

Ekonometryczna analiza stóp zwrotu ING,

na podstawie cen zamknięcia z okresu 04.01.2021 r – 31.03.2021 r.

Kraków, 2021

Contents

| | |
|---|----|
| Cele pracy | 3 |
| Cele szczegółowe | 3 |
| Podstawowe informacje o badanej spółce | 4 |
| Realizacja badania | 5 |
| Wstępna analiza notowań w badanym okresie | 5 |
| Stacjonarność logarytmów cen zamknięcia i logarytmicznych stóp zwrotu | 8 |
| Autokorelacja stóp zwrotu spółki ING | 9 |
| Dopasowanie modelu SARMA do danych..... | 9 |
| Skuteczność modelu | 13 |
| Efekt ARCH | 13 |
| Prognoza | 14 |
| VaR..... | 15 |
| Analiza lidera sektora | 15 |
| Przyczynowość w sensie Grangera | 16 |
| Kointegracja | 20 |
| Podsumowanie..... | 23 |

Cele pracy

Głównym celem prowadzonego badania była ekonometryczna analiza kursów zamknięcia spółki akcyjnej ING Bank Śląski, notowanej na GPW pod tickerem INGBSK. Horyzont czasowy prowadzonej analizy dotyczył okresu od stycznia do końca marca 2021 r. Została podjęta próba doboru odpowiednich modeli, próbujących uwzględnić zarówno szeroko rozumianą sezonowość, jak i okresy zmiennej, podwyższonej wariancji.

Cele szczegółowe

Prowadząc badanie, zaraz po przytoczeniu podstawowych informacji dot. podmiotu ING, zbadano stacjonarność omawianego szeregu czasowego jak i również jego różnych transformacji (m.in. przyrostów logarytmów). Notowania ING zostały również przeanalizowane fundamentalnie, pod kątem próby znalezienia przyczyn pewnych anomalii w zachowaniu się kursu.

Kolejny etap badań dotyczył dopasowania do danych modelu SARMA, jak i również użycie go w kontekście prognozy. Zbadano również, czy w szeregu czasowym wystąpił efekt ARCH oraz czy z pomocą wiedzy na ten temat można w jakiś sposób modelować dodatkowo zmienność.

Inna część badania dotyczyła pojęcia z zakresu analizy ryzyka finansowego, zbadano, jak kształtowała się wartość miary Value at Risk dla okresu wybiegającego poza analizowany zakres.

W końcowej części badań – autor skupił się na zestawieniu notowań ING z największym konkurentem z sektora bankowego, czyli PKO BP. Używając technik z zakresu ekonometrii - podjęto próbę wykrycia i wyjaśnienia zależności między szeregami czasowymi.

Podstawowe informacje o badanej spółce

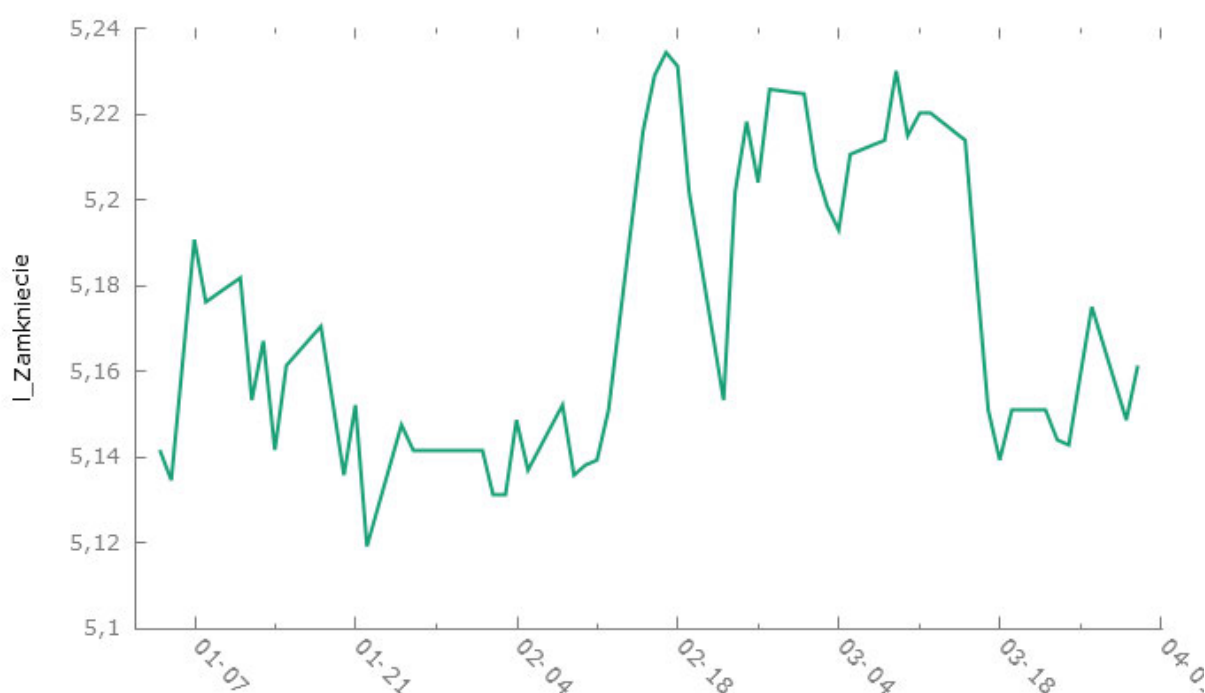
Analizowana spółka, czyli ING Bank Śląski to jeden z największych banków komercyjnych w Polsce, obsługuje on zarówno klientów indywidualnych, jak i podmioty o charakterze działalności gospodarczej. Spółka posiada sieć około 440 placówek na terenie całego kraju. Poza tym, iż jest ona notowana na parkiecie GPW (z kapitalizacją 22 533,32 mln zł na dzień 08.05.2021 r), gwarantuje swoim klientom możliwość aktywnego udziału w inwestowaniu poprzez własną platformę maklerską. Kapitałowo powiązana jest z holenderską grupą ING będącą koncernem grupującym instytucje finansowe na skalę światową. Jak wynika z misji i strategii ING Banku Śląskiego – ich celem jest rozwijanie i umacnianie pozycji w polskim sektorze bankowym poprzez dostarczanie różnorodnych usług finansowych.

Realizacja badania

Właściwe badanie zostało zrealizowane w oparciu o szereg kategorii, pod względem których analizowano notowania spółki o tickerze INGBSK we wspomnianym okresie pierwszego kwartału 2021 r.

Wstępna analiza notowań w badanym okresie

Pierwszym krokiem, jaki postanowiono poczynić to wstępne zbadanie, jak „gołym okiem” wyglądały notowania wybranej spółki, co przedstawia Rysunek 1.



Rysunek 1 Wykres logarytmów cen zamknięcia spółki ING w okresie 01.01-31.03 2021 r.
Źródło: opracowanie własne (Gretl).

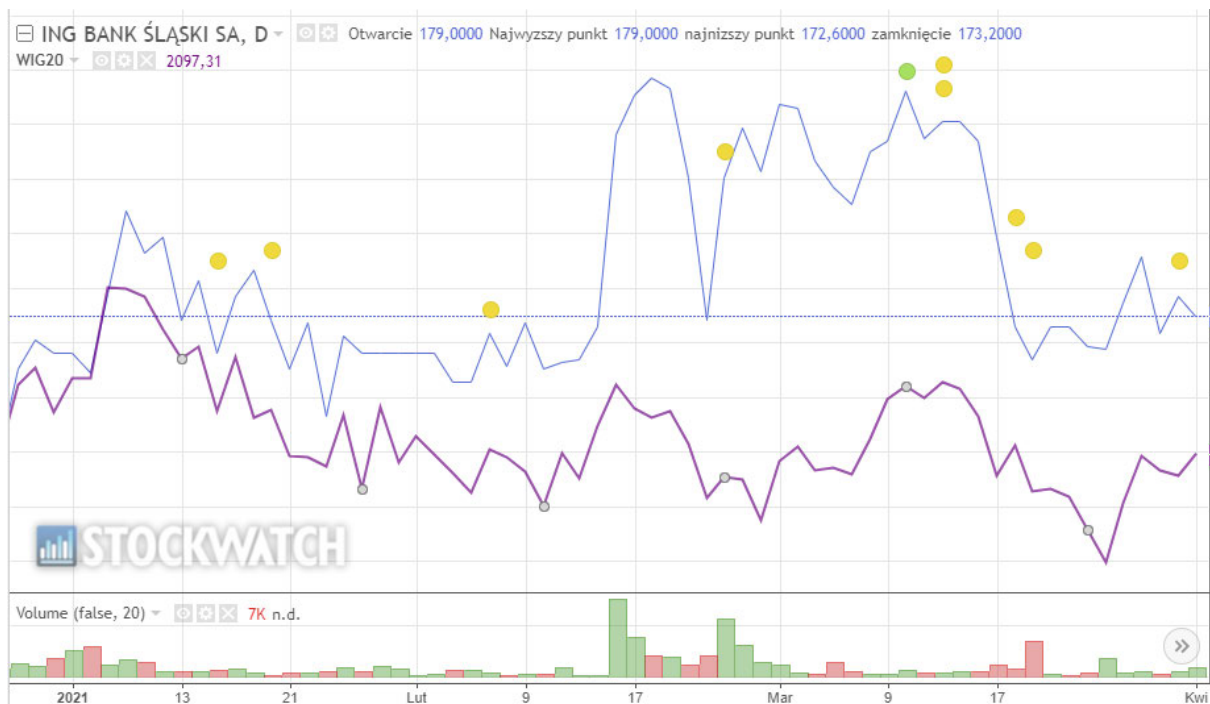
Spoglądając na wykres logarytmów cen zamknięcia zauważa się pewne anomalie, które wystąpiły w okolicach połowy lutego. Mianowicie, miało miejsce spore wahanie – gwałtowne spadki, poprzedzone znacznym wybiciem. Okres wzmożonej niepewności potrwał aż do drugiej połowy marca, kiedy to można powiedzieć, iż sytuacja ustabilizowała się. Postanowiono podjąć próbę odnalezienia uzasadnienia takiego zachowania się kursu w realnych informacjach dotyczących spółki ING w tym okresie.

| | | |
|--|------------|--|
| Pozostałe | 2021-03-31 | transakcje na akcjach fantomowych przez osobę powiązaną |
| Walne Zgromadzenie | 2021-03-19 | WZ - zwołanie walnego, projekty uchwał |
| Transakcje insidera lub znaczącego inwestora | 2021-03-18 | transakcje na akcjach fantomowych przez osoby powiązane |
| Wyniki | 2021-03-12 | SA-R |
| Wyniki | 2021-03-12 | SA-RS |
| Dywidenda | 2021-03-10 | decyzja zarządu w sprawie propozycji podziału zysku |
| Wyniki | 2021-02-24 | wyniki Q4.2020 |
| Wyniki | 2021-02-05 | zmiana daty wyników za Q4.2020 |
| Pozostałe | 2021-01-20 | informacja o szacowanej wartości dodatkowych odpisów z tytułu strat oczekiwanych na kredyty hipoteczne CHF w Q4.2020 |
| Pozostałe | 2021-01-15 | zalecenie KNF odnośnie polityki dywidendowej w pierwszym półroczu 2021 |

Tabela 1 Najważniejsze komunikaty oraz wydarzenia wokół spółki ING w badanym okresie. Źródło: stockwatch.pl

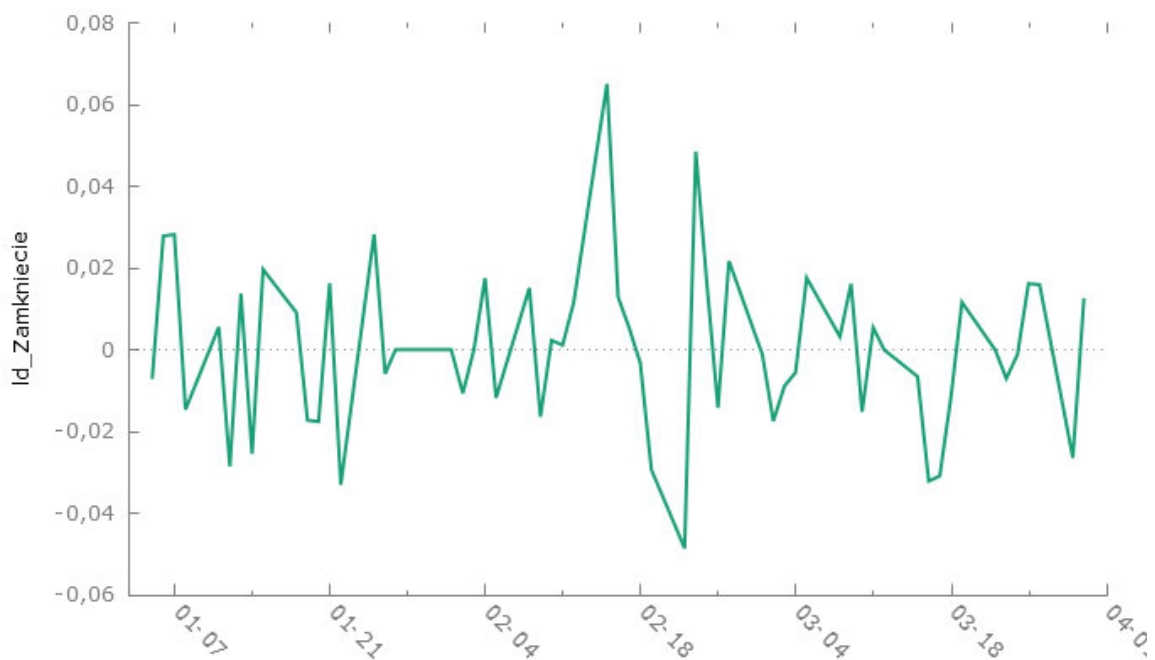
Jak przedstawia to zamieszczona Tabela 1, w badanym okresie można znaleźć pewne kluczowe informacje o sytuacji spółki. Po pierwsze – w styczniu KNF wydał zalecenia odnośnie polityki dywidendowej, w dodatku, kilka dni później pojawiła się informacja o odpisach z tytułu strat związanych z sytuacją z kredytami frankowymi. Charakter obu tych informacji prawdopodobnie mógł ujemnie wpływać na wyniki notowań, należy jednak nadmienić, iż informacje te pojawiły się, gdy ING był już w środku trendu spadkowego. Oczywiście pojawienie się oficjalnej informacji mogło zostać zdyskontowane dużo wcześniej, jak to często bywa na giełdzie. Przechodząc jednak do próby wyjaśnienia pokaźnego wybicia z połowy lutego – w tej sytuacji również informacja, która mogła być kluczowa dla takiego zachowania (ogłoszenie wyników za Q4 2020) się notowań oficjalnie ukazała się dużo później niż oddawałby to wykres. Z kolei 10 marca, tuż przed sporym spadkiem notowań – miało miejsce ogłoszenie wysokości dywidendy – jest to również powszechna sytuacja, iż spadek następuje zaraz po oficjalnym ogłoszeniu jakiejś kluczowej informacji, pod którą inwestorzy krótkoterminowi spekulowali dużo wcześniej, a w danym momencie realizują zyski.

Warto również zwrócić uwagę, na niezwykle duże skorelowanie notowań ING z sytuacją WIG20 w danym okresie, zaobserwować można to patrząc na Rysunek 2.



Rysunek 2 Wykres przedstawiający przebieg cen zamknięcia akcji ING (niebieski) oraz indeks WIG20 (fioletowy) w badanym okresie. Źródło: stockwatch.pl

Po pierwsze, zestawiając wykresu ING z indeksem WIG20 ujrzymy bardzo wysoką korelację, jest ta zauważalne również w przypadku czasu większych zmian kursu – przebiegają niemal zbieżnie z tymi dotyczącymi WIG20. Obserwacja taka może sugerować, iż przyczyny anomalii/większych wahań kursów leżą raczej u podłoża przebiegu całej polskiej giełdy w tym czasie niż konkretnie pośród faktów i newsów o ING.



Rysunek 3 Logarytmiczne stopy zwrotu spółki ING w badanym okresie. Źródło: opracowanie własne (Gretl).

Kolejny wykres (Rysunek 3) obrazuje zachowanie się ciągłych stóp zwrotu spółki ING, jak widać również ten szereg czasowy dobrze oddaje zachowanie się notowań spółki, przy okazji są podstawy do przypuszczeń, iż wykazuje cechy stacjonarnego. Jak powszechnie wiadomo, fakt ten stwarza wiele możliwości, jeśli chodzi o szerszą analizę ekonometryczną, dopasowanie modeli do danych. Postanowiono formalnie zbadać stacjonarność ciągłych stóp zwrotu w kolejnym etapie badania.

Stacjonarność logarytmów cen zamknięcia i logarytmicznych stóp zwrotu

W celu formalnego zbadania stacjonarności, użyto testów pierwiastka jednostkowego – ADF oraz KPSS. Oba testy przyjmują nieco inne hipotezy. Mianowicie w pierwszym przypadku (test ADF) są one następujące:

- $H_0: X_t \sim I(1)$,
- $H_1: X_t \sim I(0)$.

Z kolei w przypadku KPSS:

- $H_0: X_t \sim I(0)$,
- $H_1: X_t \sim I(1)$.

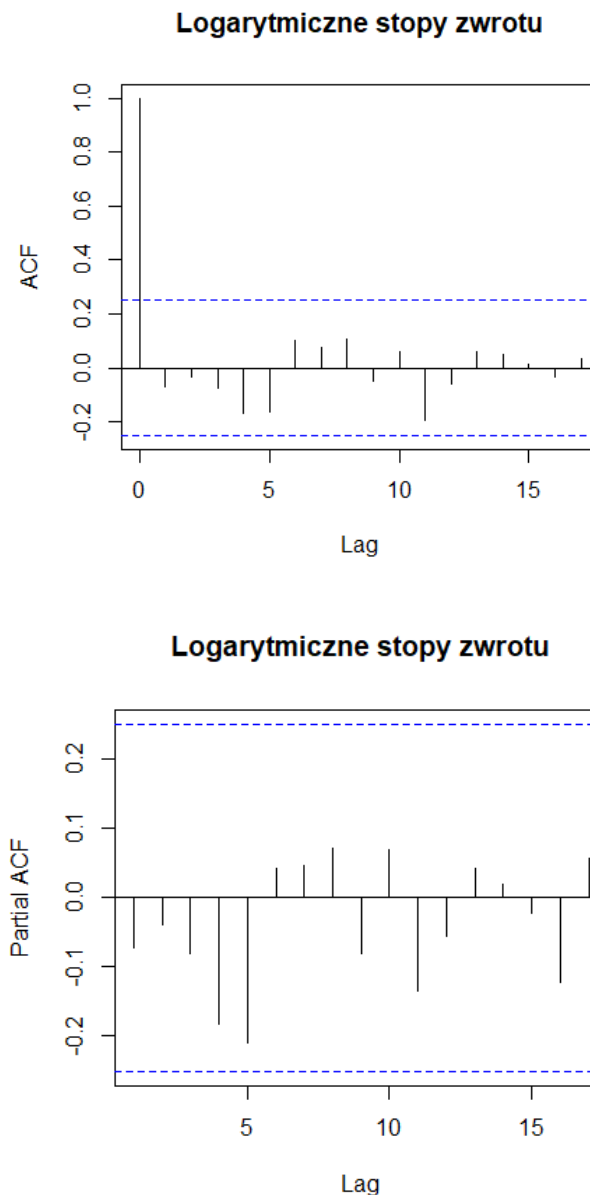
| | Stopy logarytmiczne | Logarytmy cen |
|------|---------------------|---------------|
| ADF | < 0,01 | > 0,1 |
| KPSS | > 0,1 | 0,06 |

*Tabela 2 P-value testów badających stacjonarność stóp logarytmicznych oraz logarytmów cen zamknięcia spółki ING.
Źródło: obliczenia własne (Rstudio).*

Taki układ wyników pozwala wysnuć jednoznaczny wniosek o stacjonarności szeregu stóp logarytmicznych, opierając się na teście ADF i umacniając się w tym przekonaniu wynikami testu KPSS.

Jeśli chodzi o szereg logarytmów cen, test ADF wskazuje jasno na brak stacjonarności, z kolei p-value odnoszące się do testu KPSS przyjmuje wartość niejako sporną, na pograniczu. W takim wypadku, biorąc również pod uwagę wcześniej zamieszczony wykres – można z dużą pewnością wnioskować o braku stacjonarności.

Autokorelacja stóp zwrotu spółki ING



Rysunek 4 Wykresy ACF oraz PACF dla logarytmicznych stóp zwrotu spółki ING. Źródło: opracowanie własne (Rstudio).

Kolejny etap przeprowadzonego badania dotyczył autokorelacji stóp zwrotu, przedstawione wykresy jednoznacznie wskazują na brak istotnej autokorelacji pomiędzy stopami zwrotu.

Dopasowanie modelu SARMA do danych

O danych giełdowych z oczywistych powodów można myśleć, jak o takich wykazujących cechy pewnej sezonowości a w szczególności stopnia 5 (gdyż tyle trwa giełdowy tydzień). Mając na uwadze

takie przesłanki zdecydowano podjąć próbę doboru do danych modelu SARMA. Dobór odpowiedniego modelu SARMA przeprowadzono z użyciem skryptu widocznego na Rysunku 6.

```
set bfgs_maxgrad 1000000

d_X = ld_Zamkniecie

scalar p_max = 2
scalar q_max = 2
scalar p_opt = -1
scalar q_opt = -1
scalar bic_najlepsze = 1000000
scalar bic_robocze = 1
scalar P_max = 2
scalar Q_max = 2
scalar P_opt = -1
scalar Q_opt = -1

loop p=0..p_max --quiet
  loop q=0..q_max --quiet
    loop P=0..P_max --quiet
      loop Q=0..Q_max --quiet
        arima p 0 q; P 0 Q; ld_Zamkniecie --quiet
        bic_robocze=$aic #//bic aic hqc
        if bic_robocze<bic_najlepsze
          bic_najlepsze=bic_robocze
          p_opt=p
          q_opt=q
          P_opt = P
          Q_opt = Q
        endif
      endloop
    endloop
  endloop
endloop

p_opt
q_opt
P_opt
Q_opt
arima p_opt 0 q_opt; P_opt 0 Q_opt; ld_Zamkniecie
```

Rysunek 5 Kod skryptu środowiska Gretl użyty do wyboru najlepszych parametrów modelu SARMA. Źródło: opracowanie własne (Gretl).

| Kryterium | AIC | HQC | BIC |
|-----------|-----|-----|-----|
| p | 0 | 0 | 0 |
| q | 0 | 0 | 0 |
| P | 0 | 0 | 0 |
| Q | 0 | 0 | 0 |

Tabela 3 Wyniki procedury doboru najlepszego opóźnienia modelu SARMA, pod względem wartości kryteriów informacyjnych: AIC, BIC, HQC. Źródło: obliczenia własne (Gretl).

Jak przedstawia Tabela 3, badacz natknął się na sytuację, w której analizowane stopy zwrotu najlepiej wartość oczekiwana (pod względem trzech różnych kryteriów informacyjnych). Z punktu widzenia ekonometrii przypadek taki to sytuacja, w której cała zaawansowana część tej dziedziny nauki ulega zwykłej stałej. Takie okoliczności niestety w sporej mierze ograniczają sensowne możliwości zastosowania modelu w praktyce (m.in. możliwości prognostyczne).

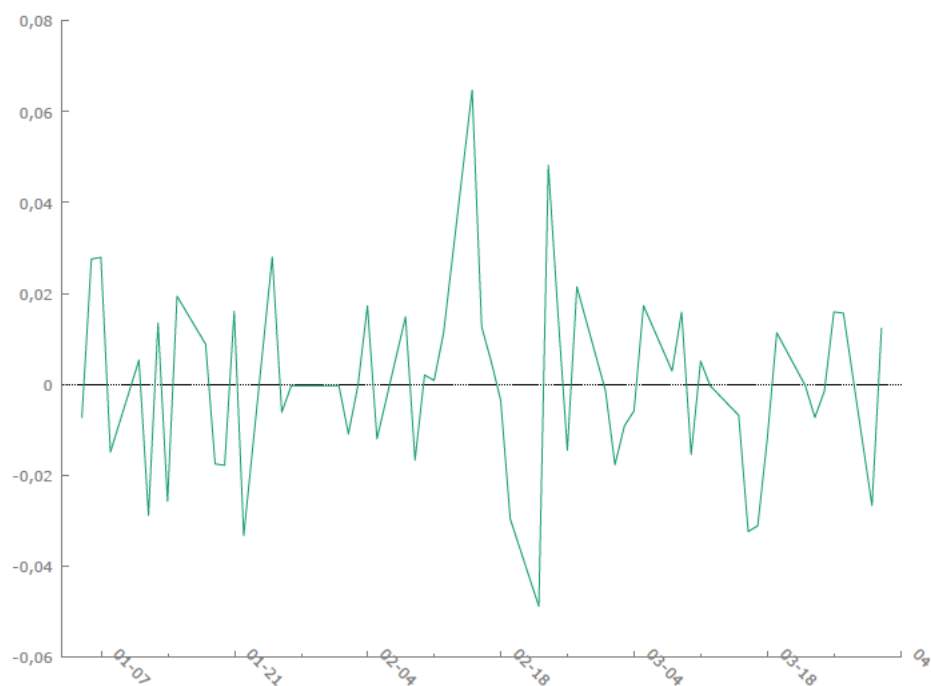
Model 5: Estymacja ARMA, wykorzystane obserwacje 2021-01-05:2021-03-30 (N = 61)
Estymacja z wykorzystaniem metody najmniejszych kwadratów (= MLE)
Zmienna zależna (Y): ld_Zamkniecie_ING

| | współczynnik | błąd standardowy | z | wartość p |
|-------|--------------|------------------|--------|-----------|
| const | 0,000322753 | 0,00255426 | 0,1264 | 0,8994 |

| | | | |
|------------------------|-----------|------------------------|-----------|
| Średn.aryt.zm.zależnej | 0,000323 | Odch.stand.zm.zależnej | 0,019949 |
| Średnia zaburzeń los. | 0,000000 | Odch.st. zaburzeń los. | 0,019949 |
| Logarytm wiarygodności | 152,7369 | Kryt. inform. Akaike'a | -301,4738 |
| Kryt. bayes. Schwarza | -297,2521 | Kryt. Hannana-Quinna | -299,8193 |

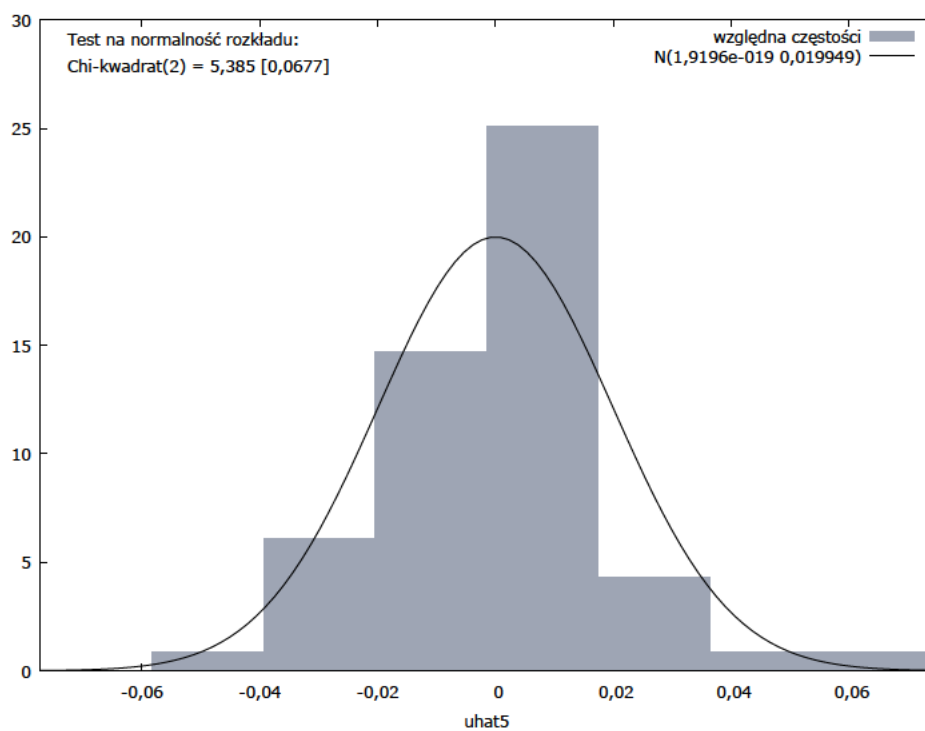
Rysunek 6 Wyniki estymacji modelu SARMA dla ciągłych stóp zwrotu indeksu ING. Źródło: obliczenia własne (Gretl).

Rysunek 6 przedstawia wyniki estymacji wspomnianego modelu zawierającego jedynie stałą. Wynika z tego, iż dopasowane wartości z modelu to po prostu ciąg stałych wartości. Ciekawsze wnioski może przynieść analiza reszt z modelu, co dokonano w następnej części badania.



Rysunek 7 Reszty z modelu SARMA. Źródło: opracowanie własne (Gretl).

Składnik losowy, jak widać na załączonym rysunku wykazuje cechy stacjonarnego (potwierdza to zarówno test ADF jak i KPSS). Kolejny etap dotyczył badania normalności rozkładu reszt.



Rysunek 8 Wykres pokazujący rozkład składnika losowego, uzyskanego na podstawie modelu SARMA. Źródło: opracowanie własne (Gretl).

W rozważanym przypadku zobrazowany histogram reszt w porównaniu do tego, jak przebiegałby wykres, gdyby reszty w stu procentach pokrywały się z rozkładem. Pobocznym testem, który został przeprowadzony w celu określenia normalności był test Doornika-Hansena. Otrzymano p-value na poziomie 0,07, co pozwala domniemywać, iż rozkład reszt wykazuje cechy normalności.

Skuteczność modelu

Jako, że wszystkie użyte kryteria informacyjne wskazały zdecydowanie za najlepszy model zawierający jedynie stałą – sprawdzono, iż przewidział on znak stopy zwrotu w 27 przypadkach (44,3%), co stanowi dość przeciętny wynik.

Efekt ARCH

Korzystając z oprogramowania GRETl sprawdzono, czy w uzyskanym modelu występuje efekt ARCH. Informacja taka umożliwiłaby stworzenie odpowiedniego modelu, który w jednym z jest w stanie modelować również zmienność. Rząd opóźnienia wybrany do testu wynika z specyfiki danych giełdowych – sesje poniedziałek-piątek

Test ARCH dla rzędu opóźnienia 5

| | współczynnik | błąd standardowy | t-Studenta | wartość p | |
|----------|--------------|------------------|------------|-----------|----|
| alpha(0) | 0,000303061 | 0,000149277 | 2,030 | 0,0477 | ** |
| alpha(1) | 0,173854 | 0,138348 | 1,257 | 0,2147 | |
| alpha(2) | -0,0693384 | 0,140742 | -0,4927 | 0,6244 | |
| alpha(3) | -0,0920070 | 0,140427 | -0,6552 | 0,5153 | |
| alpha(4) | 0,000994429 | 0,140298 | 0,007088 | 0,9944 | |
| alpha(5) | 0,210451 | 0,137957 | 1,525 | 0,1334 | |

Hipoteza zerowa: efekt ARCH nie występuje

Statystyka testu: LM = 5,44496

z wartością p = $P(\text{Chi-kwadrat}(5) > 5,44496) = 0,364019$

Rysunek 9 Wynik testu efektu ARCH. Źródło: opracowanie własne (GRETl)

Jak przedstawia to zamieszczony wydruk – nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej (która mówi o braku efektu ARCH). Przy takich okolicznościach nie podejmowano próby budowy modelu klasy GARCH.

Prognoza

Jako że nie otrzymano modelu GARCH, do prognozy wykorzystany otrzymany wcześniej model SARMA. Fakt, iż model zawiera jedynie stałą sprowadza prognozę do jednej wartości (utworzonej na podstawie logarytmicznej stopy zwrotu z dnia 31.03.2021r)

| Prognoza | Realna wartość |
|----------|----------------|
| 174,5 | 173,2 |
| | 180 |
| | 177,8 |
| | 180,8 |
| | 181,8 |
| | 183 |
| | 181 |
| | 181 |
| | 181 |
| | 181 |
| | |
| ME | 5,60 |
| MAE | 5,85 |
| RMSE | 6,18 |
| MAPE | 0,03 |

Tabela 4 Predykcja modelu SARMA wraz z miarami błędów prognoz. Źródło: obliczenia własne

Miary, które posłużyły do oceny prognozy ex post pozwoliły wysnuć następujące wnioski:

- Przeciętne obciążenie prognozy wyniosło 5,6;
- Średnio prognoza różniła się o 5,85 od wartości realnej;
- Przeciętnie prognoza odbiegała o 3% od wartości rzeczywistej.

Pomimo modelowania za pomocą jedynie stałej, miary prognoz wskazują, iż nie było drastycznych różnic pomiędzy wartościami prognozowanymi, a realną sytuacją. Należy mieć jednak na uwadze,

iż prognozowano dość spokojny okres, a gdyby wystąpiła większa zmienność (czego modele klasy SARIMA nie biorą pod uwagę) – wyniki byłyby znacznie gorsze.

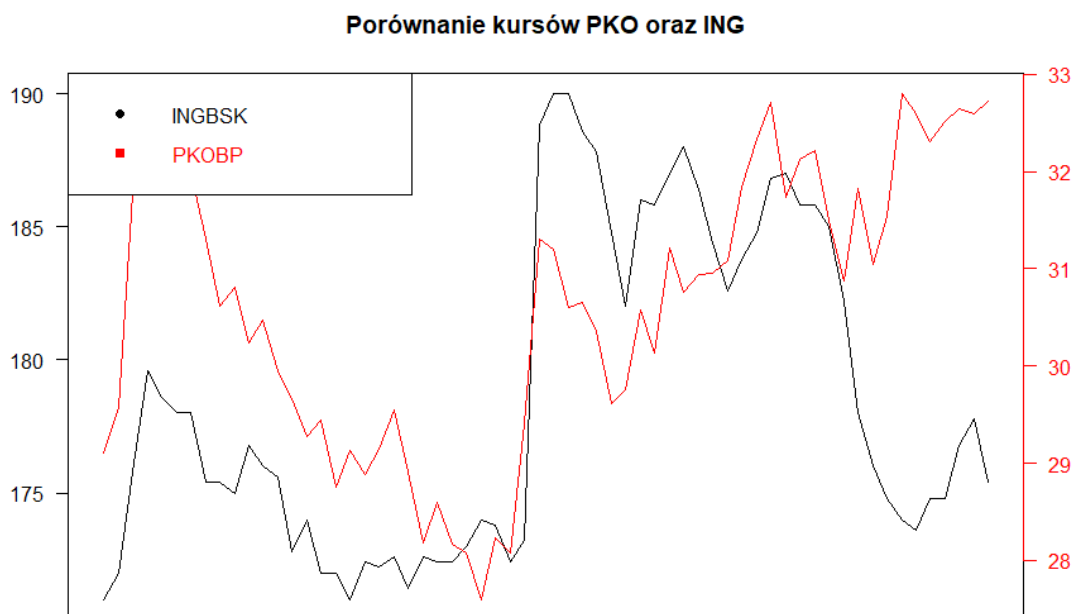
VaR

Wartość statystyki VaR (99%) w tym wypadku informuje o tym, poniżej jakiej wartości nie spadnie cena zamknięcia analizowanej spółki w prognozowanym dniu, z pewnością na poziomie 99%.

Prognozując VaR dla dnia 1 kwietnia 2021r, biorąc pod uwagę model SARMA (zawierający niestety jedynie stałą) otrzymano wartość 167,2, w danym dniu ceną zamknięcia osiągnęła poziom - 173,2.

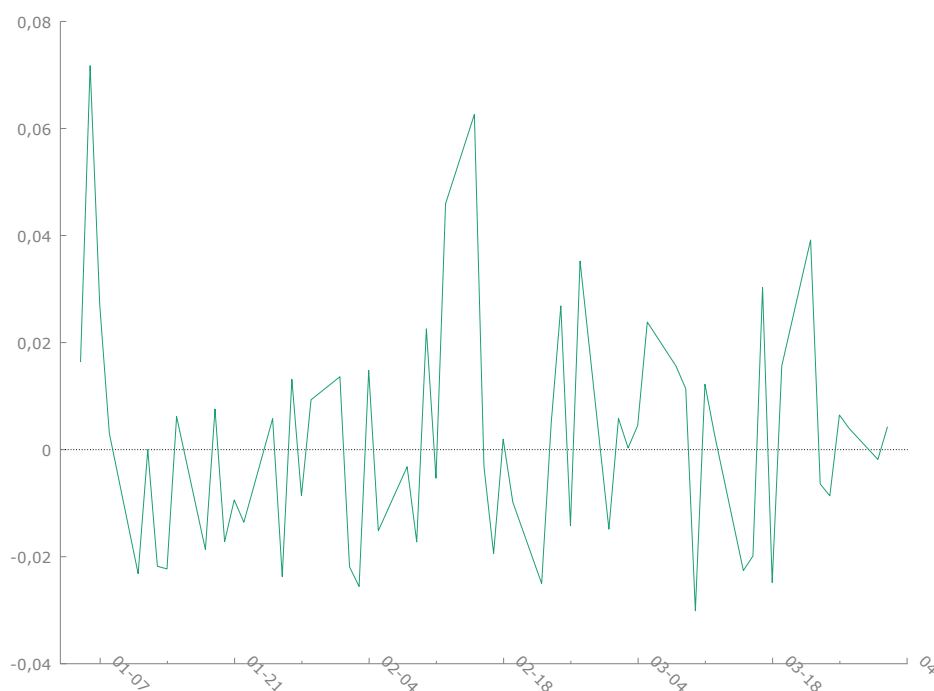
Analiza lidera sektora

Do tej pory badanie prowadzono dla spółki znanej pod skrótem INGBSK, należy ona do sektora bankowego na polskiej GPW. Największym pod względem kapitalizacji podmiotem tego sektora w Polsce jest PKOBP, zestawiono notowania obu spółek w badanym okresie.



Rysunek 10 Zestawienie notowań PKOBP oraz INGBSK. Źródło: opracowanie własne (Rstudio).

Spoglądając na zestawienie notowań obu spółek – w oczy rzuca się dość wysokie skorelowanie cen zamknięcia, do lekkiej rozbieżności dochodzi dopiero w okolicach początku marca.



Rysunek 11 Logarytmiczne stopy zwrotu dla spółki PKOBP. Źródło: opracowanie własne (Gretl).

Przedstawione zostały również logarytmiczne stopy zwrotu dotyczące PKOBP w badanym okresie, wykres jasno pokazuje, że również w tym wypadku wystąpiły pewne anomalie, mniej więcej w połowie analizowanego okresu.

Przyczynowość w sensie Grangera

Należy zacząć od przytoczenia, czym jest przyczynowość w sensie Grangera. Otóż *zmienna X jest przyczyną w sensie Grangera zmiennej Y jeżeli bieżące wartości zmiennej y można dokładniej prognozować uwzględniając przeszłe wartości zmiennej x niż bez ich uwzględniania. X jest przyczyną Y w sensie Grangera w przypadku, gdy bieżące wartości Y można prognozować uzyskując bardziej dokładne rezultaty przy użyciu przeszłych wartości X niż bez ich wykorzystania, zakładając, że pozostałe informacje nie ulegają zmianie.*

Na pierwszy rzut oka, przytoczony wcześniej wykres wskazuje dość wysoką korelację między badanymi stopami badanych spółek. W następnym kroku zdecydowano więc zbudować wielowymiarowy model (VAR) - by opisać lepiej wpływ analizowanych zmiennych na siebie. Pierwszą czynnością był wybór stopnia opóźnienia.

System VAR, maksymalny rząd opóźnienia 5

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 | 291,26279 | | -10,187957* | -9,970955* | -10,103826* |
| 2 | 291,91155 | 0,86180 | -10,068270 | -9,706600 | -9,928051 |
| 3 | 295,67468 | 0,11056 | -10,059810 | -9,553472 | -9,863504 |
| 4 | 296,99995 | 0,61790 | -9,964284 | -9,313278 | -9,711890 |
| 5 | 300,97338 | 0,09354 | -9,963335 | -9,167661 | -9,654854 |

Rysunek 12 Wynik procedury wyboru rzędu opóźnienia dla modelu VAR dla stóp zwrotu PKOBP oraz INGBSK.

Źródło: opracowanie własne (Gretl).

Przeprowadzona procedura doboru opóźnienia dla modelu wskazała, iż najlepszym rozwiązaniem w takim wypadku będzie użycie zmiennych opóźnionych o 1 okres do tyłu.

System VAR (model wektorowej autoregresji), rząd opóźnień 1
 Estymacja KMNK dla obserwacji 2021-01-06-2021-03-30 (T = 60)
 Logarytm wiarygodności = 307,48221
 Wyznacznik macierzy kowariancji = 1,2128033e-007
 AIC = -10,0494
 BIC = -9,8400
 HQC = -9,9675
 Test Portmanteau: LB(15) = 47,1016, df = 56 [0,7956]

Równanie 1: ld_Zamkniecie_PKO

| | współczynnik | błąd standardowy | t-Studenta | wartość p |
|------------------------|--------------|------------------------|------------|-----------|
| const | 0,00150013 | 0,00285442 | 0,5255 | 0,6012 |
| ld_Zamkniecie_~_1 | 0,102496 | 0,155014 | 0,6612 | 0,5111 |
| ld_Zamkniecie_~_1 | -0,0605834 | 0,168438 | -0,3597 | 0,7204 |
| Średn.aryt.zm.zależnej | 0,001687 | Odch.stand.zm.zależnej | 0,021708 | |
| Suma kwadratów reszt | 0,027592 | Błąd standardowy reszt | 0,022002 | |
| Wsp. determ. R-kwadrat | 0,007614 | Skorygowany R-kwadrat | -0,027207 | |
| F(2, 57) | 0,218656 | Wartość p dla testu F | 0,804269 | |
| Autokorel.reszt - rho1 | -0,038190 | Stat. Durbina-Watsona | 1,908055 | |

Test F dla hipotezy o braku restrykcji:

Wszystkie opóźnienia zm. ld_Zamkniecie_PKO F(1, 57) = 0,43719 [0,5111]
 Wszystkie opóźnienia zm. ld_Zamkniecie_ING F(1, 57) = 0,12937 [0,7204]

Równanie 2: ld_Zamkniecie_ING

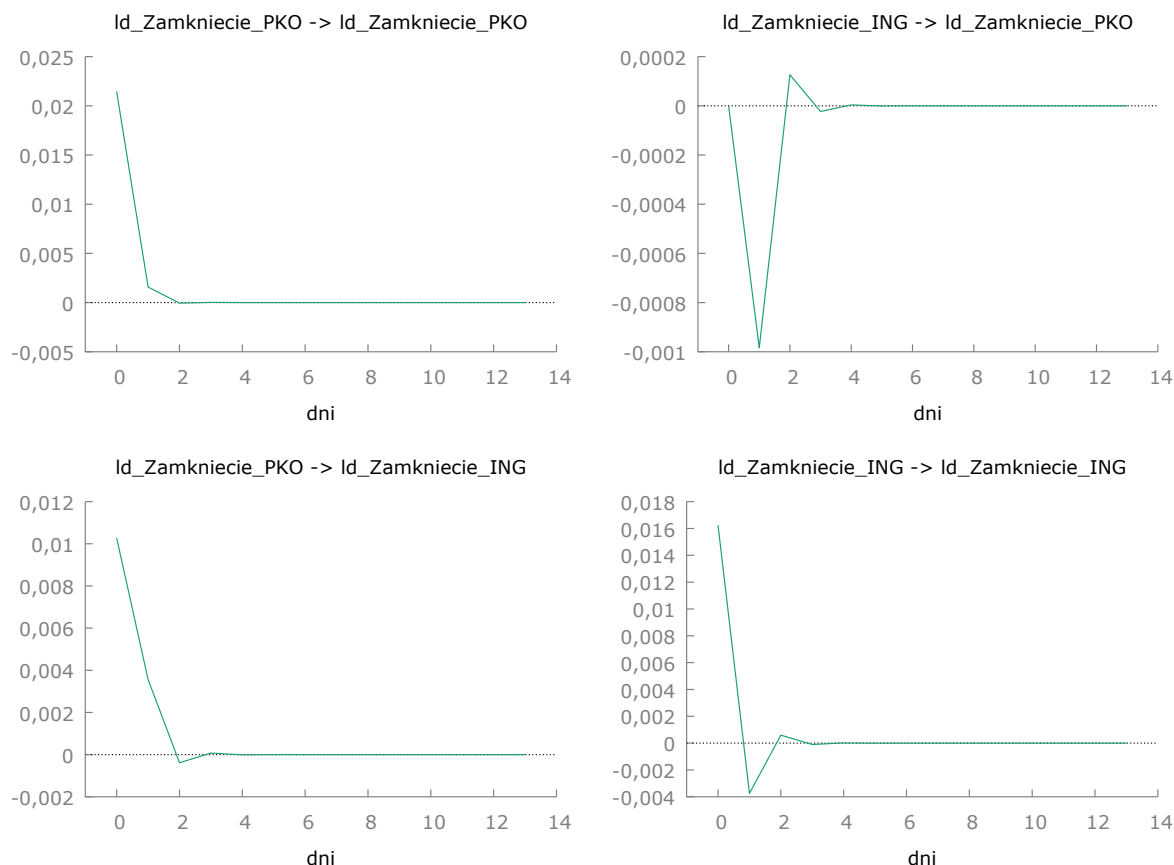
| | współczynnik | błąd standardowy | t-Studenta | wartość p |
|------------------------|--------------|------------------------|------------|-----------|
| const | -4,97753e-05 | 0,00255813 | -0,01946 | 0,9845 |
| ld_Zamkniecie_~_1 | 0,276605 | 0,138923 | 1,991 | 0,0513 * |
| ld_Zamkniecie_~_1 | -0,230736 | 0,150954 | -1,529 | 0,1319 |
| Średn.aryt.zm.zależnej | 0,000446 | Odch.stand.zm.zależnej | 0,020094 | |
| Suma kwadratów reszt | 0,022161 | Błąd standardowy reszt | 0,019718 | |
| Wsp. determ. R-kwadrat | 0,069783 | Skorygowany R-kwadrat | 0,037144 | |
| F(2, 57) | 2,138012 | Wartość p dla testu F | 0,127248 | |
| Autokorel.reszt - rho1 | -0,020782 | Stat. Durbina-Watsona | 2,017749 | |

Test F dla hipotezy o braku restrykcji:

Wszystkie opóźnienia zm. ld_Zamkniecie_PKO F(1, 57) = 3,9643 [0,0513]
 Wszystkie opóźnienia zm. ld_Zamkniecie_ING F(1, 57) = 2,3364 [0,1319]

Rysunek 13 Model VAR (rząd opóźnień 1) dla stóp zwrotu INGBSK oraz PKOBP. Źródło: opracowanie własne (Gretl).

Jeśli chodzi o badanie przyczynowości, otrzymane rezultaty są dość przewidywalne, jak i również zgadzają się z charakterystyką sytuacji panującej na rynku. Otóż został wyróżniony jedynie istotny (choć p-value oscylowało w okolicach wartości granicznej dla badanego poziomu istotności) wpływ opóźnionej wartości stóp PKO na aktualne wartości stóp ING. Następnie stworzono jeszcze zbiorczy wykres odpowiedzi na impuls.



Rysunek 14 Zbiórny wykres odpowiedzi na impuls. Źródło: opracowanie własne (Gretl).

Przedstawione wykresy, obrazujące reakcje na impuls pomiędzy stopami dwóch analizowanych spółek, pokazują, iż:

- w przypadku impulsu wytworzonego ze strony PKO, ma miejsce spadek wartości stóp zwrotu, sytuacja słabnie po jednym dniu, a całkowicie stabilizują się w drugim,
- pik na stopach zwrotu ING nie powoduje istotnej reakcji ze strony PKO,
- wahania stóp PKO powodują spadki wartości stóp ING, sytuacja wraca do stanu stabilnego, po upływie trzech dni,
- impulsy na stopach ING nie powodują istotnej zmiany tychże stóp w przyszłym okresie

Kointegracja

W celu sprawdzenia czy pomiędzy logarytmami cen zamknięcia obu spółek zachodzi zjawisko kointegracji – w pierwszym kroku należało upewnić się, czy obie zmienne wykazują cechy I(1).

```
Rozszerzony test Dickeya-Fullera dla procesu l_Zamkniecie_PKO  
dla opóźnienia rzędu 10 procesu (1-L)l_Zamkniecie_PKO  
liczebność próby 51  
Hipoteza zerowa: występuje pierwiastek jednostkowy  $\alpha = 1$ ; proces I(1)
```

```
test z wyrazem wolnym (const)  
model:  $(1-L)y = b_0 + (\alpha-1)y(-1) + \dots + e$   
estymowana wartość  $(\alpha-1)$  wynosi: -0,0631901  
Statystyka testu:  $\tau_c(1) = -0,779902$   
asymptotyczna wartość p = 0,8242  
Autokorelacja reszt rzędu pierwszego: 0,010  
opóźnione różnice:  $F(10, 39) = 0,562$  [0,8339]
```

```
z wyrazem wolnym i trendem liniowym  
model:  $(1-L)y = b_0 + b_1t + (\alpha-1)y(-1) + \dots + e$   
estymowana wartość  $(\alpha-1)$  wynosi: -0,277297  
Statystyka testu:  $\tau_{ct}(1) = -2,59443$   
asymptotyczna wartość p = 0,2829  
Autokorelacja reszt rzędu pierwszego: -0,012  
opóźnione różnice:  $F(10, 38) = 0,679$  [0,7365]
```

```
Rozszerzony test Dickeya-Fullera dla procesu l_Zamkniecie_ING  
dla opóźnienia rzędu 10 procesu (1-L)l_Zamkniecie_ING  
liczebność próby 51  
Hipoteza zerowa: występuje pierwiastek jednostkowy  $\alpha = 1$ ; proces I(1)
```

```
test z wyrazem wolnym (const)  
model:  $(1-L)y = b_0 + (\alpha-1)y(-1) + \dots + e$   
estymowana wartość  $(\alpha-1)$  wynosi: -0,186318  
Statystyka testu:  $\tau_c(1) = -1,67685$   
asymptotyczna wartość p = 0,4431  
Autokorelacja reszt rzędu pierwszego: 0,011  
opóźnione różnice:  $F(10, 39) = 0,516$  [0,8682]
```

```
z wyrazem wolnym i trendem liniowym  
model:  $(1-L)y = b_0 + b_1t + (\alpha-1)y(-1) + \dots + e$   
estymowana wartość  $(\alpha-1)$  wynosi: -0,342834  
Statystyka testu:  $\tau_{ct}(1) = -2,07236$   
asymptotyczna wartość p = 0,5607  
Autokorelacja reszt rzędu pierwszego: 0,012  
opóźnione różnice:  $F(10, 38) = 0,657$  [0,7558]
```


Jak wskazują przeprowadzone testy – pożądana własność miała miejsce. Kolejny krok, który poczyniono w celu weryfikacji kointegracji logarytmów cen zamknięcia analizowanych spółek to oszacowanie modelu regresji liniowej, badającej wpływ jednej zmiennej na drugą, przy pomocy MNK. Zabieg taki wykonano w celu zbadania białoszumowości składnika losowego powstałego przy okazji estymacji wspomnianego modelu.

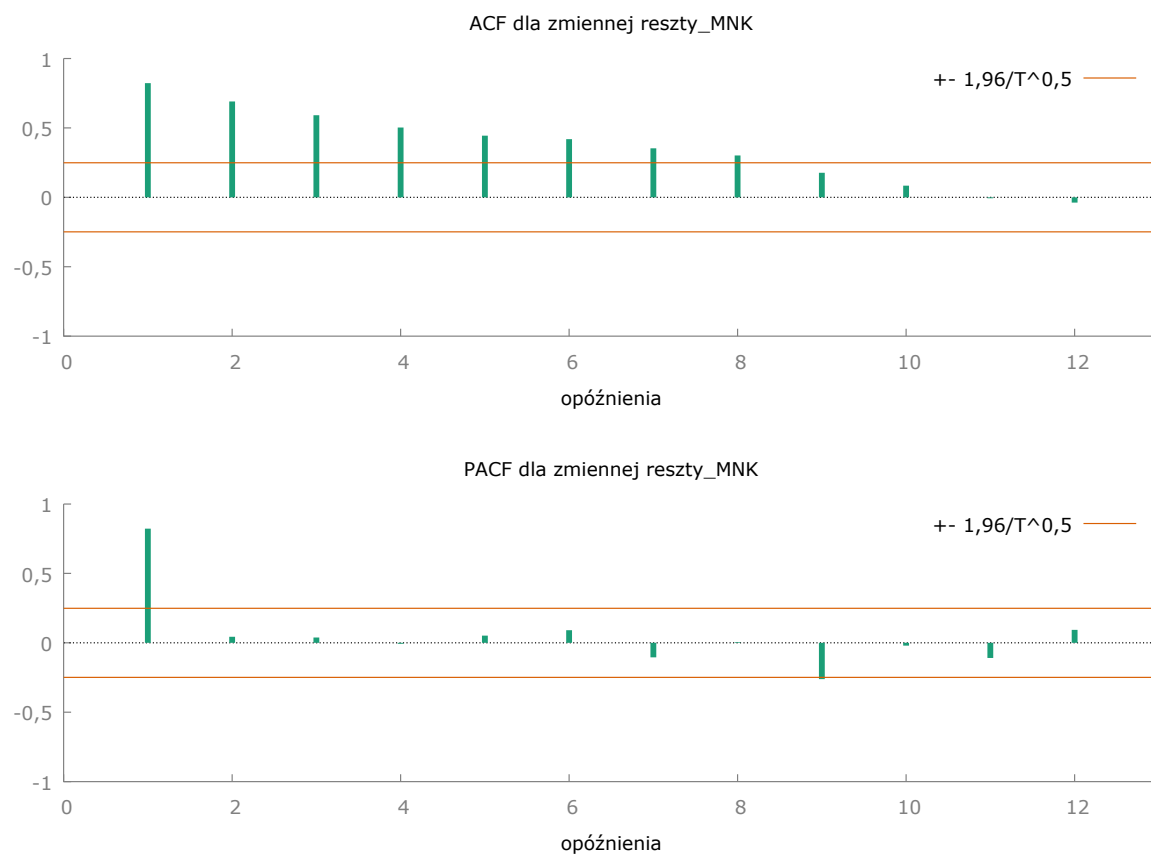
```
Rozszerzony test Dickeya-Fullera dla procesu reszty_MNK
dla opóźnienia rzędu 10 procesu (1-L)reszty_MNK
liczebność próby 51
Hipoteza zerowa: występuje pierwiastek jednostkowy a = 1; proces I(1)

test z wyrazem wolnym (const)
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estymowana wartość (a-1) wynosi: -0,207396
Statystyka testu: tau_c(1) = -1,76737
asymptotyczna wartość p = 0,3973
Autokorelacja reszt rzędu pierwszego: 0,021
opóźnione różnice: F(10, 39) = 0,875 [0,5639]

z wyrazem wolnym i trendem liniowym
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
estymowana wartość (a-1) wynosi: -0,286953
Statystyka testu: tau_ct(1) = -1,58424
asymptotyczna wartość p = 0,7995
Autokorelacja reszt rzędu pierwszego: 0,020
opóźnione różnice: F(10, 38) = 0,867 [0,5705]
```

Rysunek 16 Test ADF dla reszt powstałych z modelu regresji liniowej, opsuje zależność między logarytmami cen zamknięcia badanych spółek. Źródło: opracowanie własne (Gretl).

Uzyskane p-value nie pozwala stwierdzić, iż otrzymany składnik losowy wykazuje własności procesu stacjonarnego. Taka sytuacja przybliży autora badania do stwierdzenia, iż analizowana para zmiennych nie jest skointegrowana (ze stajonarności wynika białoszumowość). Dla pewności zobrazowano wykres autokorelacji składnika losowego.



Rysunek 17 Wykresy autokorelacji składnika losowego otrzymanego metodą MNK. Źródło: opracowanie własne (Gretl).

Przedstawione wykresy ostatecznie pozwalają przesądzić, analizowany składnik nie jest białym szumem. Wniosek z tego płynący można sprowadzić do stwierdzenia, iż pomiędzy logarytmami cen zamknięcia spółek INGBSK oraz PKOBP nie występuje zjawisko kointegracji.

Podsumowanie

Podsumowując przeprowadzone badanie, pomimo widocznych w fazie wizualnej analizy pewnych anomalii w badanych notowań spółki ING, specyfika danych z wybranego okresu nie pozwoliła dobrać do nich odpowiednio złożonych modeli. W przypadku próby dopasowania modelu SARMA, kryteria informacyjne za najlepszy wskazały model zawierający jedynie stałą. Z kolei wg. następnie przeprowadzonego testu nie wystąpił także efekt ARCH, który dałby podstawę do budowy modelu uwzględniającego wariancję.

Na podstawie okrojonego modelu SARMA udało się jednak stworzyć prognozę oraz wyznaczyć wartość VaR, która została pozytywnie zweryfikowana przez realne notowania.

Z kolei analiza przyczynowości Grangera dla badanej spółki oraz jej największego konkurenta z sektora bankowego – PKO pozwala wysnuć wnioski, iż historyczne wartości stóp zwrotu PKO mają wpływ na notowania ING. Sytuacja taka wydaje się logiczna, ze względu na to, iż PKO BP to zdecydowany lider sektora bankowego w Polsce. Na podstawie przeprowadzonych badań można również stwierdzić, iż dla badanej pary indeksów nie występuje zjawisko skointegrowania.

| | |
|--|----|
| Rysunek 1 Wykres logarytmów cen zamknięcia spółki ING w okresie 01.01-31.03 2021 r. Źródło: opracowanie własne (Gretl)..... | 5 |
| Rysunek 2 Wykres przedstawiający przebieg cen zamknięcia akcji ING (niebieski) oraz indeks WIG20 (fiolet) w badanym okresie. Źródło: stockwatch.pl | 7 |
| Rysunek 3 Logarytmiczne stopy zwrotu spółki ING w badanym okresie. Źródło: opracowanie własne (Gretl). | 7 |
| Rysunek 4 Wykresy ACF oraz PACF dla logarytmicznych stóp zwrotu spółki ING. Źródło: opracowanie własne (Rstudio)..... | 9 |
| Rysunek 5 Kod skryptu środowiska Gretl użyty do wyboru najlepszych parametrów modelu SARMA. Źródło: opracowanie własne (Gretl)..... | 10 |
| Rysunek 6 Wyniki estymacji modelu SARMA dla ciągłych stóp zwrotu indeksu ING. Źródło: obliczenia własne (Gretl)..... | 11 |
| Rysunek 7 Reszty z modelu SARMA. Źródło: opracowanie własne (Gretl)..... | 12 |
| Rysunek 8 Wykres pokazujący rozkład składnika losowego, uzyskanego na podstawie modelu SARMA. Źródło: opracowanie własne (Gretl). | 12 |
| Rysunek 9 Wynik testu efektu ARCH. Źródło: opracowanie własne (GRETl) | 13 |
| Rysunek 10 Zestawienie notowań PKOBP oraz INGBSK. Źródło: opracowanie własne (Rstudio)..... | 15 |
| Rysunek 11 Logarytmiczne stopy zwrotu dla spółki PKOBP. Źródło: opracowanie własne (Gretl)..... | 16 |
| Rysunek 12 Wynik procedury wyboru rzędu opóźnienia dla modelu VAR dla stóp zwrotu PKOBP oraz INGBSK. Źródło: opracowanie własne (Gretl). | 17 |
| Rysunek 13 Model VAR (rzęd opóźnienia 1) dla stóp zwrotu INGBSK oraz PKOBP. Źródło: opracowanie własne (Gretl)..... | 18 |
| Rysunek 14 Zbiorczy wykres odpowiedzi na impuls. Źródło: opracowanie własne (Gretl). | 19 |
| Rysunek 15 Testy stacjonarności ADF dla logarytmów cen zamknięcia. Źródło: opracowanie własne (Gretl). | 20 |
| Rysunek 16 Test ADF dla reszt powstałych z modelu regresji liniowej, opsującej zależność między logarytmami cen zamknięcia badanych spółek. Źródło: opracowanie własne (Gretl). | 21 |
| Rysunek 17 Wykresy autokorelacji składnika losowego otrzymanego metodą MNK. Źródło: opracowanie własne (Gretl)..... | 22 |