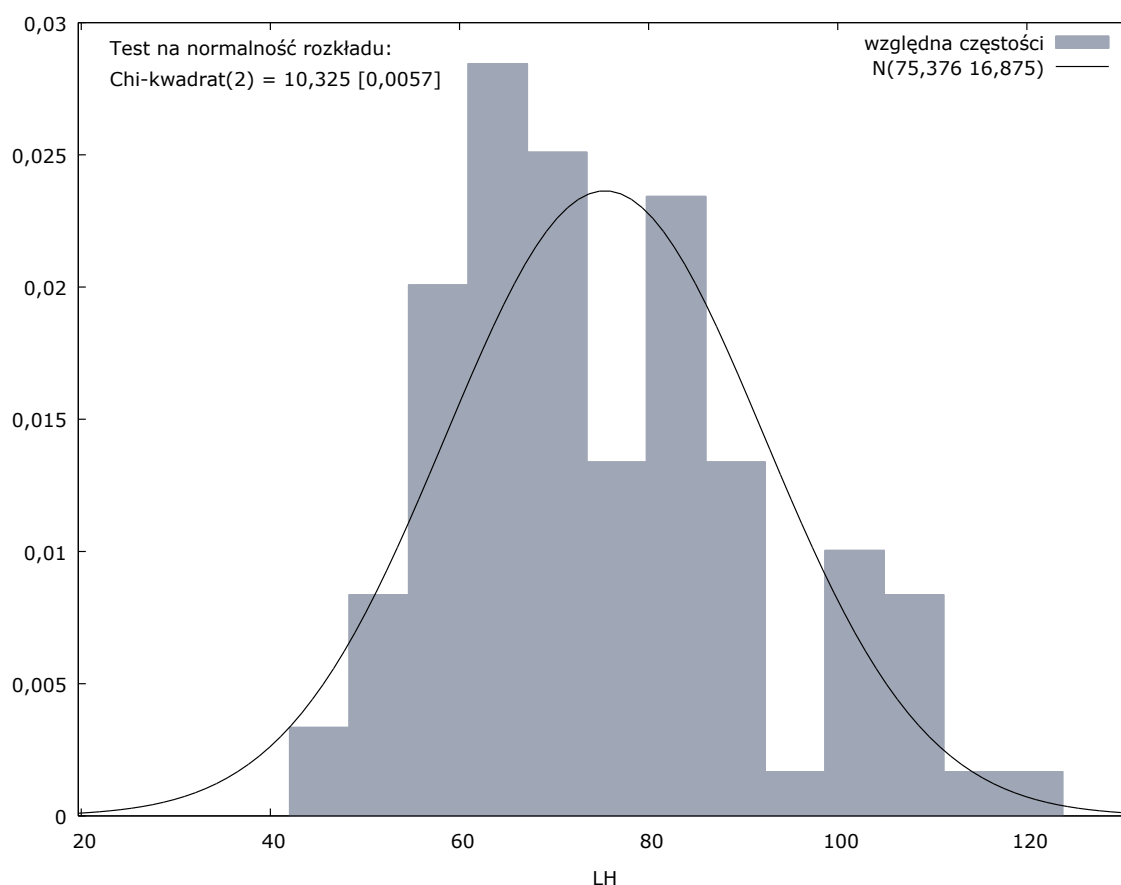
Zmienna	Średnia	Mediana	Minimalna	Maksymalna
PFOODINDEXM	115,56	105,40	92,930	165,75
LH	75,376	72,100	45,170	120,65
LC	126,78	121,29	90,000	184,20
Zmienna	Odch.stand.	Wsp. zmienności	Skośność	Kurtoza
PFOODINDEXM	18,998	0,16440	0,80843	-0,59598
LH	16,875	0,22388	0,59797	-0,22852
LC	22,648	0,17863	1,0966	0,48172



Rysunek 5 Zbiórny wykres cen indeksu i obu instrumentów

U wszystkich trzech instrumentów możemy zauważyć że średnia cen jest nieco wyższa od mediany co może sugerować asymetrię w rozkładzie cen, również współczynnik zmienności sugeruje umiarkowaną zależność w stosunku do średniej ceny. Dodatnia skośność wskazuje na przewagę wartości większych niż średnia co może sugerować że generalnie ceny tych instrumentów raczej wzrastają niż maleją. Warto tutaj jednak zwrócić uwagę na fakt, że Globalny Indeks Cen Żywności (PFOODINDEXM) obejmuje różne kategorie żywności, podczas gdy notowania cen trzody chlewnej (LH) i wołów (LC) koncentrują się na produktach mięsnych. Różnice w ich zachowaniu mogą być wynikiem specyfiki poszczególnych sektorów rynkowych. Nie mniej jednak obserwując wykresy można zauważyć pewne wspólne tendencje jak oraz podobieństwa, jak fakt że ogólne kształty wykresów cen mięs do kwietnia 2021 roku są naprawdę bardzo podobne. Również moment spadku w okolicach marca-maja 2020 i potem gwałtowny wzrost również jest wspólny dla wszystkich trzech instrumentów.

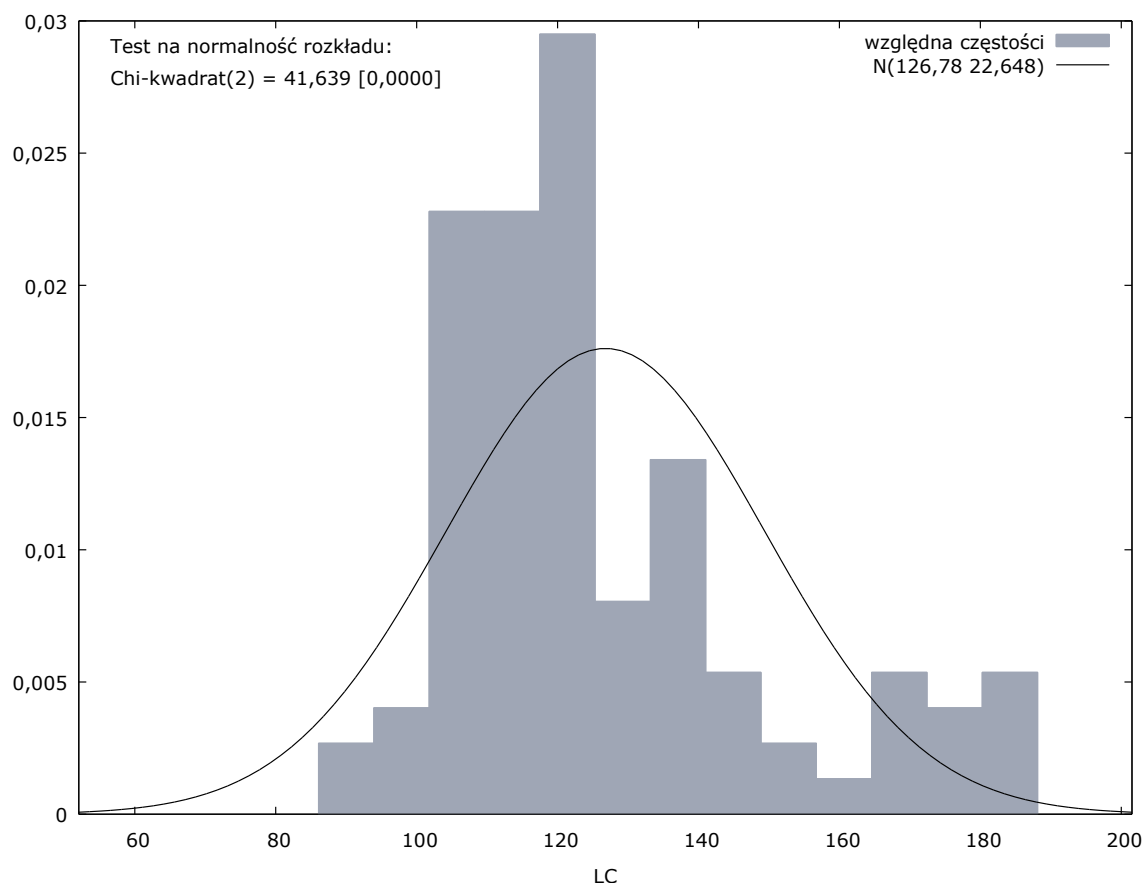
### Rozkłady częstości:



Rysunek 6 Rozkład częstości obserwacji cen trzody chlewnej na tle rozkładu normalnego

Na podstawie powyższej analizy cen trzody chlewnej (LH) można zauważyć, że większość obserwacji koncentruje się w przedziałach cenowych od 54,605 do 104,93. Obszary te obejmują 92,63% wszystkich danych, co sugeruje pewną stabilność cen w analizowanym okresie. Analiza skumulowanej częstości wskazuje, że mediana cen znajduje

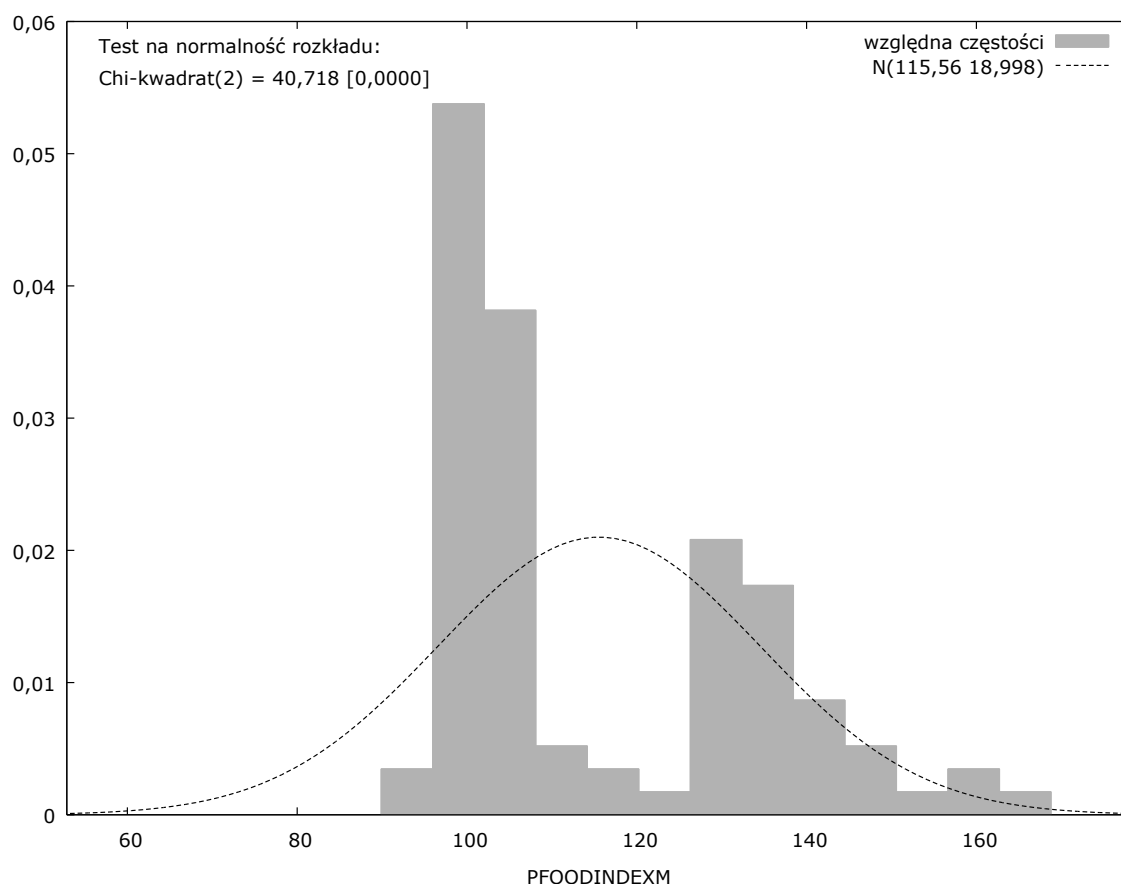
się w przedziale od 67,185 do 73,475, co stanowi 53,68% wszystkich obserwacji. Zauważamy również pewną asymetrię w rozkładzie cen, skoncentrowaną w kierunku wyższych wartości, co potwierdza dodatnia skośność wynosząca 0,59797. Test Doornika-Hansena, oparty na transformowanej skośności i kurtozie, dostarcza statystyki testowej Chi-kwadrat(2) = 10,325, a wartość p wynosi 0,00573. Odrzucenie hipotezy zerowej sugeruje, że dystrybucja empiryczna różni się od rozkładu normalnego. Niska wartość p, równa 0,00573, dodatkowo podkreśla potencjalne odstępstwo od normalności.



Rysunek 7 Rozkład częstości obserwacji cen wołów na tle rozkładu normalnego

Obserwacje cen wołów (LC) koncentrują się w przedziałach od 109,62 do 164,57, co obejmuje 95,79% wszystkich danych. Sugeruje to pewną stabilność cen w analizowanym okresie. Mediana cen, mieszcząca się w przedziale od 117,47 do 125,32, stanowi 64,21% wszystkich obserwacji. Jest to obszar centralny, co potwierdza stabilność cen. Pozytywna skośność wynosząca 0,58148 wskazuje na przewagę wartości wyższych niż średnia, co może oznaczać skłonność do wyższych cen. Test ten oparty na transformowanej skośności i kurtozie daje statystykę testową Chi-kwadrat(2) = 41,639, a wartość p wynosi 0,00000. Odrzucenie hipotezy zerowej sugeruje, że dystrybucja empiryczna różni się od rozkładu normalnego, a bardzo niska wartość p dodatkowo podkreśla istotność tego odstępstwa od normalności.





Rysunek 8 Rozkład częstości obserwacji cen wybranego indeksu żywności na tle rozkładu normalnego

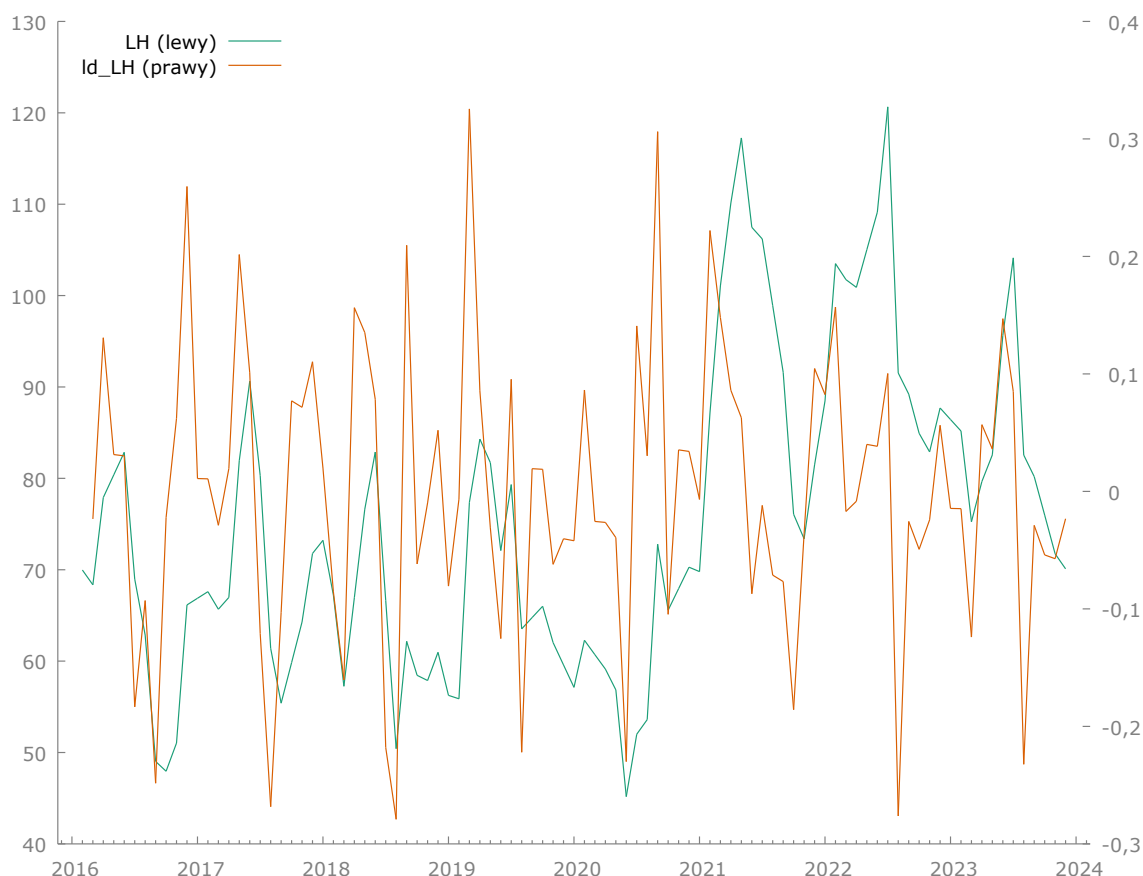
Najwięcej obserwacji koncentruje się w przedziałach od 95,964 do 114,17, co obejmuje 61,05% wszystkich danych. Wartości te sugerują pewną stabilność cen w analizowanym okresie. Dodatnia skośność wynosząca 0,30132 wskazuje na pewną asymetrię w kierunku wyższych wartości, co może oznaczać skłonność do wyższych cen, można to zauważyć w przedziale 130-150. Test ten oparty na transformowanej skośności i kurtozie daje statystykę testową Chi-kwadrat(2) = 40,718, a wartość p wynosi 0. Odrzucenie hipotezy zerowej sugeruje, że dystrybucja empiryczna różni się od rozkładu normalnego, a wartość potwierdza znaczące odstępstwo od normalności, co może wynikać ze specyfiki rynków globalnych oraz zmienności cen żywności.

### 1.5. Comiesięczne notowania logarytmicznych stóp zwrotu cen obydwu instrumentów i wybranego indeksu

Tabela 7. Statystyki opisowe, dla obserwacji z próby 2016:02 - 2023:12

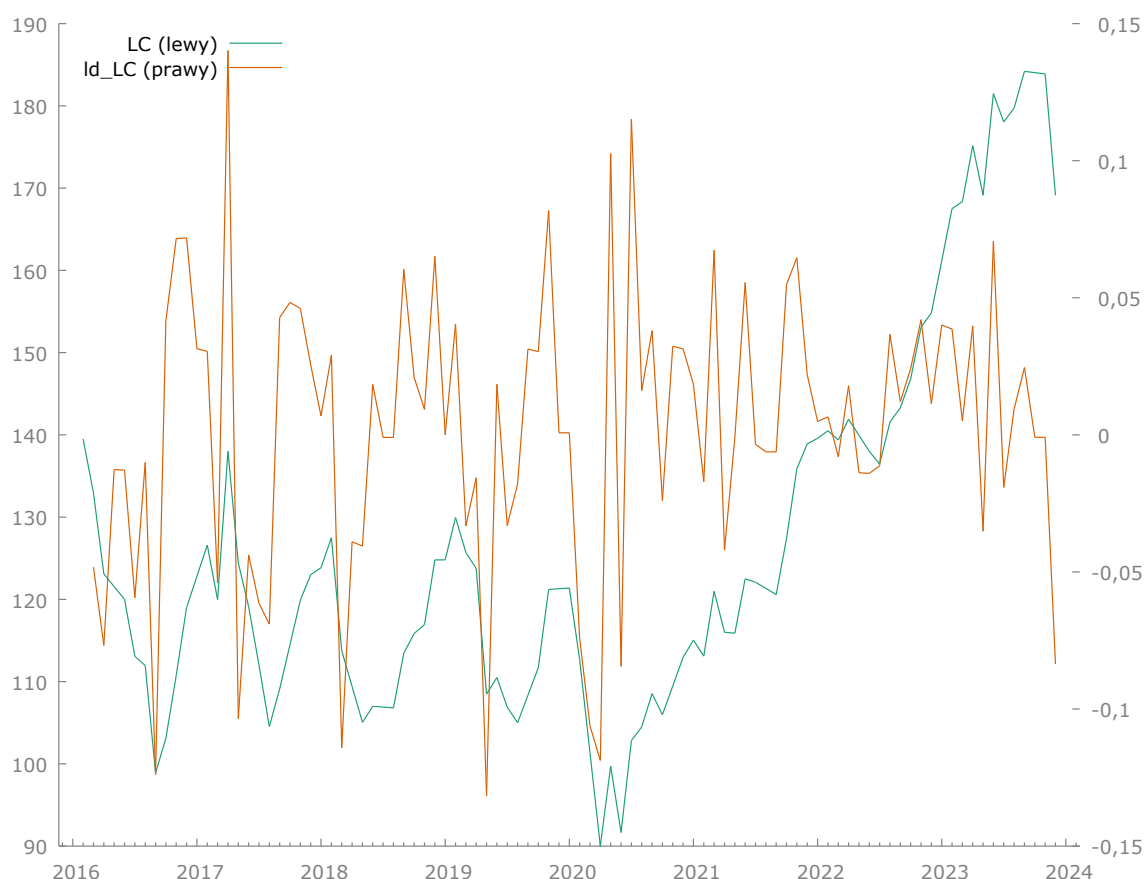
Zmienna	Średnia	Mediana	Minimalna	Maksymalna
ld_PFOODINDEXM	0,0031031	0,0059127	-0,079221	0,079028
ld_LH	1,9747e-005	-0,0076211	-0,27907	0,32552
ld_LC	0,0020490	0,0058157	-0,13170	0,14018
Zmienna	Odch.stand.	Wsp. zmienności	Skośność	Kurtoza
ld_PFOODINDEXM	0,029725	9,5792	-0,19357	-0,16088
ld_LH	0,12299	6228,3	-0,064806	0,33701
ld_LC	0,052474	25,610	-0,39390	0,37389

Wskaźniki zmienności dla wszystkich trzech zmiennych są stosunkowo wysokie. Oznacza to, że zmienność cen w stosunku do średniej jest znacząca, co może być charakterystyczne. Wskaźniki skośności dla wszystkich trzech zmiennych są bliskie zeru, sugerując symetryczność rozkładu. Zarówno Globalny Indeks Cen Żywności, jak i logarytmiczne stopy zwrotu cen trzody chlewnej i wołów wykazują znaczne fluktuacje, co potwierdzają ich minimalne i maksymalne wartości co jest naturalne na rynku papierów wartościowych. Globalny Indeks Cen Żywności wykazuje bardzo niską średnią logarytmiczną stopę zwrotu w porównaniu do cen trzody chlewnej i wołów, które mają średnie bliskie zeru. To sugeruje, że ogólnie indeks cen żywności rozwijał się stabilniej w analizowanym okresie. Współczynnik zmienności dla logarytmicznych stóp zwrotu cen trzody chlewnej jest znacznie wyższy niż dla Globalnego Indeksu Cen Żywności i cen wołów. Oznacza to, że zmienność cen trzody chlewnej była proporcjonalnie wyższa w stosunku do ich średnich wartości. Ceny wieprzy wydają się być bardziej podatne na skrajne ruchy cenowe niż ceny wołów i globalny indeks cen żywności.



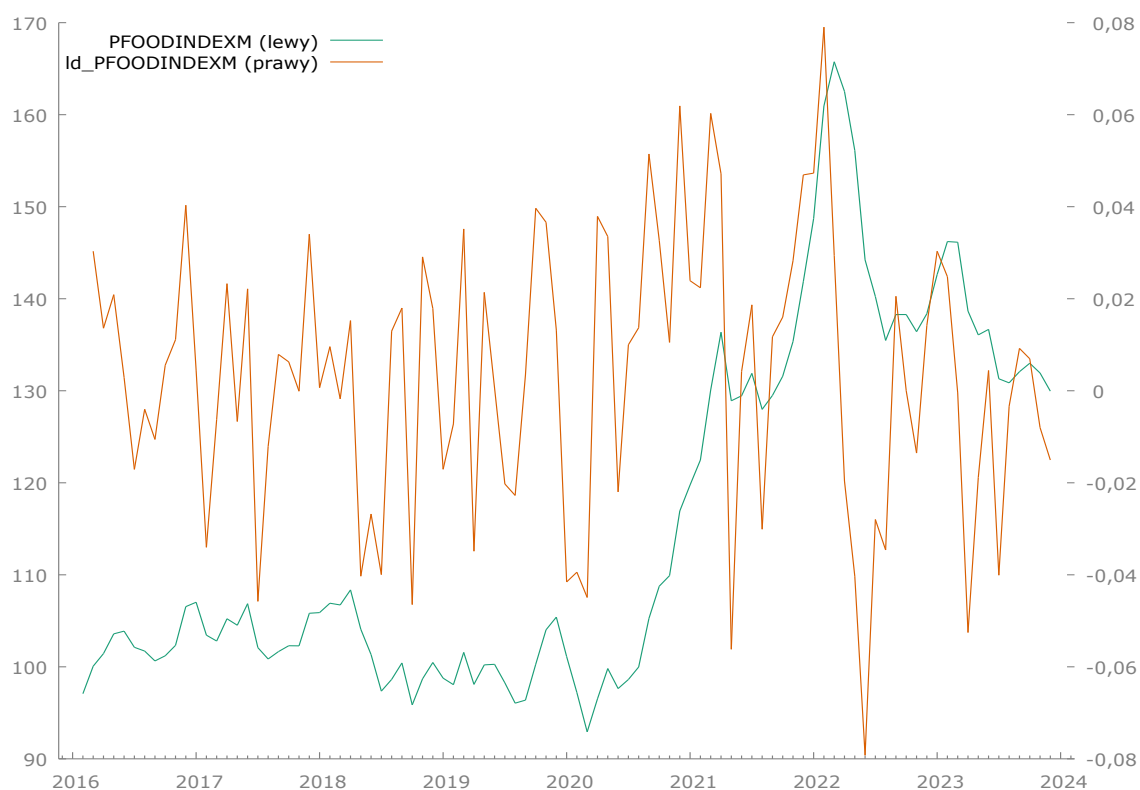
Rysunek 9 Miesięczne notowania cen oraz logarytmicznych stóp zwrotu cen wieprzowiny

Cena trzody chlewnej wykazuje pewne fluktuacje w czasie. W latach 2016-2017 obserwujemy zmienność cen, a następnie mamy okres spadków w 2018 roku. Później, w latach 2019-2021, ceny ponownie rosną, po czym w 2022 roku występują pewne niestabilności, a cena znowu rośnie. W 2020 roku logarytmiczne stopy zwrotu wykazują nieregularne ruchy, prawdopodobnie będące reakcją na zdarzenia rynkowe, takie jak pandemia COVID-19. Po okresie niestabilności w 2020 roku logarytmiczne stopy zwrotu zdają się wykazywać pewną stabilizację w późniejszych latach, co również potwierdza wykres cen.



Rysunek 10 Miesięczne notowania cen oraz logarytmicznych stóp zwrotu cen wołów

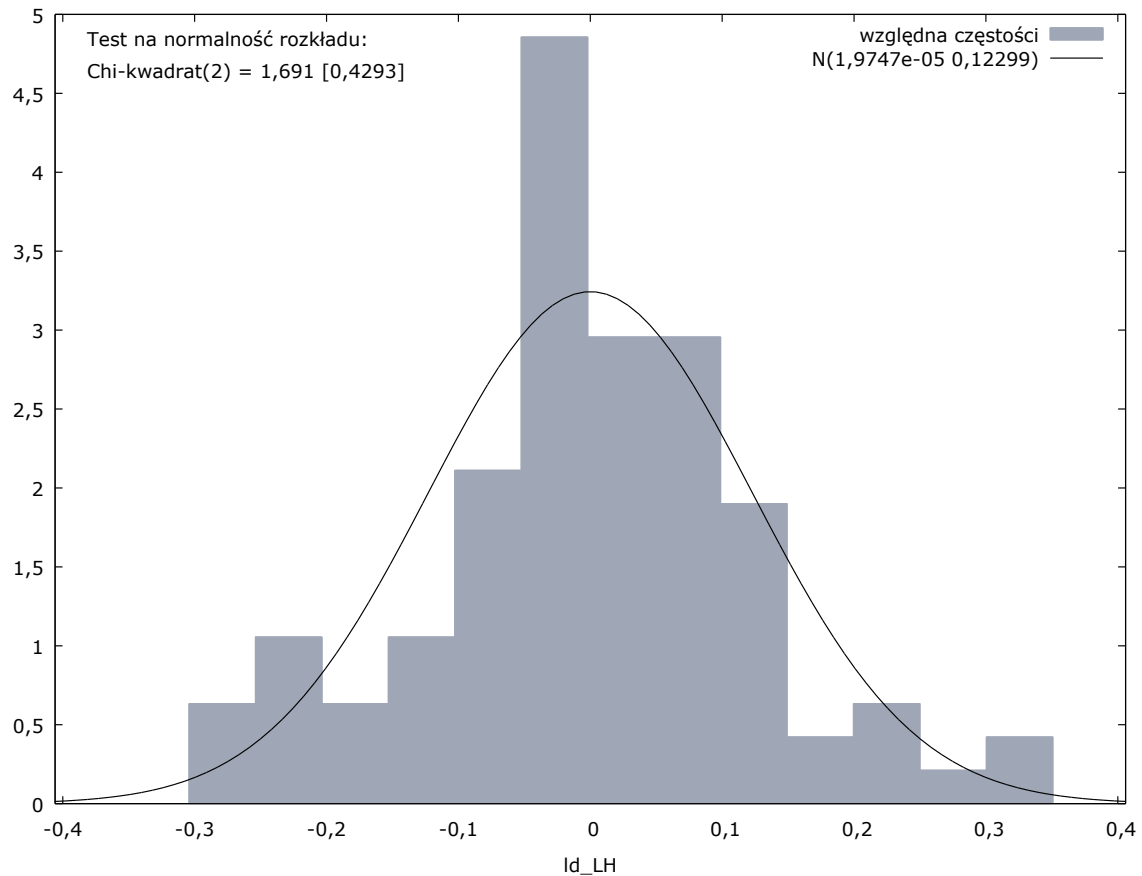
Ceny żywych wołów również wykazują pewne zmienności w czasie, ale ogólny trend wydaje się być wzrostowy, zwłaszcza po okresie spadków w 2018 roku. W latach 2019-2022 obserwujemy stosunkowo stabilny wzrost cen wołów. Jednak warto zauważyć, że w 2023 roku ponownie występuje pewna niestabilność. Wartości dodatnie logarytmicznych stóp zwrotu oznaczają wzrost cen, podczas gdy wartości ujemne oznaczają spadek cen. Logarytmiczne stopy zwrotu reagują na zmiany cen wołów, a ich wartości odzwierciedlają kierunek tych zmian. W 2017 roku obserwujemy wyraźny wzrost cen, co jest potwierdzone dodatnimi wartościami logarytmicznych stóp zwrotu. Po okresie niestabilności w 2018 roku logarytmiczne stopy zwrotu zdają się wykazywać pewną stabilizację w późniejszych latach.



*Rysunek 11 Miesięczne notowania cen oraz logarytmicznych stóp zwrotu cen indeksu żywności*

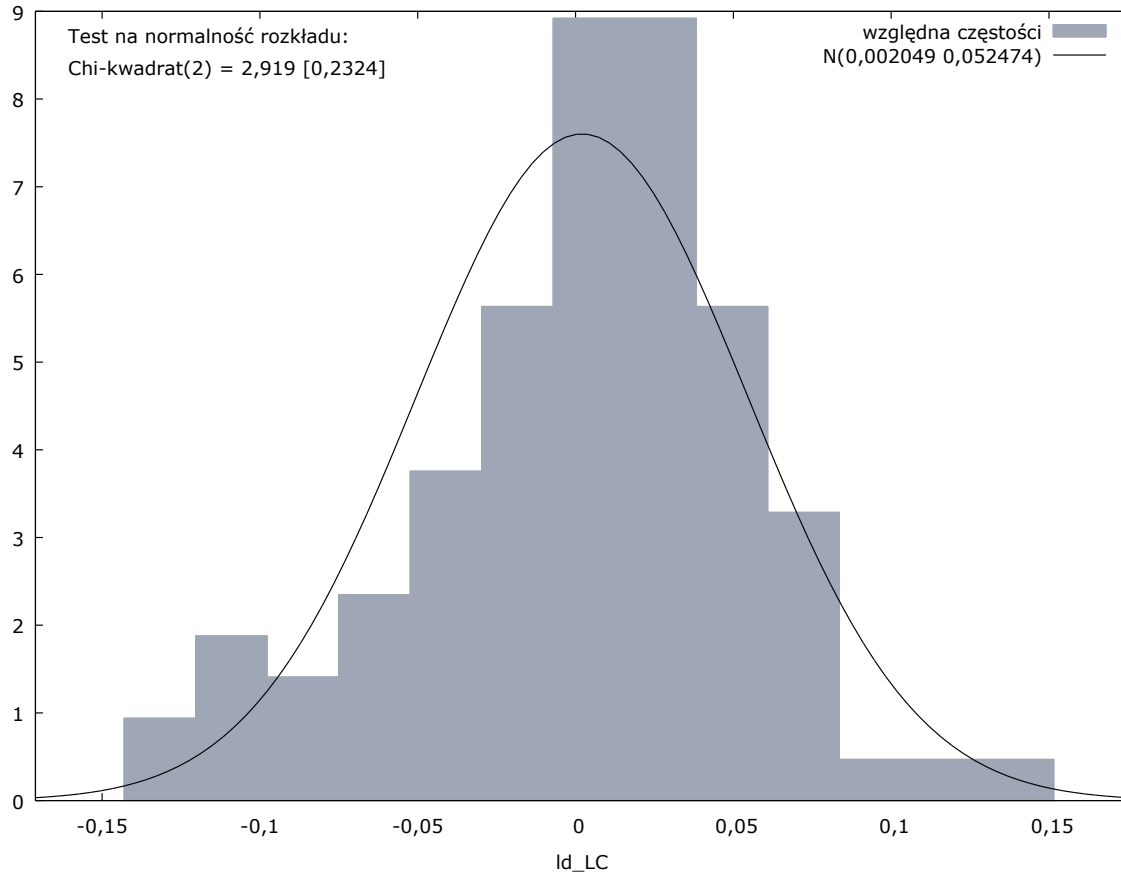
Indeks PFOODINDEXM wykazuje ogólny trend wzrostowy w okresie analizy, ze sporadycznymi okresami spadków. Ceny wahały się w pewnym zakresie, ale ogólnie rzecz biorąc, indeks utrzymuje się na poziomie wyższym niż na początku analizowanego okresu. W 2021 roku indeks wykazywał wyraźny wzrost, co jest potwierdzone dodatnimi wartościami logarytmicznych stóp zwrotu, w 2022 roku natomiast obserwujemy okres spadków, co jest odzwierciedlone ujemnymi wartościami logarytmicznych stóp zwrotu.

### Rozkłady częstości:



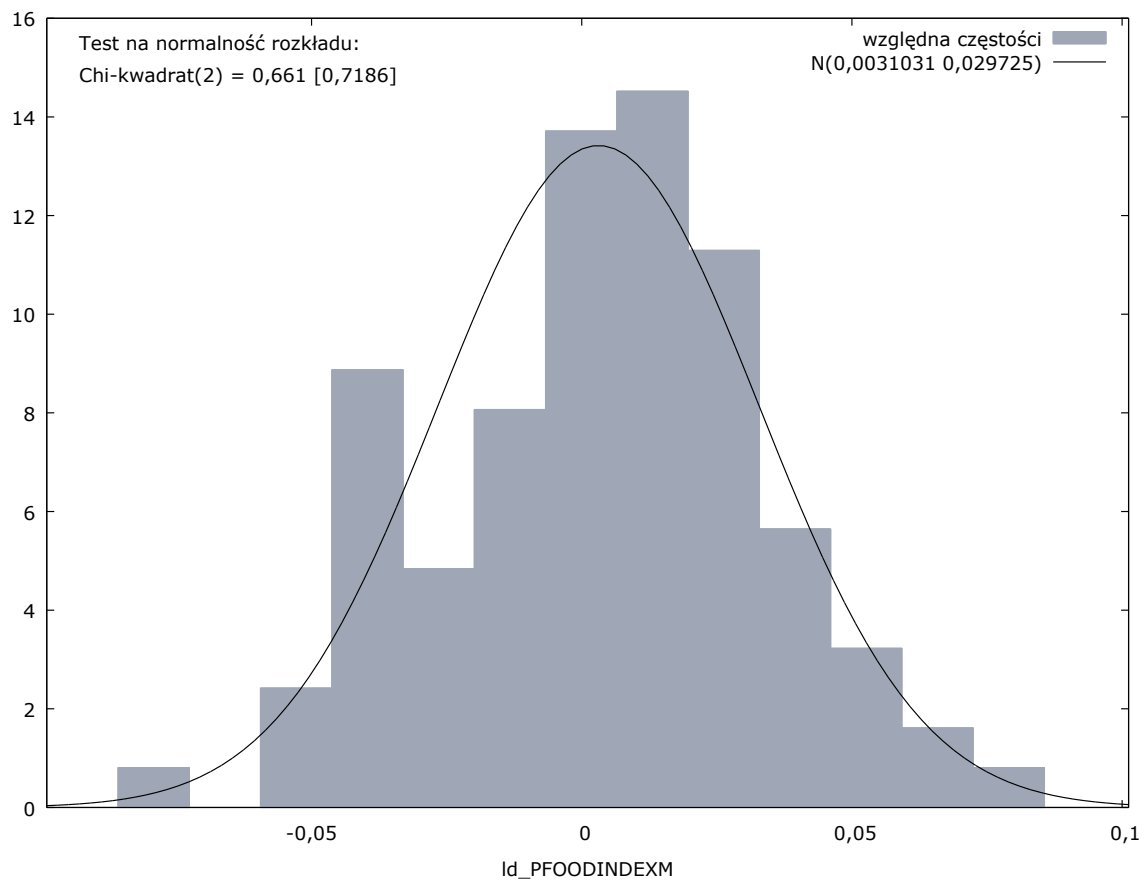
Rysunek 12 Rozkład częstości obserwacji logarytmicznych stóp zwrotu cen wieprzowiny na tle rozkładu normalnego

Najwięcej obserwacji skumulowano w przedziale od -0,052346 do -0,0019639, obejmującym około 52,13% wszystkich obserwacji. Wartości logarytmicznych stóp zwrotu w tym zakresie wskazują na okresy, w których aktywa miały tendencję do osiągnięcia umiarkowanie ujemnych zwrotów.



Rysunek 13 Rozkład częstości obserwacji logarytmicznych stóp zwrotu cen wołów na tle rozkładu normalnego

Jeżeli chodzi o logarytmiczne stopy zwrotu cen żywych wołów, najwięcej obserwacji skumulowano w przedziale od 0,015569 do 0,038225, obejmującym około 76,60% wszystkich obserwacji. Wskazuje to że dominowały okresy, w których aktywa miały tendencję do osiągnięcia umiarkowanie dodatnich zwrotów.



Rysunek 14 Rozkład częstości obserwacji logarytmicznych stóp zwrotu cen indeksu żywności na tle rozkładu normalnego

W analizie Global Food Price Index najwięcej obserwacji skupiono w przedziale od -0,0066900 do 0,0064974, gdzie skumulowano 51,06% wszystkich obserwacji. Skumulowana liczba obserwacji jest stosunkowo równomiernie rozłożona w różnych przedziałach.



## 2. Stopień integracji stóp zwrotu przy wykorzystaniu testu ADF

Hipoteza zerowa: Szereg czasowy ma jednostkowy pierwiastek, co oznacza, że jest niestacjonarny.

Hipoteza alternatywna: Szereg czasowy nie ma jednostkowego pierwiastka, co oznacza, że jest stacjonarny.

Rozszerzony test Dickeya-Fullera dla procesu LH

Hipoteza zerowa: występuje pierwiastek jednostkowy  $a = 1$ ; proces  $I(1)$

```
test z wyrazem wolnym (const)
dla opóznienia rzędu 12 procesu (1-L)LH
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estymowana wartość (a-1) wynosi: -0,119819
Statystyka testu: tau_c(1) = -1,67749
```

**asymptotyczna wartość  $p = 0,4428 > 0,05$**

Autokorelacja reszt rzędu pierwszego: 0,038  
opóźnione różnice:  $F(12, 68) = 2,365 [0,0131]$

```
z wyrazem wolnym i trendem liniowym
dla opóznienia rzędu 12 procesu (1-L)LH
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
estymowana wartość (a-1) wynosi: -0,23507
Statystyka testu: tau_ct(1) = -2,11161
```

**asymptotyczna wartość  $p = 0,5387 > 0,05$**

Autokorelacja reszt rzędu pierwszego: 0,034  
opóźnione różnice:  $F(12, 67) = 2,403 [0,0119]$

Rozszerzony test Dickeya-Fullera dla procesu LC

Hipoteza zerowa: występuje pierwiastek jednostkowy  $a = 1$ ; proces  $I(1)$

```
test z wyrazem wolnym (const)
dla opóznienia rzędu 4 procesu (1-L)LC
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estymowana wartość (a-1) wynosi: -0,0209288
Statystyka testu: tau_c(1) = -0,622994
```

**asymptotyczna wartość  $p = 0,8633 > 0,05$**

Autokorelacja reszt rzędu pierwszego: -0,012  
opóźnione różnice:  $F(4, 84) = 2,739 [0,0339]$

```
z wyrazem wolnym i trendem liniowym
dla opóznienia rzędu 2 procesu (1-L)LC
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
estymowana wartość (a-1) wynosi: -0,0928114
Statystyka testu: tau_ct(1) = -2,4024
```

**asymptotyczna wartość  $p = 0,3782 > 0,05$**

Autokorelacja reszt rzędu pierwszego: 0,027  
opóźnione różnice:  $F(2, 87) = 3,849 [0,0250]$

W obu przypadkach asymptotyczna wartość  $p$  zarówno dla testu z wyrazem wolnym jak i wyrazem wolnym i trendem liniowym jest wyższa niż zakładany poziom istotności równy 0,05 co pozwala nam przyjąć hipotezę zerową mówiącą o niestacjonarności. Sprawdźmy zatem stopy zwrotu.

## 2.1. Comiesięczne notowania logarytmicznych stóp zwrotu cen tuczników, krów oraz indeksu PFOODINDEXM

Rozszerzony test Dickeya-Fullera dla procesów  $ld\_PFOODINDEXM$ ,  $ld\_LH$ ,  $ld\_LC$  testowano istotność opóźnienia od rzędu 12, dla kryterium AIC  
Hipoteza zerowa: występuje pierwiastek jednostkowy  $a = 1$ ; proces  $I(1)$

Tabela 8. Wyniki statystyczne logarytmicznych stóp zwrotu wszystkich instrumentów

Zmienna	constant		Constant, z trendem liniowym	
	Statystyka tau	Wartość p	Statystyka tau	Wartość p
$ld\_PFOODINDEXM$	-6,98908	3,542e-10	-6,95034	3,459e-09
$ld\_LeanHogs$	-5,78007	3,977e-07	-5,75166	4,518e-06
$ld\_LiveCattle$	-6,26435	2,699e-08	-6,48912	6,551e-08

Testy dla logarytmicznych stóp zwrotu cen trzody chlewnej, żywych krów oraz wybranego indeksu wykazały, że we wszystkich przypadkach zarówno w modelach bez trendu, jak i w modelu z trendem liniowym, istnieje silne wsparcie dla hipotezy stacjonarności (proces  $I(0)$ ). W każdym z trzech przypadków wartość p była bardzo niska (3,542e-10, 3,459e-09 oraz 3,977e-07, 4,518e-06 oraz 2,699e-08, 6,551e-08), co pozwala odrzucić hipotezę o istnieniu pierwiastka jednostkowego  $a = 1$ . Możemy zatem wnioskować że istnieją silne dowody na stacjonarność szeregu czasowego oraz że są zintegrowane w stopniu zerowym.

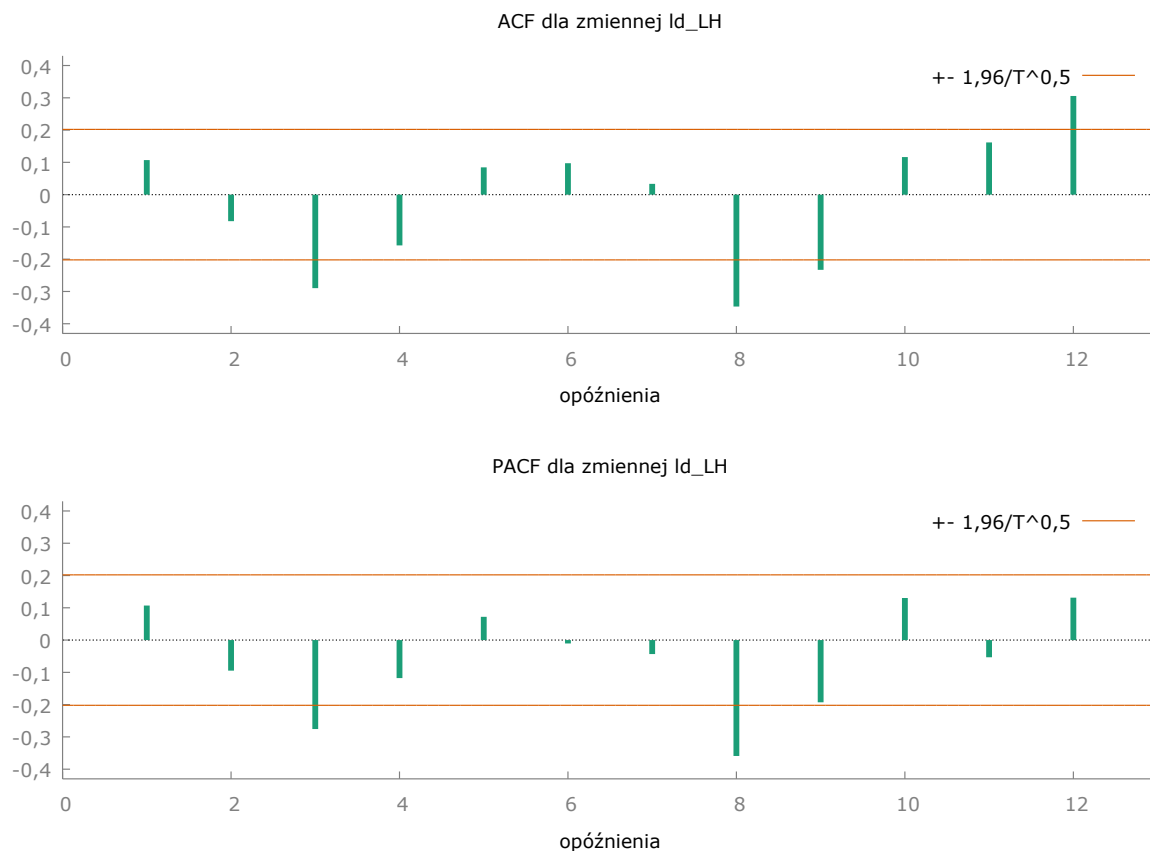
## Autokorelacja

### $ld\_LH$

Funkcja autokorelacji (ACF) i autokorelacji cząstkowej (PACF), test autokorelacji Ljunga-Boxa (Q) dla procesu:  $ld\_LH$

\*\*\*, \*\*, \* oznacza istotność przy poziomach: 1%, 5%, 10%,  
z wykorzystaniem błędu standardowego  $1/T^{0,5}$

Opóźnienia	ACF	PACF	Ljung-Box Q [wartość p]
1	0,1069	0,1069	1,1097 [0,292]
2	-0,0822	-0,0947	1,7725 [0,412]
3	-0,2898 ***	-0,2756 ***	10,1004 [0,018]
4	-0,1573	-0,1177	12,5801 [0,014]
5	0,0845	0,0720	13,3044 [0,021]
6	0,0973	-0,0105	14,2755 [0,027]
7	0,0334	-0,0434	14,3909 [0,045]
8	-0,3468 ***	-0,3591 ***	27,0099 [0,001]
9	-0,2330 **	-0,1928 *	32,7712 [0,000]
10	0,1163	0,1303	34,2254 [0,000]
11	0,1618	-0,0533	37,0732 [0,000]
12	0,3057 ***	0,1314	47,3575 [0,000]



Rysunek 15 Wykresy słupkowe wyników analizy ACF i PACF dla logarytmicznych stóp zwrotu cen trzody chlewnej

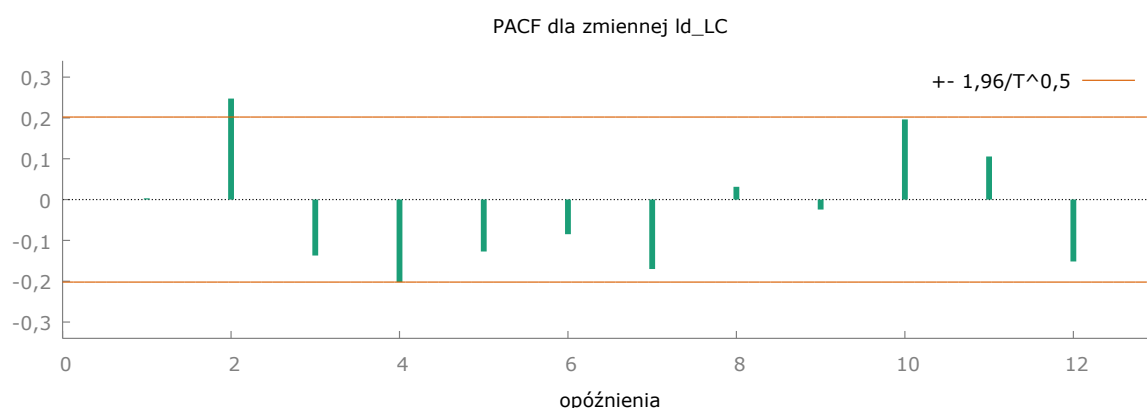
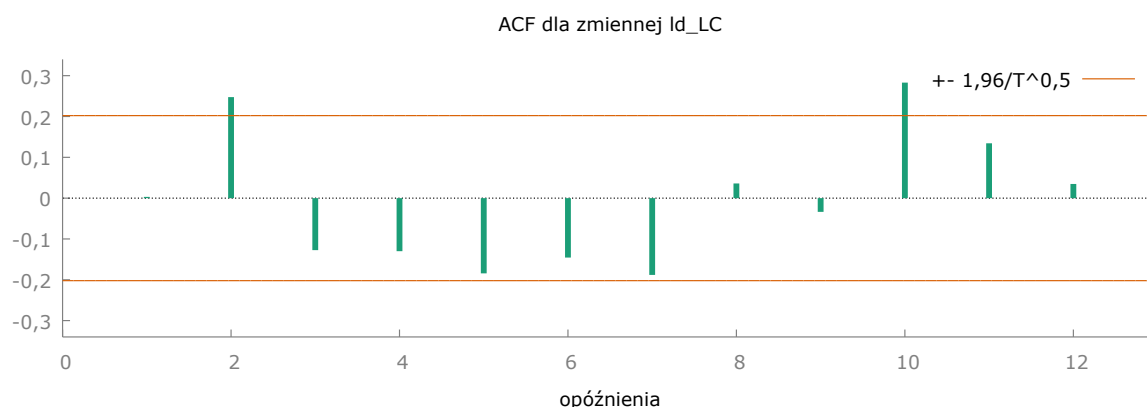
Analiza funkcji autokorelacji (ACF) i autokorelacji cząstkowej (PACF) dla logarytmicznych stóp zwrotu wieprzy wskazuje na występowanie istotnych autokorelacji na różnych opóźnieniach. Opóźnienie 3 oraz opóźnienia 8 do 12 wykazują znaczące wartości autokorelacji, co sugeruje silną zależność między obserwacjami na tych opóźnieniach. Dodatkowo, test Ljunga-Boxa potwierdza istotność autokorelacji w analizowanym szeregu czasowym, co może sugerować przydatność modeli autoregresji do prognozowania przyszłych zmian w logarytmicznych stopach zwrotu dla tego procesu.

## ld\_LC

Funkcja autokorelacji (ACF) i autokorelacji cząstkowej (PACF), test autokorelacji Ljunga-Boxa (Q) dla procesu: ld\_LC

\*\*\*, \*\*, \* oznacza istotność przy poziomach: 1%, 5%, 10%,  
z wykorzystaniem błędu standardowego  $1/T^{0,5}$

Opóźnienia	ACF	PACF	Ljung-Box Q [wartość p]
1	0,0031	0,0031	0,0010 [0,975]
2	0,2475 **	0,2475 **	6,0087 [0,050]
3	-0,1273	-0,1371	7,6169 [0,055]
4	-0,1300	-0,2022 **	9,3106 [0,054]
5	-0,1843 *	-0,1273	12,7536 [0,026]
6	-0,1456	-0,0849	14,9287 [0,021]
7	-0,1881 *	-0,1701	18,5967 [0,010]
8	0,0360	0,0313	18,7327 [0,016]
9	-0,0336	-0,0244	18,8525 [0,026]
10	0,2830 ***	0,1964 *	27,4558 [0,002]
11	0,1344	0,1055	29,4190 [0,002]
12	0,0347	-0,1516	29,5512 [0,003]



Rysunek 16 Wykresy słupkowe wyników analizy ACF i PACF dla logarytmicznych stóp zwrotu cen wołowiny

Analiza funkcji autokorelacji (ACF) i autokorelacji cząstkowej (PACF) dla logarytmicznych stóp zwrotu cen wołów sugeruje występowanie pewnych istotnych autokorelacji na różnych opóźnieniach. Opóźnienia 2, 4, 6, 7, 10 i 11 wykazują znaczące wartości autokorelacji, co sugeruje pewną zależność między obserwacjami na tych opóźnieniach. Jednakże, test Ljunga-

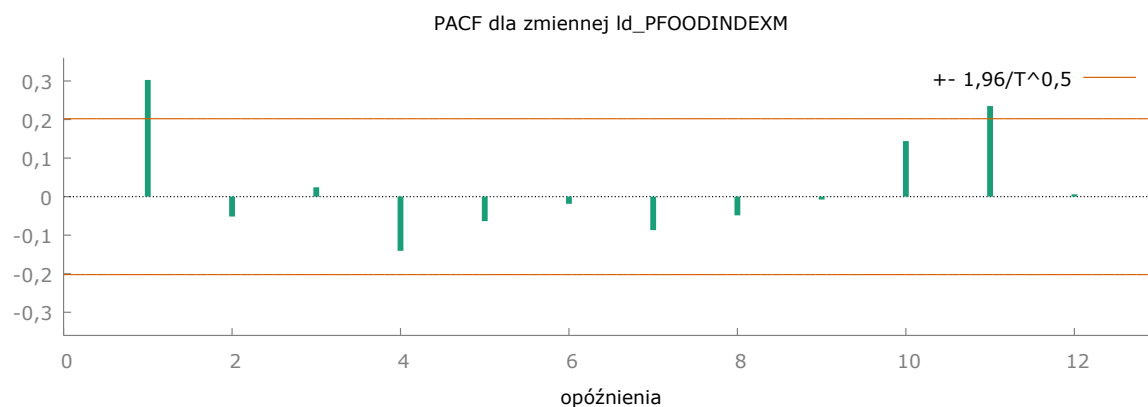
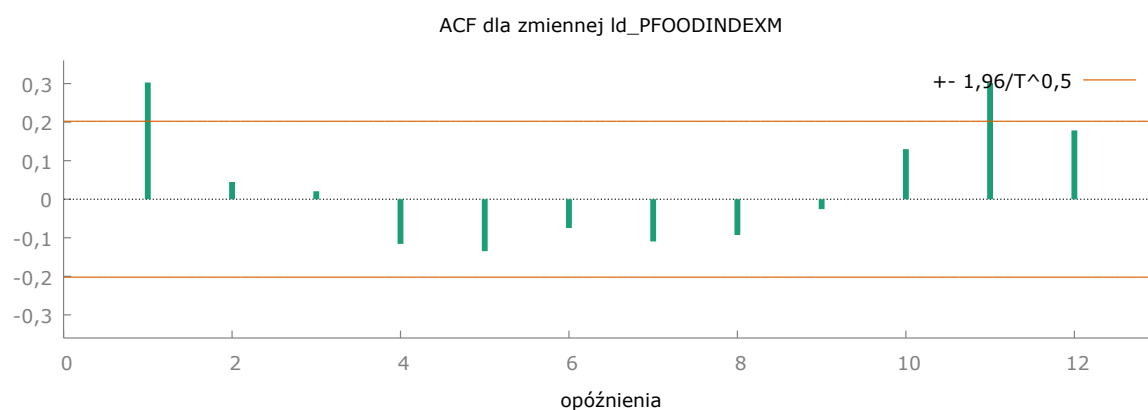
Boxa nie potwierdza ogólnie istotnych autokorelacji w analizowanym szeregu czasowym, co sugeruje, że skorelowane obserwacje mogą być efektem przypadkowym.

## ld\_PFOODINDEXM

Funkcja autokorelacji (ACF) i autokorelacji cząstkowej (PACF), test autokorelacji Ljunga-Boxa (Q) dla procesu: ld\_PFOODINDEXM

\*\*\*, \*\*, \* oznacza istotność przy poziomach: 1%, 5%, 10%,  
z wykorzystaniem błędu standardowego  $1/T^{0,5}$

Opóźnienia	ACF		PACF		Ljung-Box Q [wartość p]
1	0,3027	***	0,3027	***	8,8895 [0,003]
2	0,0447		-0,0516		9,0859 [0,011]
3	0,0207		0,0243		9,1283 [0,028]
4	-0,1160		-0,1406		10,4765 [0,033]
5	-0,1347		-0,0635		12,3157 [0,031]
6	-0,0747		-0,0186		12,8875 [0,045]
7	-0,1097		-0,0869		14,1359 [0,049]
8	-0,0928		-0,0485		15,0386 [0,058]
9	-0,0258		-0,0076		15,1092 [0,088]
10	0,1299		0,1442		16,9214 [0,076]
11	0,3012	***	0,2350	**	26,7869 [0,005]
12	0,1785	*	0,0060		30,2932 [0,003]



Rysunek 17 Wykresy słupkowe wyników analizy ACF i PACF dla logarytmicznych stóp zwrotu cen indeksu żywności

Analiza funkcji autokorelacji (ACF) i autokorelacji cząstkowej (PACF) dla logarytmicznych stóp zwrotu indeksu PFOODINDEXM sugeruje istnienie istotnych autokorelacji na różnych opóźnieniach. Opóźnienie 1 wykazuje silną pozytywną korelację, a opóźnienia 5, 6 i 11 również wykazują znaczące wartości autokorelacji. Dodatkowo, test Ljunga-Boxa potwierdza istotność autokorelacji w analizowanym szeregu czasowym. Te wyniki wskazują, że modele autoregresji mogą być przydatne do prognozowania przyszłych zmian w logarytmicznych stopach zwrotu indeksu.

### 3. Próba oszacowania dwóch modeli jednowskaźnikowych dla wybranych zmiennych

Do oszacowania modeli wykorzystamy logarytmiczne stopy zwrotu by poznać ekspozycje na ryzyka systematyczne i specyficzne.

#### 3.1. Estymacja KMNK dla zmiennej zależnej logarytmicznych stóp zwrotu cen tuczników i indeksu żywności jako regresora

Tabela 9. Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 2016:03-2023:12 (N = 94)  
Zmienna zależna (Y): ld\_LH

	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
const	-0,00362356	0,0122972	-0,2947	0,7689	
ld_PFOODINDEXM	1,17409	0,413641	2,838	0,0056	***

Średn.aryt.zm.zależnej	0,000020		Odch.stand.zm.zależnej	0,122990
Suma kwadratów reszt	1,293503		Błąd standardowy reszt	0,118574
Wsp. determ. R-kwadrat	0,080521		Skorygowany R-kwadrat	0,070526
F(1, 92)	8,056631		Wartość p dla testu F	0,005579
Logarytm wiarygodności	68,05900		Kryt. inform. Akaike'a	-132,1180
Kryt. bayes. Schwarza	-127,0314		Kryt. Hannana-Quinna	-130,0634
Autokorel.reszt - rho1	0,105670		Stat. Durbina-Watsona	1,786284

Test White'a na heteroskedastyczność reszt (zmiennność wariancji resztowej) -

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 0,500098

z wartością p =  $P(\text{Chi-kwadrat}(2) > 0,500098) = 0,778763$

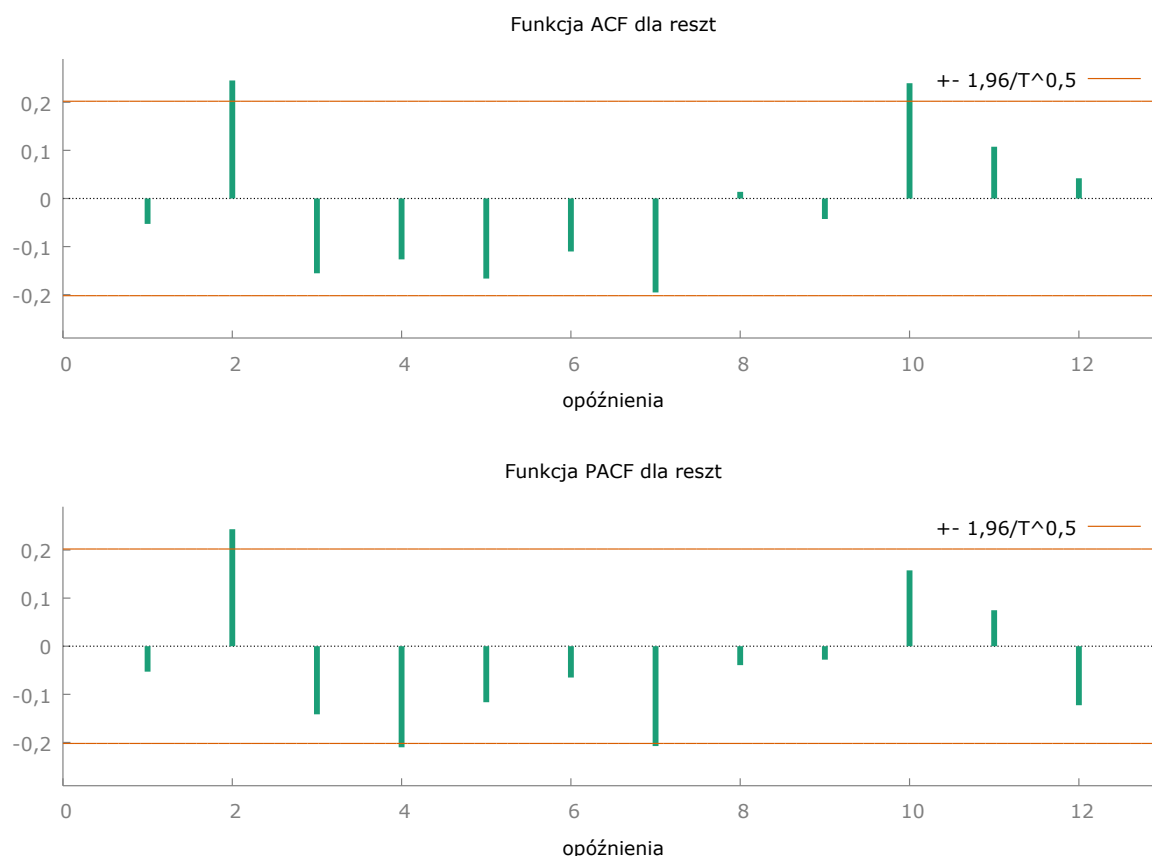
Test na dodane zmienne -

Hipoteza zerowa: parametry regresji dla wskazanych zmiennych są równe zero  
COVID19

Statystyka testu:  $F(1, 91) = 0,00951929$

z wartością p =  $P(F(1, 91) > 0,00951929) = 0,922491$

Model wykazuje statystyczną istotność dla  $ld\_PFOODINDEXM$ , ale ogólnie ma niewielką zdolność do wyjaśnienia zmienności zmiennej zależnej  $ld\_LH$ . Heteroskedastyczność reszt nie jest istotna, a dodatkowa zmienna (COVID19) nie wnosi istotnego wkładu do modelu. Logarytm wiarygodności natomiast wynosi 68,05900, a kryterium informacyjne Akaike'a (AIC) i kryterium bayesowskie Schwarz'a (BIC) sugerują, że model jest względnie dobrze dopasowany do danych.



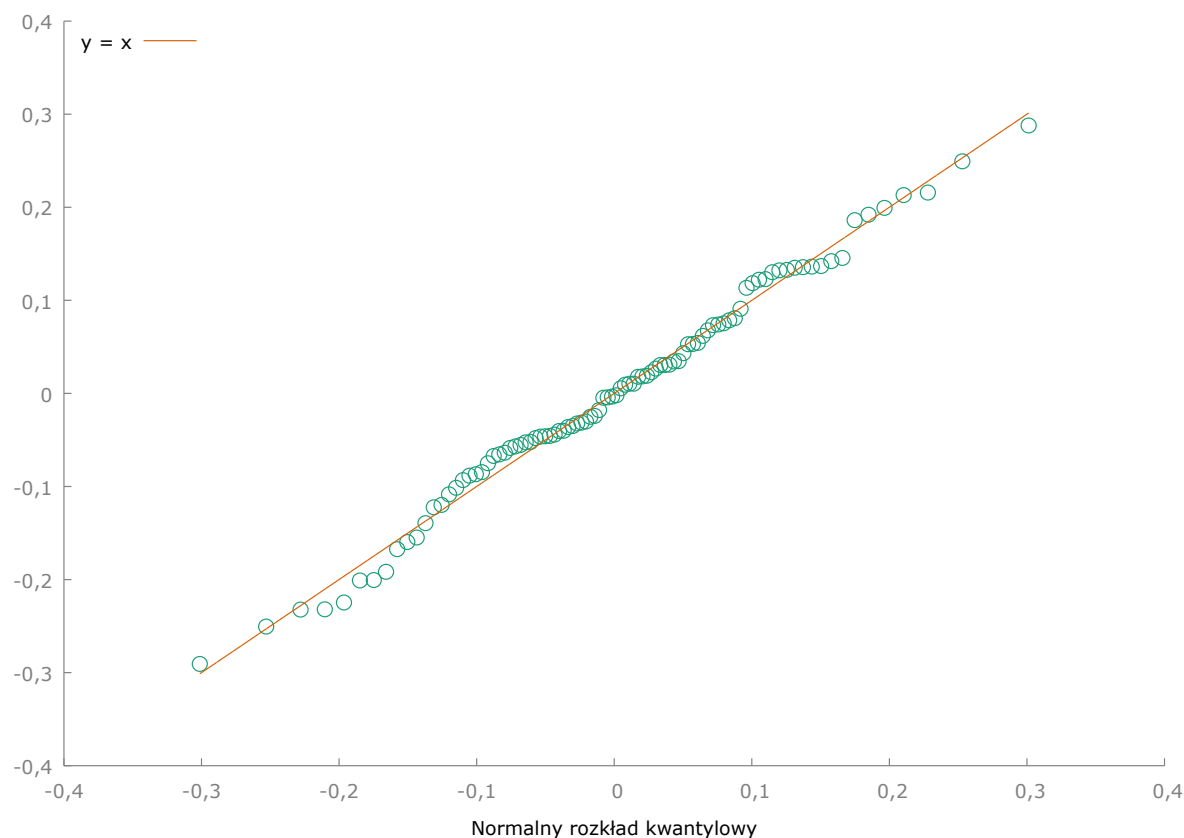
Rysunek 18 Wykresy słupkowe wyników analizy ACF i PACF reszt dla logarytmicznych stóp zwrotu cen wieprzowiny

Funkcja autokorelacji (ACF) i autokorelacji cząstkowej (PACF), test autokorelacji Ljunga-Boxa (Q) dla procesu resztowego

\*\*\*, \*\*, \* oznacza istotność przy poziomach: 1%, 5%, 10%,  
z wykorzystaniem błędu standardowego  $1/T^{0,5}$

Opóźnienia	ACF		PACF		Ljung-Box Q [wartość p]
1	-0,0528		-0,0528		0,2707 [0,603]
2	0,2453 **		0,2432 **		6,1731 [0,046]
3	-0,1555		-0,1416		8,5709 [0,036]
4	-0,1266		-0,2101 **		10,1770 [0,038]
5	-0,1665		-0,1164		12,9871 [0,023]
6	-0,1102		-0,0651		14,2318 [0,027]
7	-0,1953 *		-0,2076 **		18,1888 [0,011]
8	0,0138		-0,0394		18,2088 [0,020]
9	-0,0427		-0,0280		18,4021 [0,031]
10	0,2396 **		0,1576		24,5689 [0,006]
11	0,1076		0,0748		25,8267 [0,007]
12	0,0420		-0,1226		26,0211 [0,011]

Model zdaje się być statystycznie istotny i wydaje się być dobrze dopasowany do danych, istnienie autokorelacji w resztach sugeruje, że może być możliwość poprawy modelu poprzez dalsze dostosowanie lub uwzględnienie dodatkowych zmiennych.



Rysunek 19 Wykres Q-Q (kwantyle-kwantyle) rozkładu reszt logarytmicznych stóp zwrotu cen tuczników i indeksu żywności jako regresora w zestawieniu z rozkładem normalnym

W kontekście wykresu Q-Q kwantylów-kwantylów dla uhat3, dotyczącego estymacji KMNK dla zmiennych zależnych logarytmicznych stóp zwrotu cen tuczników i indeksu żywności jako regresora, można stwierdzić, że rozkład reszt jest bardzo zbliżony do rozkładu normalnego. Z tego wynika, że pierwotna estymacja modelu za pomocą metody najmniejszych kwadratów jest adekwatna. Niemniej jednak, dla pewności, została wykonana ponowna estymacja modelu uwzględniając macierz wariancji-kowariancji po której zaobserwowano niewielką poprawę błędu oraz zmniejszenie się statystyki modelu. Różnice są na tyle subtelne, że zdecydowano się nie poddawać ich dalszej analizie.

Oszacowana postać modelu dla stóp zwrotu cen wieprzowiny:

$$\text{ld\_LeanHogs} = -0,0004 (+/- 0,0123) + 1,1741 (+/- 0,0123) \text{ld\_PFOODINDEXM} + E$$



Tabela 10. Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 2016:03-2023:12 (N = 94)  
Zmienna zależna (Y): ld LC

	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
const	0,000605194	0,00527806	0,1147	0,9090	
ld_PFOODINDEXM	0,465269	0,177539	2,621	0,0103	**

Średn.aryt.zm.zależnej	0,002049		Odch.stand.zm.zależnej	0,052474
Suma kwadratów reszt	0,238290		Błąd standardowy reszt	0,050893
Wsp. determ. R-kwadrat	0,069465		Skorygowany R-kwadrat	0,059350
F(1, 92)	6,867855		Wartość p dla testu F	0,010267
Logarytm wiarygodności	147,5651		Kryt. inform. Akaike'a	-291,1302
Kryt. bayes. Schwarza	-286,0436		Kryt. Hannana-Quinna	-289,0756
Autokorel.reszt - rho1	-0,041353		Stat. Durbina-Watsona	2,038976

Test White'a na heteroskedastyczność reszt (zmiennosc wariacji resztowej) -

Hipoteza zerowa: heteroskedastyczność reszt nie występuje

Statystyka testu: LM = 1,5289

z wartością  $p = P(\text{Chi-kwadrat}(2) > 1,5289) = 0,46559$

Test na dodane zmienne -

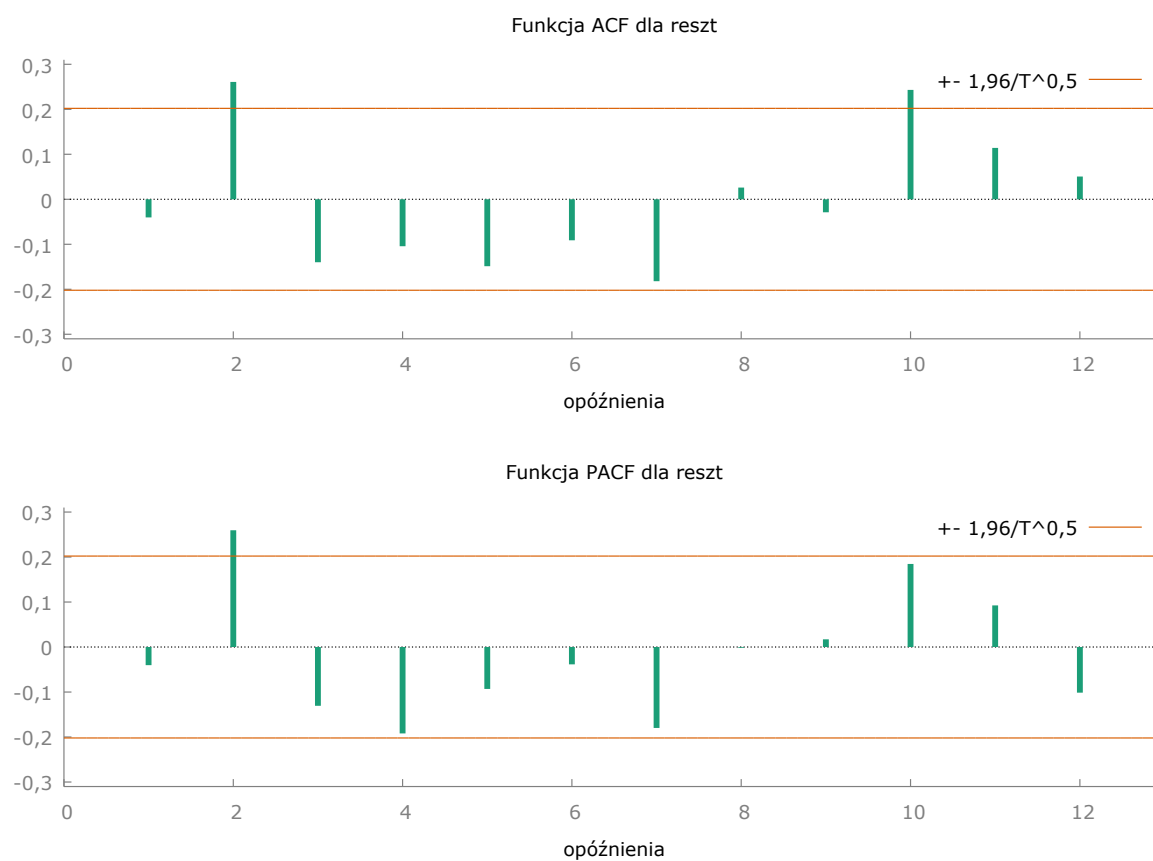
Hipoteza zerowa: parametry regresji dla wskazanych zmiennych są równe zero

COVID19

Statystyka testu:  $F(1, 91) = 0,981126$

z wartością  $p = P(F(1, 91) > 0,981126) = 0,324547$

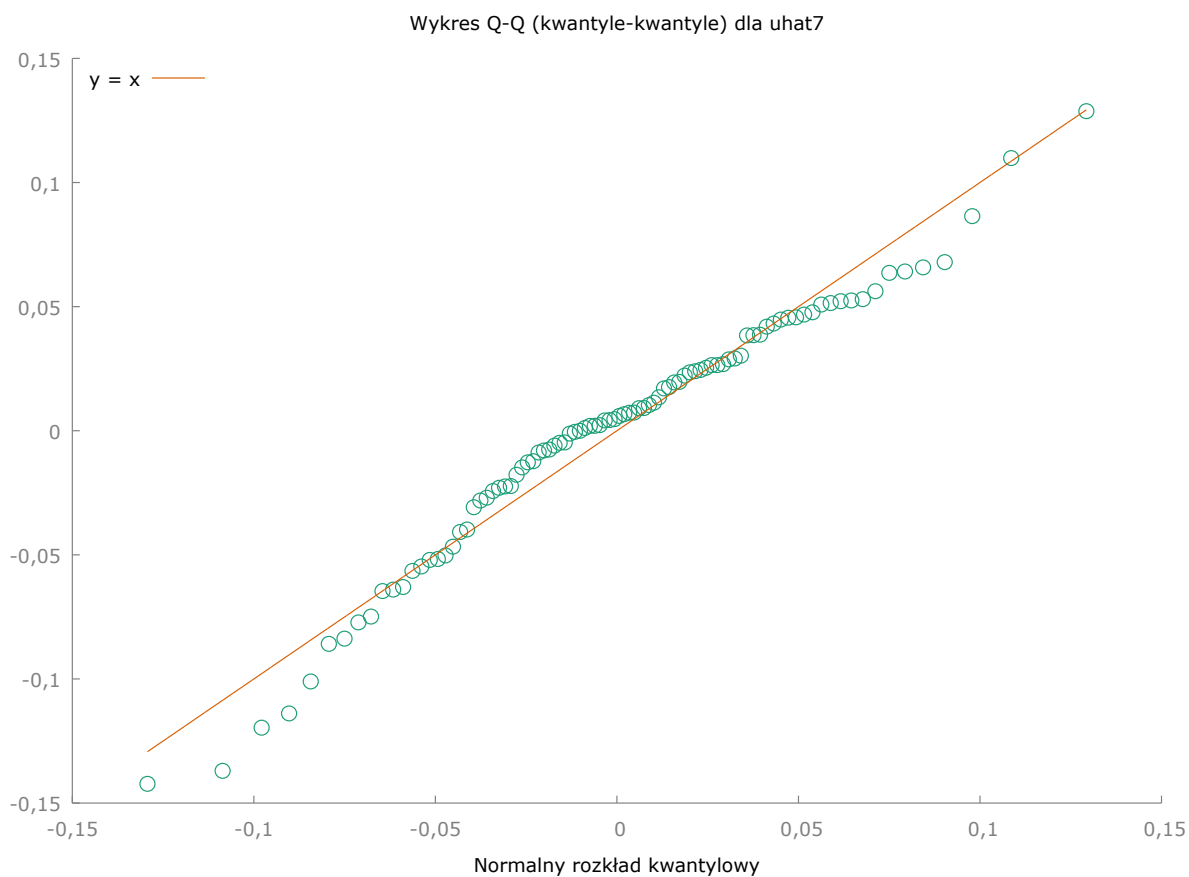
Model oszacowany klasyczną metodą najmniejszych kwadratów dla logarytmicznych stóp zwrotu cen żywych wołów wydaje się być słabo dopasowany do danych, a zmienne wyjaśniające w nim zawarte są nieistotne.



Rysunek 20 Wykresy słupkowe wyników analizy ACF i PACF reszt dla logarytmicznych stóp zwrotu cen żywych krów

Funkcja autokorelacji (ACF) i autokorelacji cząstkowej (PACF), test autokorelacji Ljunga-Boxa (Q) dla procesu resztowego  
 \*\*\*, \*\*, \* oznacza istotność przy poziomach: 1%, 5%, 10%,  
 z wykorzystaniem błędu standardowego  $1/T^{0,5}$

Opóźnienia	ACF	PACF	Ljung-Box Q [wartość p]
1	-0,0403	-0,0403	0,1577 [0,691]
2	0,2607 **	0,2595 **	6,8264 [0,033]
3	-0,1399	-0,1306	8,7667 [0,033]
4	-0,1044	-0,1920 *	9,8589 [0,043]
5	-0,1487	-0,0931	12,0995 [0,033]
6	-0,0911	-0,0385	12,9498 [0,044]
7	-0,1820 *	-0,1798 *	16,3851 [0,022]
8	0,0261	-0,0017	16,4564 [0,036]
9	-0,0289	0,0171	16,5450 [0,056]
10	0,2431 **	0,1846 *	22,8926 [0,011]
11	0,1142	0,0925	24,3109 [0,011]
12	0,0506	-0,1014	24,5922 [0,017]



Rysunek 21 Wykres Q-Q (kwantyle-kwantyle) rozkładu reszt logarytmicznych stóp zwrotu cen żywych wołów i indeksu żywności jako regresora w zesityawieniu z rozkładem normalnym

Obserwacje analogiczne jak dla logarytmicznych stóp zwrotu cen wieprzowiny, dla wołów również pierwotna estymacja modelu jest stosowna.

Oszacowana postać modelu dla stóp zwrotu cen żywych wołów:

$$\text{Id\_LiveCattle} = 0,0006(+/-0,0052) + 0,4653(+/-0,1775) \text{Id\_PFOODINDEXM} + E$$

Pary korelacji w postaci macierzowej

Tabela 11. Współczynniki korelacji liniowej dla obserwacji z próby 2016:02-2023:12  
Wartość krytyczna (przy dwustronnym 5% obszarze krytycznym) = 0,2017 dla  $n = 95$

PFOODINDEXM	LH	LC	
1,0000	0,7394	0,6813	PFOODINDEXM
	1,0000	0,4249	LH
		1,0000	LC

Tabela 12. Współczynniki korelacji liniowej dla obserwacji z próby 2016:03-2023:12  
Wartość krytyczna (przy dwustronnym 5% obszarze krytycznym) = 0,2028 dla  $n = 94$

ld_PFOODINDEXM	ld_LH	ld_LC	
1,0000	0,2838	0,2636	ld_PFOODINDEXM
	1,0000	0,1729	ld_LH
		1,0000	ld_LC

Ryzyko systematyczne to ryzyko związane z całą branżą lub rynkiem. W przypadku cen tuczników i cen wołów mogą to być czynniki makroekonomiczne, polityczne lub zmiany w ogólnej koniunkturze gospodarczej, takie jak zmiany w popycie na mięso, wahania cen pasz czy też zmiany w polityce handlowej międzynarodowej.

Ryzyko specyficzne odnosi się do czynników wpływających na poszczególne spółki lub sektory, mogą to być na przykład wydarzenia losowe (np. choroby zakaźne zwierząt), zmiany technologiczne w hodowli, czy specyficzne aspekty regulacyjne dotyczące produkcji mięsa.

## 4. Rząd i stopień kointegracji pary zmiennych dla poziomów

Test kointegracji wyrazem wolnym i trendem liniowym dla dwunastu rzędów opóźnień.

### Krok 1: test na pierwiastek jednostkowy dla zmiennej LH

Rozszerzony test Dickeya-Fullera dla procesu LH

testowano istotność opóźnienia od rzędu 12, dla kryterium AIC

liczebność próby 82

Hipoteza zerowa: występuje pierwiastek jednostkowy  $a = 1$ ; proces  $I(1)$

```
test z wyrazem wolnym (const)
dla opóźnienia rzędu 12 procesu (1-L)LH
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estymowana wartość (a-1) wynosi: -0,119819
Statystyka testu: tau_c(1) = -1,67749
asymptotyczna wartość p = 0,4428
Autokorelacja reszt rzędu pierwszego: 0,038
opóźnione różnice: F(12, 68) = 2,365 [0,0131]
```

### Krok 2: test na pierwiastek jednostkowy dla zmiennej LC

Rozszerzony test Dickeya-Fullera dla procesu LC

testowano istotność opóźnienia od rzędu 12, dla kryterium AIC

liczebność próby 90

Hipoteza zerowa: występuje pierwiastek jednostkowy  $a = 1$ ; proces  $I(1)$

```
test z wyrazem wolnym (const)
dla opóźnienia rzędu 4 procesu (1-L)LC
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estymowana wartość (a-1) wynosi: -0,0209288
Statystyka testu: tau_c(1) = -0,622994
asymptotyczna wartość p = 0,8633
Autokorelacja reszt rzędu pierwszego: -0,012
opóźnione różnice: F(4, 84) = 2,739 [0,0339]
```

### Krok 3: równanie kointegrujące

Równanie kointegrujące -

Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 2016:02-2023:12 (N = 95)

Zmienna zależna (Y): LH

	współczynnik	błąd standardowy	t-Studenta	wartość p	
const	35,2402	9,00682	3,913	0,0002	***
LC	0,316568	0,0699449	4,526	1,78e-05	***

Średn.aryt.zm.zależnej	75,37611	Odch.stand.zm.zależnej	16,87507
Suma kwadratów reszt	21936,41	Błąd standardowy reszt	15,35824
Wsp. determ. R-kwadrat	0,180504	Skorygowany R-kwadrat	0,171692
Logarytm wiarygodności	-393,2954	Kryt. inform. Akaike'a	790,5908
Kryt. bayes. Schwarza	795,6986	Kryt. Hannana-Quinna	792,6547
Autokorel.reszt - rho1	0,825484	Stat. Durbina-Watsona	0,355333

### Krok 4: test na pierwiastek jednostkowy dla zmiennej uhat

Rozszerzony test Dickeya-Fullera dla procesu uhat

testowano istotność opóźnienia od rzędu 12, dla kryterium AIC

liczebność próby 82

Hipoteza zerowa: występuje pierwiastek jednostkowy  $a = 1$ ; proces  $I(1)$

```
test bez wyrazu wolnego (const)
dla opóźnienia rzędu 12 procesu (1-L)uhat
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
estymowana wartość (a-1) wynosi: -0,161105
Statystyka testu: tau_c(2) = -1,76663
```

asymptotyczna wartość  $p = 0,6467$   
Autokorelacja reszt rzędu pierwszego:  $0,005$   
opóźnione różnice:  $F(12, 69) = 2,588$  [ $0,0067$ ]

Kointegracja występuje, jeżeli każdy wykorzystywany proces jest  $I(1)$ , tzn. hipoteza zerowa o pierwiastku jednostkowym nie jest odrzucana oraz proces resztowy (uhat) z równania kointegrującego jest procesem  $I(0)$ , tzn. hipoteza zerowa o pierwiastku jednostkowym jest odrzucana.

Analiza sugeruje, że ceny tuczników oraz wołów są kointegrowane, co potwierdza długoterminową zależność między nimi. Testy na pierwiastek jednostkowy dla obu zmiennych wskazują, że obie są procesami  $I(1)$ , co oznacza, że posiadają jednostkowy pierwiastek, ale ich różnice są stacjonarne. Również równanie kointegrujące potwierdza istnienie stabilnej relacji między nimi. W szczególności, równanie kointegrujące wskazuje, że zmienne Lean Hogs i Live Cattle są powiązane w długim okresie, gdzie wieprzowina wykazuje istotny wpływ na cenę żywych wołów. Wartości estymowane współczynników w równaniu są istotne statystycznie, co dodatkowo potwierdza ich znaczenie. Równanie to tłumaczy 18% zmienności cen świń. Podsumowując, wyniki analizy sugerują obecność trwałej zależności między analizowanymi cenami mięs, co może być istotne dla długoterminowego modelowania i prognozowania.

## 5. Model VAR dla zwrotów cen bydła i wieprzowiny oraz siła transmisji szoku przy wykorzystaniu testu przyczynowości Engle'a – Granger'a. Interpretacja współczynników kowariancji w równaniach modelu VAR.

System VAR, maksymalny rząd opóźnień 12

Gwiazdka (\*) wskazuje najlepszą (to jest minimalną) wartość dla odpowiednich kryteriów informacyjnych, AIC = kryterium Akaike'a, BIC = kryterium Schwartz-Bayesian i HQC = kryterium Hannan-Quinna.

opóźnienia	loglik	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	368,57690		-8,623827	-8,183573*	-8,447072*
2	378,32255	0,02132	-8,642014	-7,937608	-8,359205
3	384,70438	0,17360	-8,578156	-7,609598	-8,189294
4	398,02263	0,00161	-8,683479*	-7,450769	-8,188565
5	406,37068	0,05369	-8,667578	-7,170716	-8,066610
6	409,14015	0,78503	-8,515614	-6,754599	-7,808593
7	416,98984	0,07343	-8,487557	-6,462391	-7,674484
8	424,01437	0,12059	-8,439375	-6,150057	-7,520249
9	430,86305	0,13351	-8,386904	-5,833433	-7,361724
10	434,74025	0,55907	-8,261957	-5,444335	-7,130725
11	443,08831	0,05369	-8,246056	-5,164282	-7,008771
12	452,67053	0,02383	-8,260257	-4,914330	-6,916918

Wybieram pierwszy rząd opóźnień

Tabela 13. Wyniki testu przyczynowości Engle'a – Granger'a dla modelu VAR

wpływ	F(1, 87)	p
Lean Hogs(-1) -> Lean Hogs	0,2173	0,6423
Live Cattle(-1) -> Lean Hogs	0,4510	0,5036
PFOODINDEXM(-1) -> Lean Hogs	1,3485	0,2487
Lean Hogs(-1) -> Live Cattle	3,0665	0,0834
Live Cattle(-1) -> Live Cattle	0,1969	0,6583
PFOODINDEXM(-1) -> Live Cattle	3,9330	0,0505

**Równanie 1: Id\_PFOODINDEXM**

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
const	0,00964989	0,00721083	1,338	0,1843	
Id_PFOODINDEXM_1	0,300009	0,107159	2,800	0,0063	***
Id_LH_1	-0,0409383	0,0249264	-1,642	0,1041	
Id_LC_1	0,0326752	0,0604776	0,5403	0,5904	
COVID19	0,0244183	0,0120033	2,034	0,0450	**
time	-0,000408020	0,000226010	-1,805	0,0745	*

Średn.aryt.zm.zależnej	0,002810		Odch.stand.zm.zależnej	0,029750
Suma kwadratów reszt	0,068771		Błąd standardowy reszt	0,028115
Wsp. determ. R-kwadrat	0,155402		Skorygowany R-kwadrat	0,106862
F(5, 87)	3,201528		Wartość p dla testu F	0,010613
Autokorel.reszt - rho1	0,002100		Stat. Durbina-Watsona	1,994115

Test F dla hipotezy o braku restrykcji:

Wszystkie opóźnienia zm. Id\_PFOODINDEXM F(1, 87) = 7,8382 [0,0063]

Wszystkie opóźnienia zm. Id\_LH F(1, 87) = 2,6974 [0,1041]

Wszystkie opóźnienia zm. Id\_LC F(1, 87) = 0,29191 [0,5904]

Wszystkie zm. opóźnione o 1 F(3, 87) = 3,364 [0,0223]

**Równanie 2: Id\_LH**

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
const	0,0117106	0,0319319	0,3667	0,7147	
Id_PFOODINDEXM_1	0,551046	0,474533	1,161	0,2487	
Id_LH_1	0,0514551	0,110382	0,4662	0,6423	
Id_LC_1	0,179854	0,267814	0,6716	0,5036	
COVID19	0,0231930	0,0531546	0,4363	0,6637	
time	-0,000515839	0,00100085	-0,5154	0,6076	

Średn.aryt.zm.zależnej	0,000272		Odch.stand.zm.zależnej	0,123633
Suma kwadratów reszt	1,348593		Błąd standardowy reszt	0,124503
Wsp. determ. R-kwadrat	0,040982		Skorygowany R-kwadrat	-0,014134
F(5, 87)	0,743551		Wartość p dla testu F	0,592970
Autokorel.reszt - rho1	-0,017651		Stat. Durbina-Watsona	2,025699

Test F dla hipotezy o braku restrykcji:

Wszystkie opóźnienia zm. Id\_PFOODINDEXM F(1, 87) = 1,3485 [0,2487]

Wszystkie opóźnienia zm. Id\_LH F(1, 87) = 0,2173 [0,6423]

Wszystkie opóźnienia zm. Id\_LC F(1, 87) = 0,451 [0,5036]

Wszystkie zm. opóźnione o 1 F(3, 87) = 1,0815 [0,3613]

**Równanie 3: Id\_LC**

	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>	
const	-0,0131434	0,0132918	-0,9888	0,3255	
Id_PFOODINDEXM_1	0,391730	0,197526	1,983	0,0505	*
Id_LH_1	-0,0804602	0,0459469	-1,751	0,0834	*
Id_LC_1	-0,0494691	0,111479	-0,4438	0,6583	
COVID19	-0,00398594	0,0221258	-0,1801	0,8575	
time	0,000338394	0,000416606	0,8123	0,4189	

Średn.aryt.zm.zależnej	0,002590		Odch.stand.zm.zależnej	0,052495
Suma kwadratów reszt	0,233667		Błąd standardowy reszt	0,051825
Wsp. determ. R-kwadrat	0,078319		Skorygowany R-kwadrat	0,025349
F(5, 87)	1,478558		Wartość p dla testu F	0,205057
Autokorel.reszt - rho1	0,010148		Stat. Durbina-Watsona	1,909674

Test F dla hipotezy o braku restrykcji:

Wszystkie opóźnienia zm. Id\_PFOODINDEXM F(1, 87) = 3,933 [0,0505]

Wszystkie opóźnienia zm. Id\_LH F(1, 87) = 3,0665 [0,0834]

Wszystkie opóźnienia zm. Id\_LC F(1, 87) = 0,19692 [0,6583]

Wszystkie zm. opóźnione o 1 F(3, 87) = 1,9125 [0,1335]



### **Logarytmiczne stopy zwrotu cen indeksu żywności:**

Współczynniki:

- Stała (const): 0,0096 - Nie jest istotna statystycznie (wartość  $p = 0,1843$ ).
- $ld\_PFOODINDEXM\_1$ : 0,3000 - Istotna statystycznie (wartość  $p = 0,0063$ ).
- $ld\_LH\_1$ : -0,0409 - Nie jest istotna statystycznie (wartość  $p = 0,1041$ ).
- $ld\_LC\_1$ : 0,0327 - Nie jest istotna statystycznie (wartość  $p = 0,5904$ ).
- COVID19: 0,0244 - Istotna statystycznie (wartość  $p = 0,0450$ ).
- time: -0,0004 - Nie jest istotna statystycznie (wartość  $p = 0,0745$ ).

Wskaźniki istotności:

- Współczynnik determinacji (R-kwadrat): 0,1554.
- Skorygowany R-kwadrat: 0,1069.
- Test F dla ogólnej istotności modelu: Wartość  $p = 0,0106$ .

Testy na autokorelację reszt i test Durбина-Watsona: Wskaźniki są bliskie 2, co sugeruje brak autokorelacji pierwszego rzędu w resztach.

### **Logarytmiczne stopy zwrotu cen wieprzowiny**

Współczynniki:

- Stała (const): 0,0117 - Nie jest istotna statystycznie (wartość  $p = 0,7147$ ).
- $ld\_PFOODINDEXM\_1$ : 0,5510 - Nie jest istotna statystycznie (wartość  $p = 0,2487$ ).
- $ld\_LH\_1$ : 0,0515 - Nie jest istotna statystycznie (wartość  $p = 0,6423$ ).
- $ld\_LC\_1$ : 0,1799 - Nie jest istotna statystycznie (wartość  $p = 0,5036$ ).
- COVID19: 0,0232 - Nie jest istotna statystycznie (wartość  $p = 0,6637$ ).
- time: -0,0005 - Nie jest istotna statystycznie (wartość  $p = 0,6076$ ).

Wskaźniki istotności:

- Współczynnik determinacji (R-kwadrat): 0,0410.
- Skorygowany R-kwadrat: -0,0141.
- Test F dla ogólnej istotności modelu: Wartość  $p = 0,5930$ .

Testy na autokorelację reszt i test Durбина-Watsona: Wskaźniki są bliskie 2, co sugeruje brak autokorelacji pierwszego rzędu w resztach.

### **Logarytmiczne stopy zwrotu cen wołów**

Współczynniki:

Stała (const): -0,0131 - Nie jest istotna statystycznie (wartość  $p = 0,3255$ ).

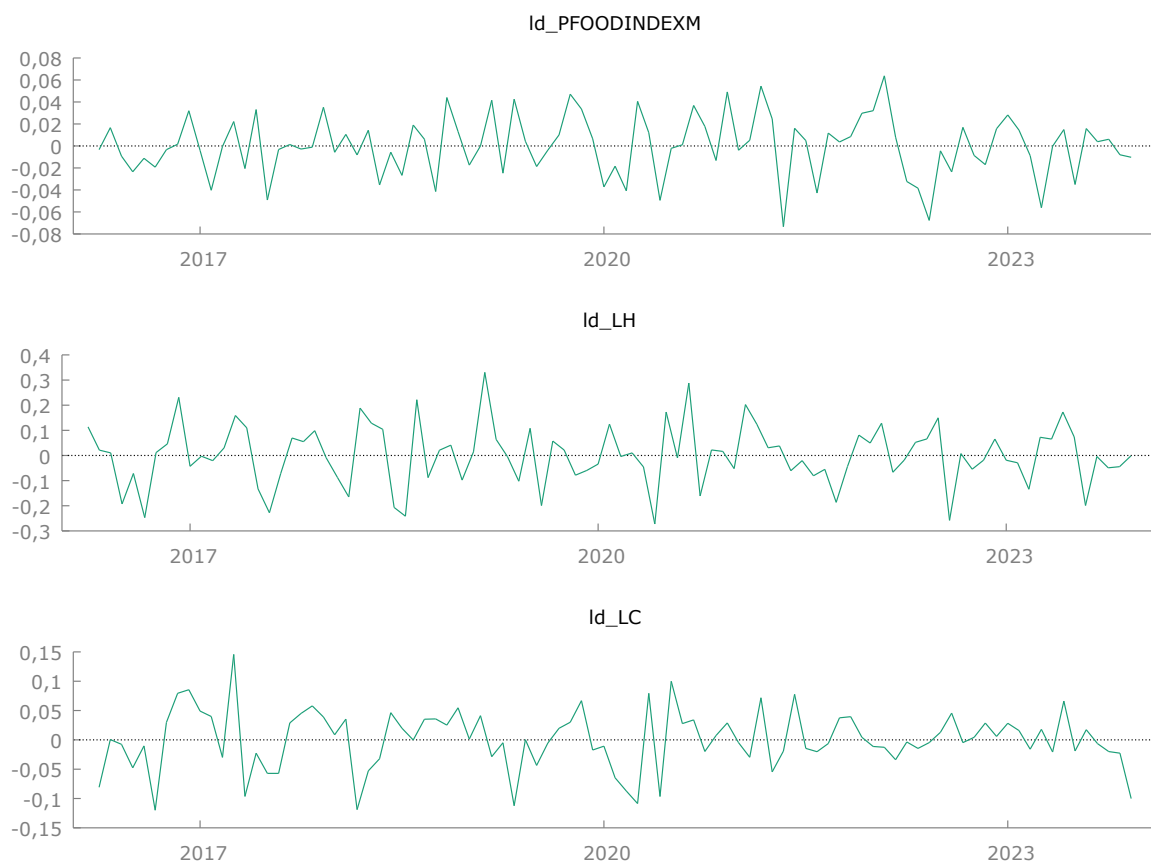
- $ld\_PFOODINDEXM\_1$ : 0,3917 - Istotna statystycznie (wartość  $p = 0,0505$ ).
- $ld\_LH\_1$ : -0,0805 - Nie jest istotna statystycznie (wartość  $p = 0,0834$ ).
- $ld\_LC\_1$ : -0,0495 - Nie jest istotna statystycznie (wartość  $p = 0,6583$ ).

- COVID19: -0,0040 - Nie jest istotna statystycznie (wartość  $p = 0,8575$ ).
- time: 0,0003 - Nie jest istotna statystycznie (wartość  $p = 0,4189$ ).

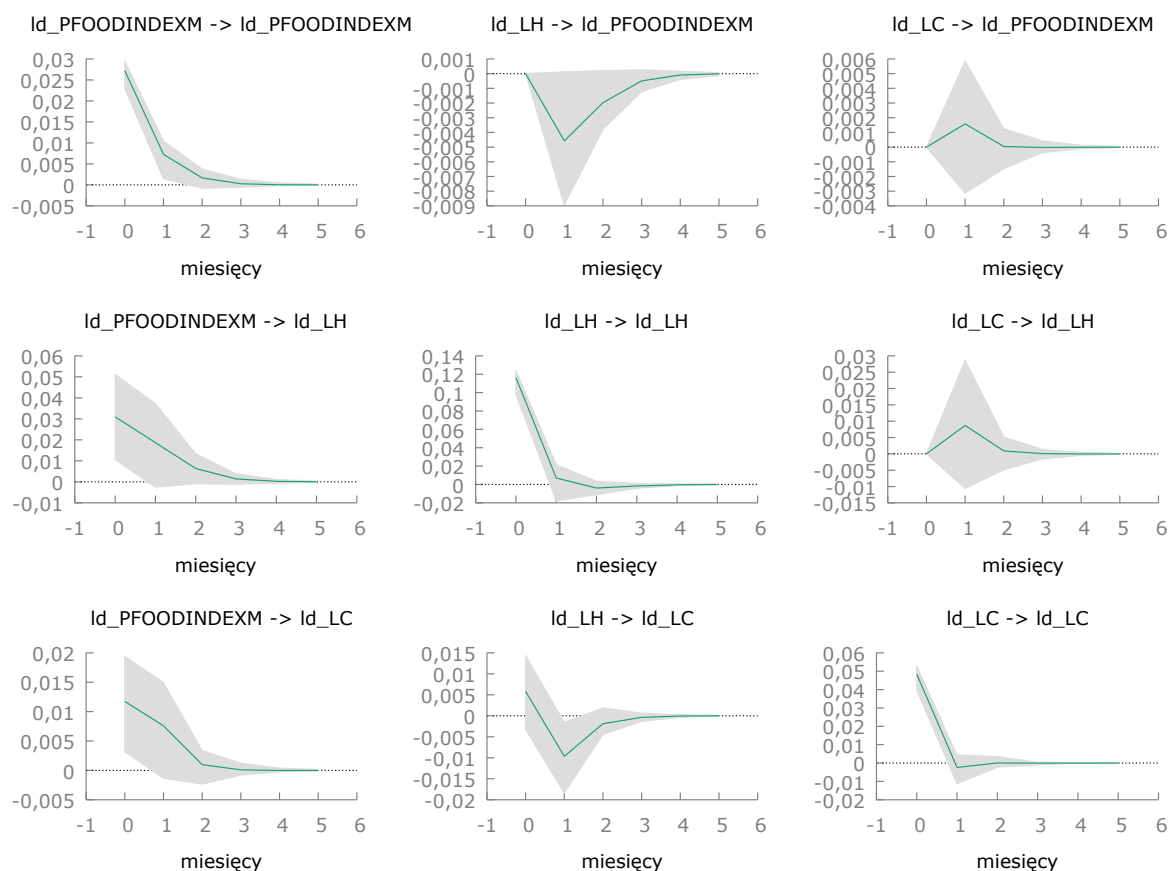
Wskaźniki istotności:

- Współczynnik determinacji (R-kwadrat): 0,0783.
- Skorygowany R-kwadrat: 0,0253.
- Test F dla ogólnej istotności modelu: Wartość  $p = 0,2051$ .

Testy na autokorelację reszt i test Durбина-Watsona: Wskaźniki są bliskie 2, co sugeruje brak autokorelacji pierwszego rzędu w resztach.



Rysunek 22 Oddzielne wykresy reszt dla każdego z instrumentów



Rysunek 23 Odpowiedzi na impulsy

Wykresy po zaledwie 6 miesiącach się wypłaszczają co wskazuje na krótkoterminowe wpływy impulsów. Impulsy mają największy wpływ w pierwszych okresach, a ich efekt maleje w miarę upływu czasu. Wpływ jednej zmiennej na drugą jest zazwyczaj ograniczony, co sugeruje, że zmienne są względnie niezależne. Zmienne exogeniczne (COVID19 i time) mają ograniczony wpływ na zmienne endogeniczne.

Macierz wariancji i kowariancji dla reszt poszczególnych równań  
(skorelowania w nawisach - powyżej elementów diagonalnych)

0,00073947	(0,257)	(0,234)
0,00084238	0,014501	(0,173)
0,00031921	0,0010418	0,0025125

logarytm wyznacznika = -17,5688

Ze względu na ujemną wartość logarytmu wyznacznika, możemy stwierdzić, że reszty są stosunkowo słabo skorelowane.

