Wprowadzenie

Projekt ma na celu dokonanie analizy polskiej gieldy, wykorzystujac niektore branzowe indeksy, jak i rowniez glowny indeks WIG. Do analizy wykorzostano model CAPM, ktory jest postaci:

$$R_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_i(R_{Mt} - r_{ft}) + \varepsilon_{it}$$

R_{it} - stopa zwrotu i-tego portfela w czasie t
r_{ft} - stopa zwrotu wolna od ryzyka
R_{Mt} - stopa zwrotu portfela rynkowego
α_i, β_i - parametry strukturalne modelu
ε_{it} - zakłócenia losowe

Na potrzeby projektu, stopa wolna od ryzyka zostala ustanowiona na poziomie 2% rocznie. Portfelem rynkowym w analizowanym przypadku jest WIG, ktory w siedmiu rownaniach wyjasnial bedzie 7 indeksów branzowych, takich jak:

1. WIG-Banki
2. WIG-Budownictwo
3. WIG-Chemia
4. WIG-Energia
5. WIG-Spozywcze
6. WIG-Media
7. WIG-Telekomunikacja

Analizie poddano miesieczne, logarytmiczne stopy zwrotu, dla wymienionych indeksow, za okres: 31.12.2010-31.12.2020

Przygotowanie danych

Ze wzgledu na zostosowanie logarytmicznych stop zwrotu, ostatecznie kazdy z osmiu wektorow zawierajacych dane nt poszegolnych indeksow ma 120 obserwacji (zbior zmiejszyl sie o jedna obserwacje), stopy zwrotu zostaly na juz na tym etapie pomniejszone o ustalona stope wolna od ryzyka. Macierz ‘stopy’ zawiera gotowe dane do estymacji parametrow modelu.

```
df <- data.frame(wig = wig$Zamkniecie ,banki =wig_banki_m$Zamkniecie, budowa = wig_budow_m$Zamkniecie, chemia = wig_chemia_m
$Zamkniecie,energia = wig_energ_m$Zamkniecie,spozyw = danee[,7],media = wig_media_m$Zamkniecie, telkom = wig_telkom_m$Zamkni
ecie )
stopy <- matrix(ncol = 8,nrow = 120)
colnames(stopy) <- c("wig"  ,   "banki" ,  "budowa" , "chemia" , "energia" ,"spozyw" ,   "media" , "telkom" )

for(x in 1:120)
{
  stopy[x,1] <- -log(df[x,1]/df[x+1,1])-risk_free
  stopy[x,2] <- -log(df[x,2]/df[x+1,2])-risk_free
  stopy[x,3] <- -log(df[x,3]/df[x+1,3])-risk_free
  stopy[x,4] <- -log(df[x,4]/df[x+1,4])-risk_free
  stopy[x,5] <- -log(df[x,5]/df[x+1,5])-risk_free
  stopy[x,6] <- -log(df[x,6]/df[x+1,6])-risk_free
  stopy[x,7] <- -log(df[x,7]/df[x+1,7])-risk_free
  stopy[x,8] <- -log(df[x,8]/df[x+1,8])-risk_free

}
```

Model

Jak juz wspomniano model skladal sie bedzie z siedmiu rownan, gdzie w kazdym obserwacje dotyczace indeksu glownego WIG wyjasniac beda poszczegolne indeksy branzowe. Dzieki temu, iz w kazdym rownaniu zmienna objasniajaca jest taka sama, mozliwe jest skorzystanie z uproszczonej estymacji modelu SUR. W tym celu wykonano MNK dla każdego z rownan (jest to rownwazne z GLS dla calego ukladu) Zapisano reszty, jak i oszacowane parametry.

```
##                alfa      Beta alfa p_value
## banki   -0.004491691 1.1899807   0.17980203
## budowa  -0.005436150 0.9362019   0.36572073
## chemia   0.001480006 0.9936295   0.80160930
## energia -0.008767213 1.0655539   0.08435544
## spozyw  -0.003222480 0.6923827   0.45747675
## media    0.001681705 0.7814803   0.68531929
## telkom  -0.004227590 0.4880185   0.48208260
```

Przedstawione powyżej wartosci oszacowanych parametrow, wraz z p-value testu T-Studenta sprawdzajacego istotnosc stalej. W zadnym wypadku, wspomiany test, o nastepujacym zestawie hipotez:

$H0$: parametr α nie jest statystycznie istotny.
$H1$: parametr α jest statystycznie istotny.

nie wskazal na odrzucenie hipotezy zerowej. W takim wypadku nalezaloby sprawdzic laczna istotnosc wszystkich wyrazow wolnych. W badanym przypadku, oczekuje sie rowniez braku lacznej istotnosci parametrow alfa (by moc wnioskowac, iz parametry B poprawnie opisuja zmiennosc). Do tego celu posluzyc moze statystyka GRS:

$$GRS = (\frac{T}{N})(\frac{T-N-K}{T-K-1})[\frac{\hat{\alpha}^T \Sigma^{-1} \hat{\alpha}}{1 + \hat{\mu}^T \hat{V}^{-1} \hat{\mu}}]$$

gdzie:
T - liczba obserwacji, (120)
N - liczba portfeli, (7) K - liczba czynników objaśniających, (1) $\hat{\alpha}$ - wektor wyrazów wolnych,
$\hat{\Sigma}$ - macierz cov składników losowych,
$\hat{V}$ - wariancja macierzy X (obserwacje WIG),
$\hat{\mu}$ <- srednia macierzy X

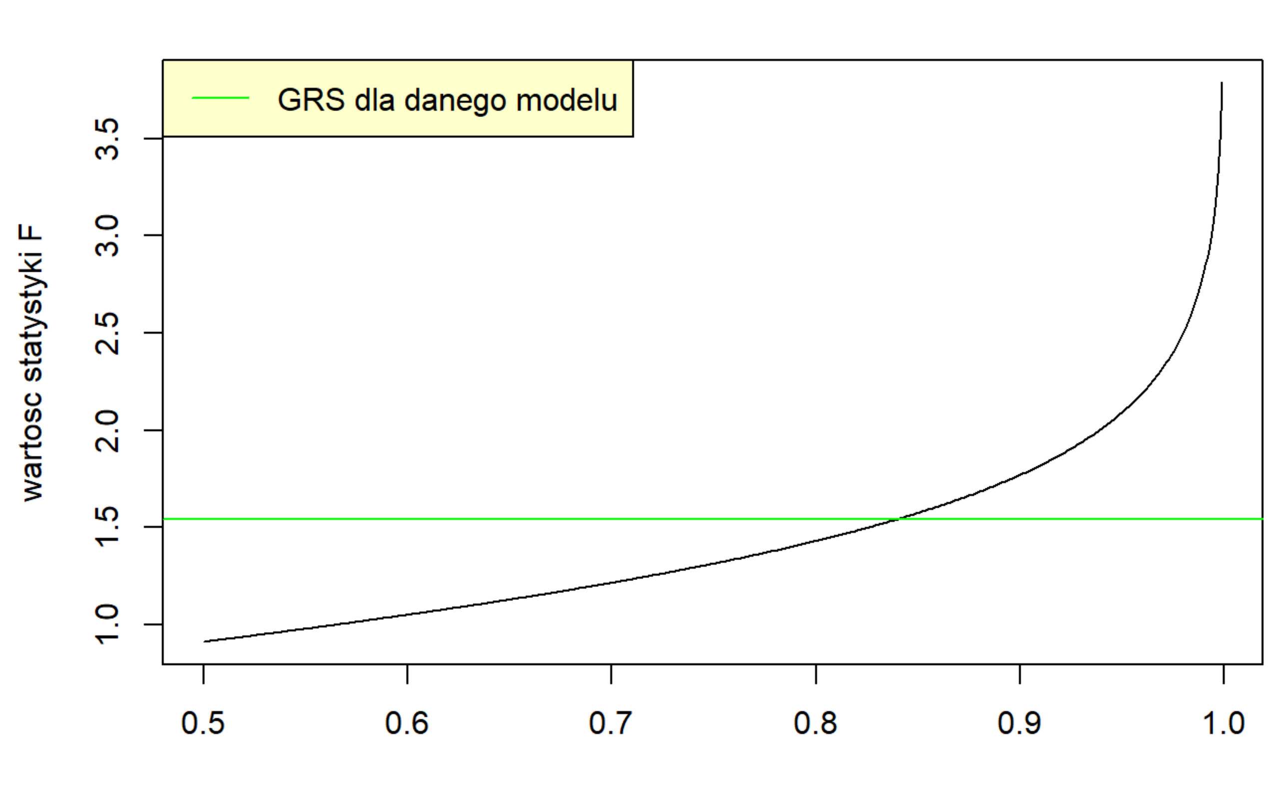
W przeprowadzanym badaniu wartosc tej statystyki wyniosla:

```
##         [,1]
## [1,] 1.54397
```

Wartosci graniczne statystki F o N i T-N-K stopniach swobody (ustalonych dla analizowanych obserwacji), do ktorej porownuje sie wartosc GRS (naniesiono zielona linia) w celu weryfikacji powyzszej hipotezy, w zaleznosci od poziomu istotnosci przedstawia ponizszy wykres:

```
alfy <- seq(from = 0.5, to = 0.999 , by = 0.001)
F_vector <- as.matrix(qf(alfy,N,T-N-K))
row.names(F_vector) <- alfy
#GRS > F_vector
colnames(F_vector) <- "F_graniczne"
#GRS < F_vector
#View(F_vector)

plot(alfy, F_vector, type ="l", xlab = "Poziom ufnosci (1-alfa)", ylab = "wartosc statystyki F")
abline(h=GRS, col= "green")
legend("topleft",legend = c("GRS dla danego modelu"), col=c("green"), lty = 1, bg="#FFFFCC")
```



Z wykresu wynika, iz hipoteza o lacznej nieistotnosci wyrazow wolnych, przy zalozonej wczesniej parze liczby stopni swobody rozkladu F, odrzucana jest od poziomu ufnosci 0.84. Oznacza to, iż możemy wnioskowac, ze parametry B poprawnie opisuja zmiennosc (powstaja efektywne portfele), gdy alfa <0.16.