

# PLAN INWESTYCYJNY 2026

Uporządkowany plan bezpiecznego pomnażania kapitału

Kacper Szmigielski

## Spis treści

<b>1</b>	<b>Zadanie 3</b>	<b>2</b>
1.1	Treść . . . . .	2
1.2	Zadanie 1 . . . . .	2
1.3	Zadanie 2 . . . . .	11

## Spis rysunków

## Spis tabel

# 1 Zadanie 3

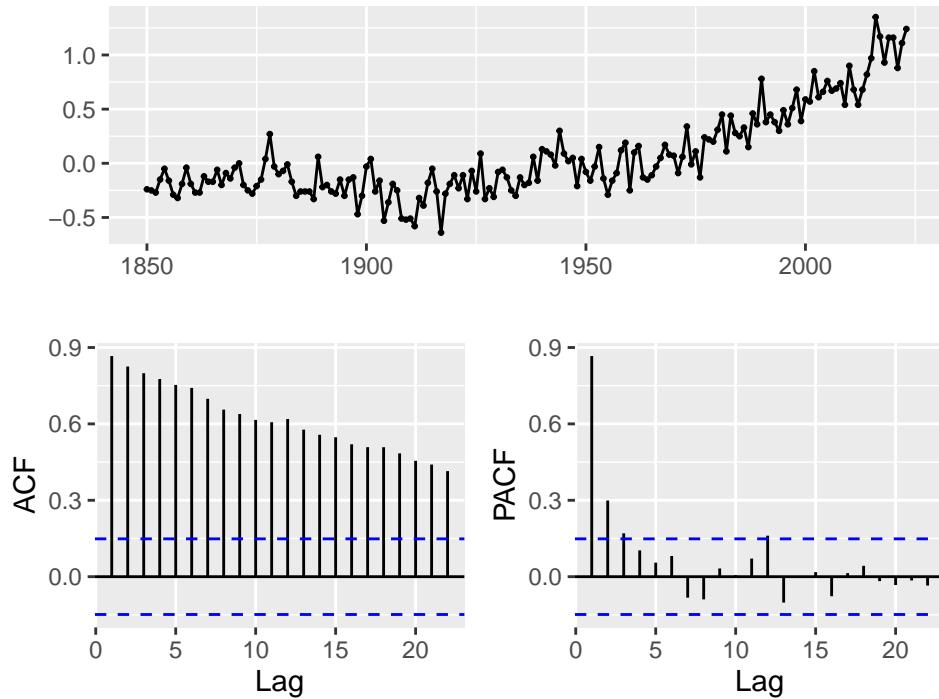
## 1.1 Treść

## 1.2 Zadanie 1

### 1.2.1 Treść

### 1.2.2 a)

### 1.2.3 Rozwiążanie



### 1.2.4 Wstępne wnioski

Wykres szeregu wskazuje na wyraźny trend rosnący, natomiast nie widać regularnych wahań sezonowych.

Aby to potwierdzić, wykorzystano funkcje `ndiffs()` (liczba różnicowań potrzebna do uzyskania stacjonarności) oraz `nsdiffs()` (ocena potrzeby różnicowania sezonowego).

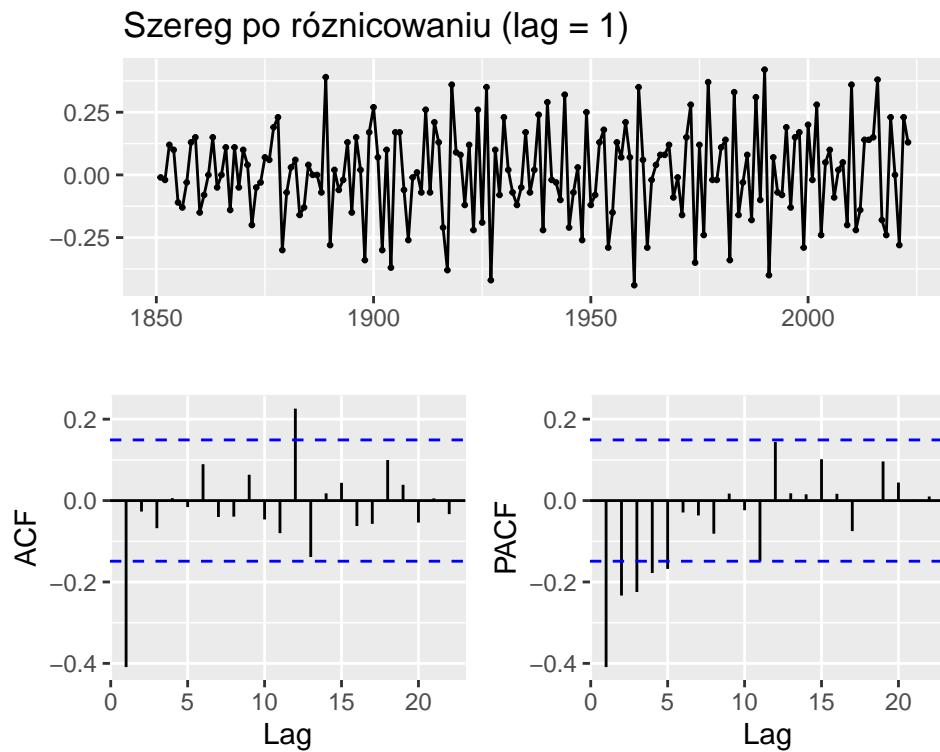
`ndiffs(df)` zwraca wartość 1, co sugeruje zastosowanie jednokrotnego różnicowania ( $d = 1$ ).

`nsdiffs(df)` zwraca brak potrzeby różnicowania sezonowego

W dalszej analizie zastosowano zatem różnicowanie pierwszego rzędu:

$$\nabla df_t = df_t - df_{t-1}.$$

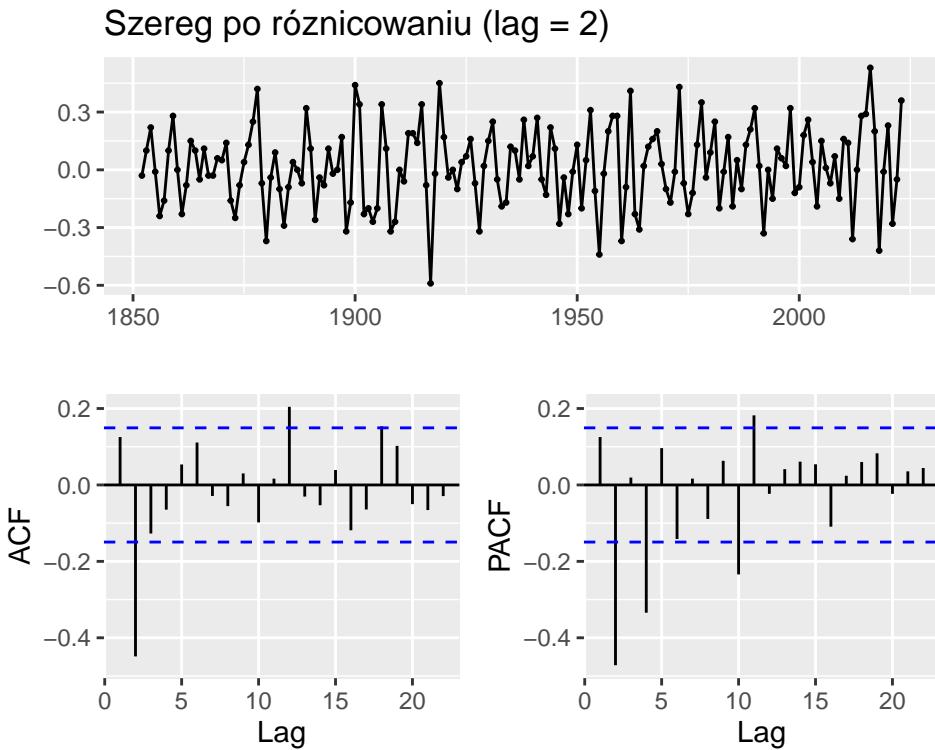
### 1.2.5 Dane po różnicowaniu (lag = 1)



Po jednokrotnym różnicowaniu widoczna jest eliminacja trendu długookresowego, co sugeruje, że transformacja ta przybliża szereg do stacjonarności.

Wykres PACF dla zróżnicowanych danych wskazuje na istotne wartości do opóźnienia około 5, co może sugerować obecność zależności autoregresyjnych rzędu  $\sim 5$  (kandydat na model AR(5)). Należy jednak podkreślić, że sama postać PACF nie przesądza o istnieniu „trendu wielomianowego”, a jedynie informuje o strukturze zależności czasowych w szeregu po transformacji.

### 1.2.6 Czy dalsze różnicowanie coś wnosi?



Porównanie wykresów ACF po różnicowaniu pierwszego i drugiego rzędu nie wskazuje na istotne zmiany w strukturze autokorelacji — przebieg ACF pozostaje bardzo podobny. Oznacza to, że dodatkowe różnicowanie nie wnosi istotnej poprawy i w dalszej analizie przyjęto  $d = 1$ .

### 1.2.7 Czy stosować transformację Boxa–Coxa?

Z wykresu szeregu nie widać wyraźnej zmiany wariancji w czasie (brak efektu „lejka”, tj. rosnącej amplitudy wahań wraz z poziomem szeregu). W celu weryfikacji oszacowano parametr  $\lambda$  transformacji Boxa–Coxa.

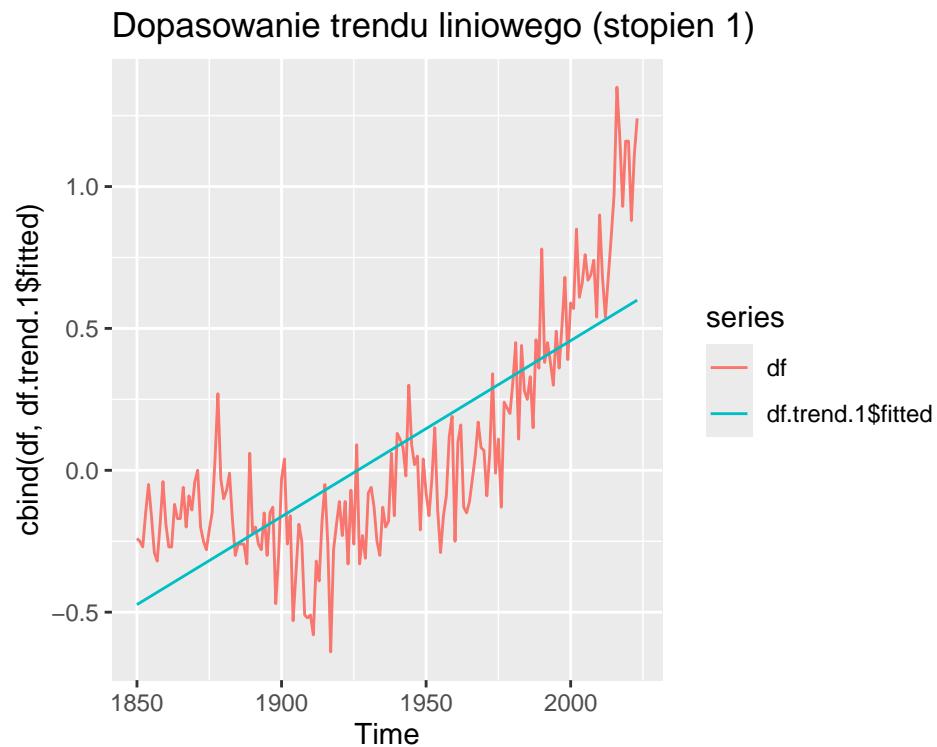
Wartość wsp. lambda

```
## [1] 0.9964801
```

Otrzymano  $\lambda \approx 0.9964801$ , czyli wartość bliską 1. Oznacza to, że ewentualna transformacja byłaby zbliżona do braku transformacji, dlatego w dalszej analizie nie stosuje się transformacji Boxa–Coxa.

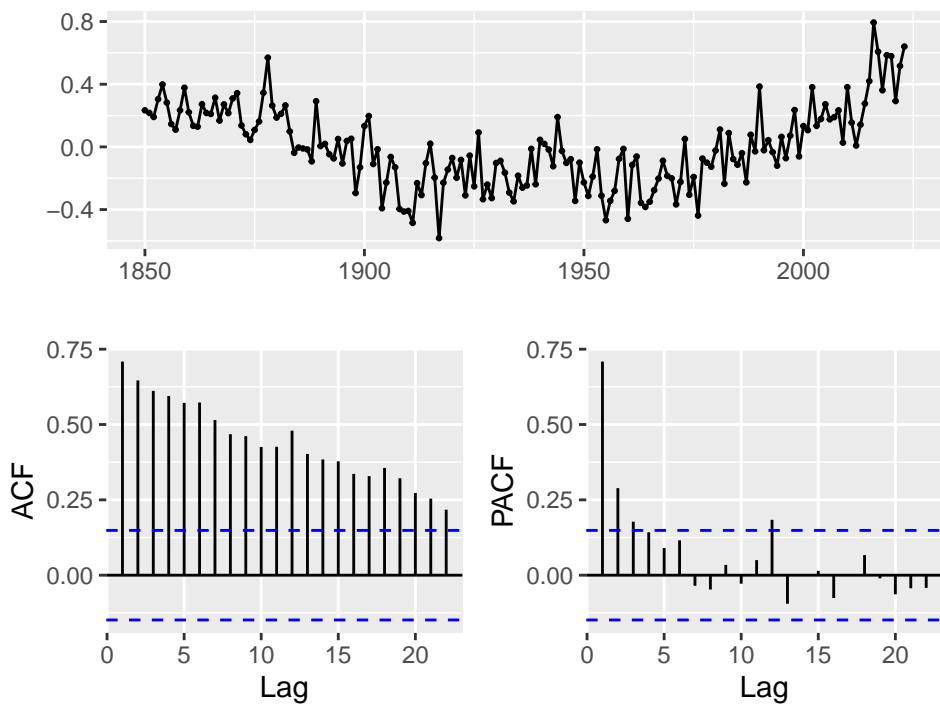
## 1.2.8 b) estymacja i eliminacja trendu wielomianowego (odpowiedniego stopnia)

1.2.8.1 Trend stopnia 1 Dla trendu pierwszego stopnia wsp.BIC jest równy 29.9687685  
Wykres przedstawiający dopasowany model



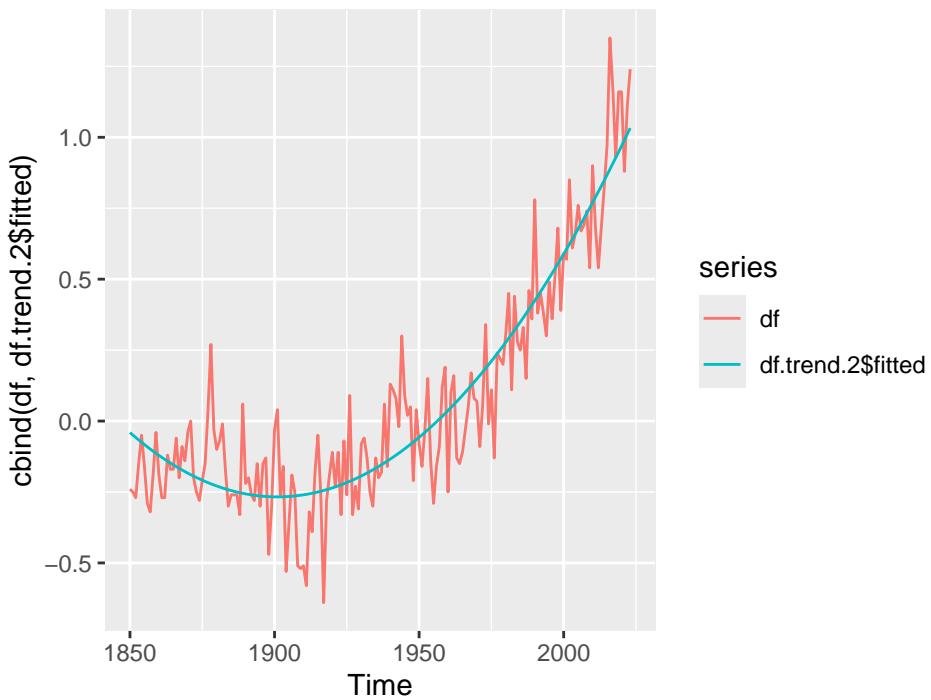
Trend liniowy opisuje wyłącznie średni kierunek zmian w czasie.

### Reszty po usunięciu trendu liniowego (stopień 1)



Natomiast w resztach nadal obserwuje się długookresowe zależności (widoczny wzorzec oraz istotne autokorelacje), co wskazuje, że stopień 1 jest niewystarczający.

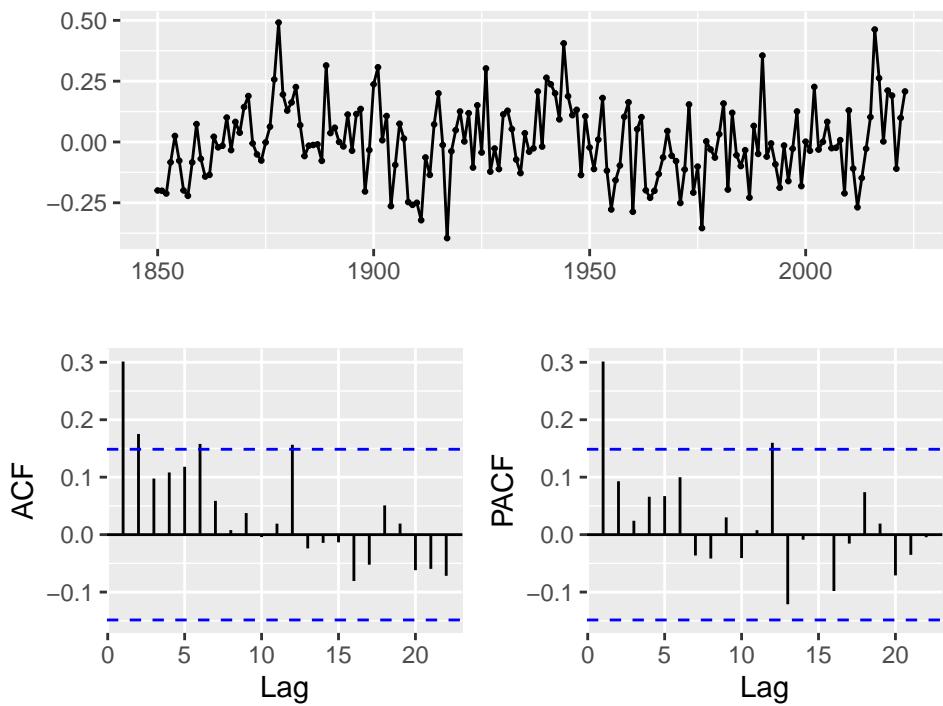
**1.2.8.2 Trend stopnia 2** Dla trendu drugiego stopnia wsp.BIC jest równy  $-128.2611951$  i jest on znacznie mniejszy niż dla trendu stopnia pierwszego, czyli dopasowanie jest lepsze  
Wykres przedstawiający dopasowany model



```
## <ggplot2::labels> List of 1  
## $ title: chr "Dopasowanie trendu liniowego (stopień 2)"
```

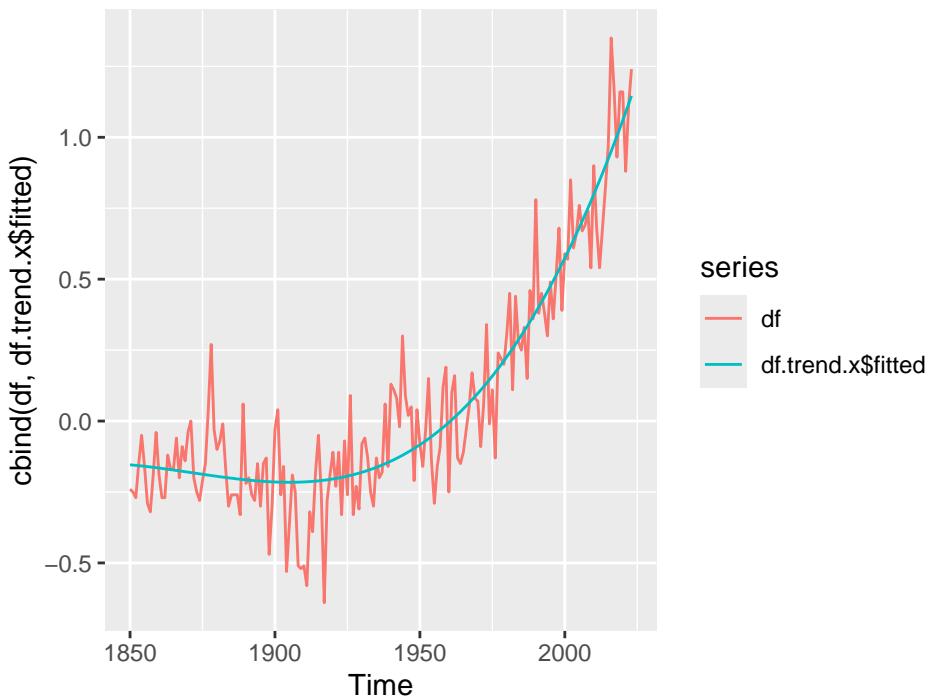
Widać znaczną poprawę opisywania średniego kierunku zmian w czasie

### Reszty po usunięciu trendu liniowego (stopień 2)



W resztach nie obserwuje się już trendu długookresowego, co wskazuje na skuteczne usunięcie składowej trendu. Jednocześnie na wykresie ACF widoczne są istotne autokorelacje (słupki znacznie przekraczające granice istotności), co sugeruje, że reszty nadal nie mają charakteru białego szumu.

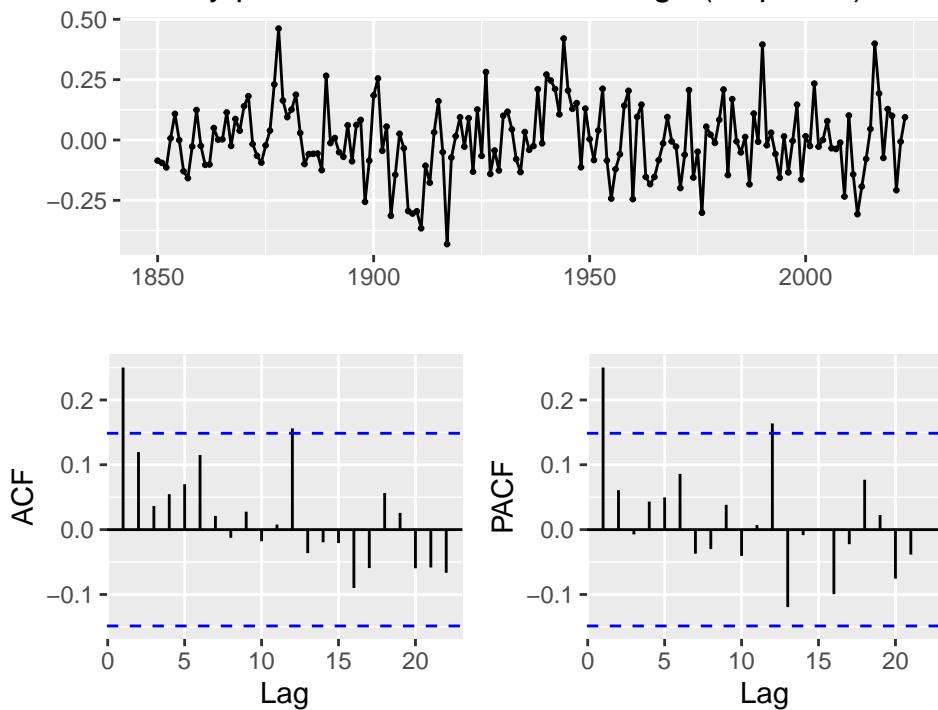
**1.2.8.3 Trend stopnia 3** Dla trendu trzeciego stopnia wsp.BIC jest równy -128.2611951 i jest on istotnie mniejszy niż dla trendu stopnia drugiego, czyli dopasowanie jest lepsze  
Wykres przedstawiający dopasowany model



```
## <ggplot2::labels> List of 1  
## $ title: chr "Dopasowanie trendu liniowego (stopień 2)"
```

Widać poprawę opisywania średniego kierunku zmian w czasie

### Reszty po usunięciu trendu liniowego (stopień 3)



Na wykresie ACF nie obserwuje się już wyraźnie odstających wartości. Pojedynczy słupek przekraczający granice istotności nie musi jednak oznaczać braku białoszumowego charakteru reszt — przy skończonej liczbie opóźnień sporadyczne przekroczenia mogą wynikać z losowej zmienności. Kluczowe jest, że nie widać systematycznego wzorca autokorelacji.

Aby to potwierdzić możemy wykonać jeszcze test Ljunga-Boxa

Wynik:

```
##  
## Box-Ljung test  
##  
## data: res3  
## X-squared = 26.733, df = 20, p-value = 0.1429
```

$p \text{ value} > 0.05$  Więc nie ma dowodów na autokorelację, i reszty możemy uznać za biały szum.

Trend wielomianowy stopnia 3 okazał się wystarczający. Dalsze zwiększanie stopnia wielomianu prowadziło do wzrostu wartości kryterium BIC, co wskazuje, że dodatkowa złożoność nie jest uzasadniona (ryzyko przeuczenia).

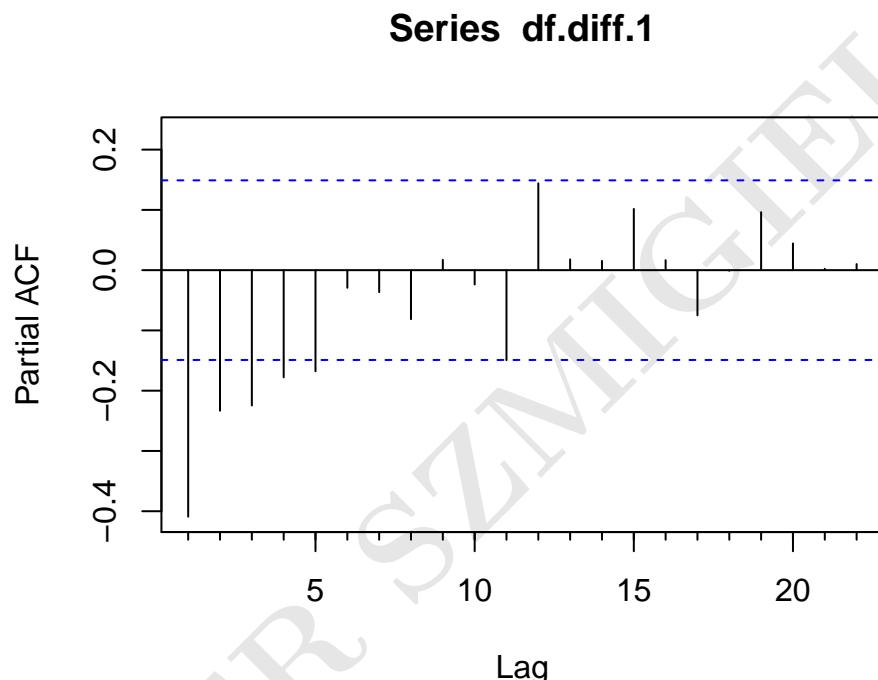
Na wykresie ACF reszt obserwuje się co najwyżej pojedyncze przekroczenie granic istotności, które może wynikać z losowej zmienności przy skończonej liczbie opóźnień. Test Ljunga-Boxa nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy o braku autokorelacji (dla rozważanego laga), dlatego reszty można uznać za nieskorelowane, a eliminację trendu stopnia 3 za adekwatną.

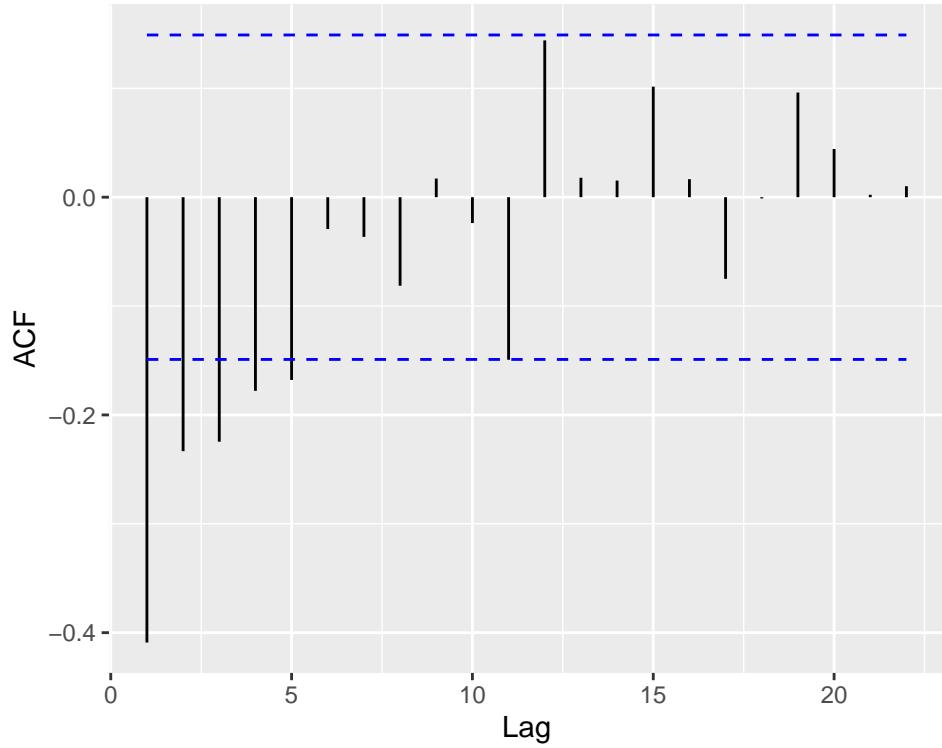
### 1.3 Zadanie 2

#### 1.3.1 Treść

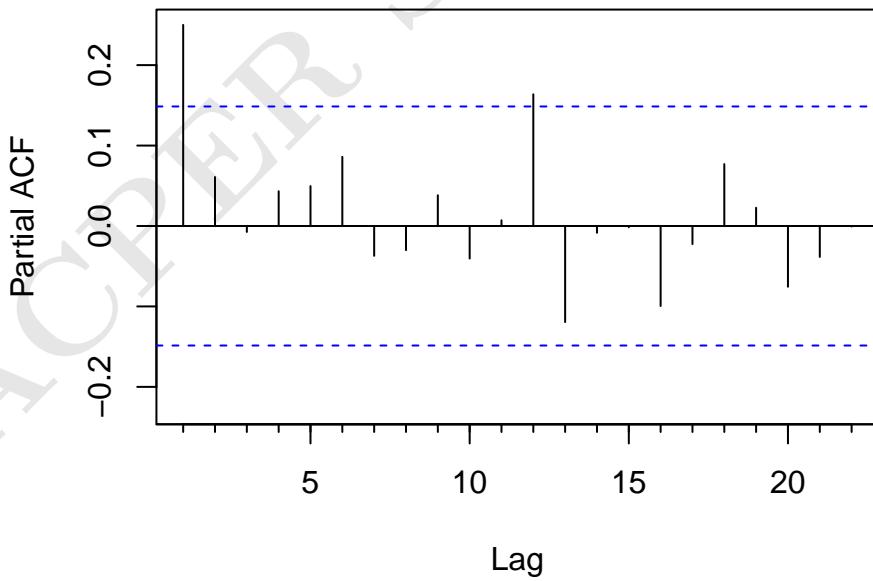
#### 1.3.2 Rozwiążanie

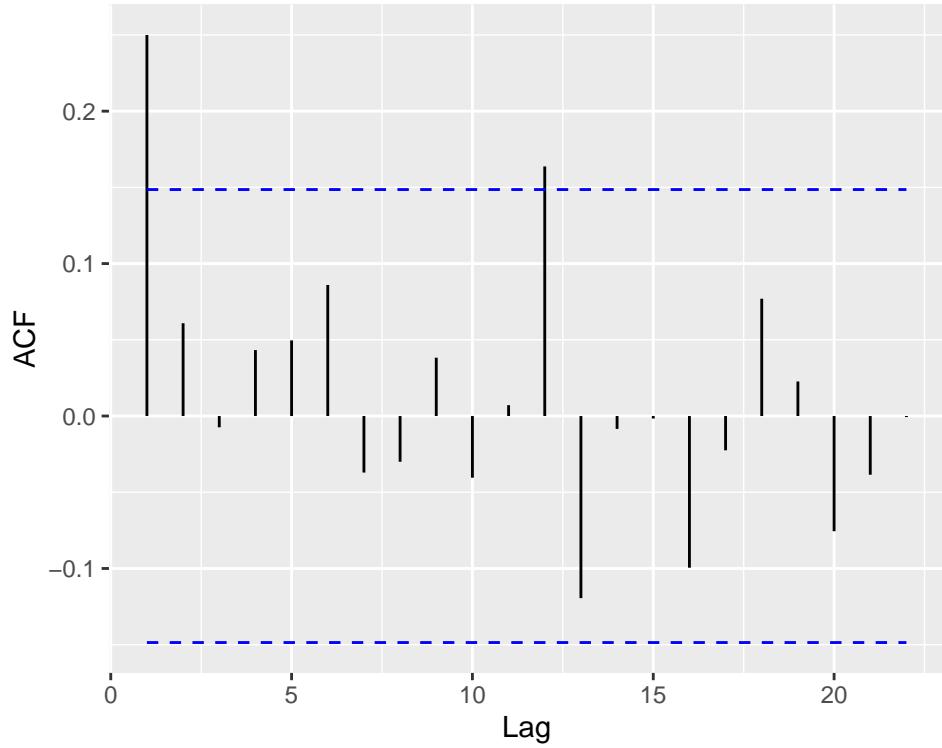
Wybierzemy optymalny rzad modelu, dla tego z eliminacją trendu wielomianowego trzeciego stopnia, ponieważ na podstawie poprzednich podpunktów został on uznany za najlepszy.





Series resx

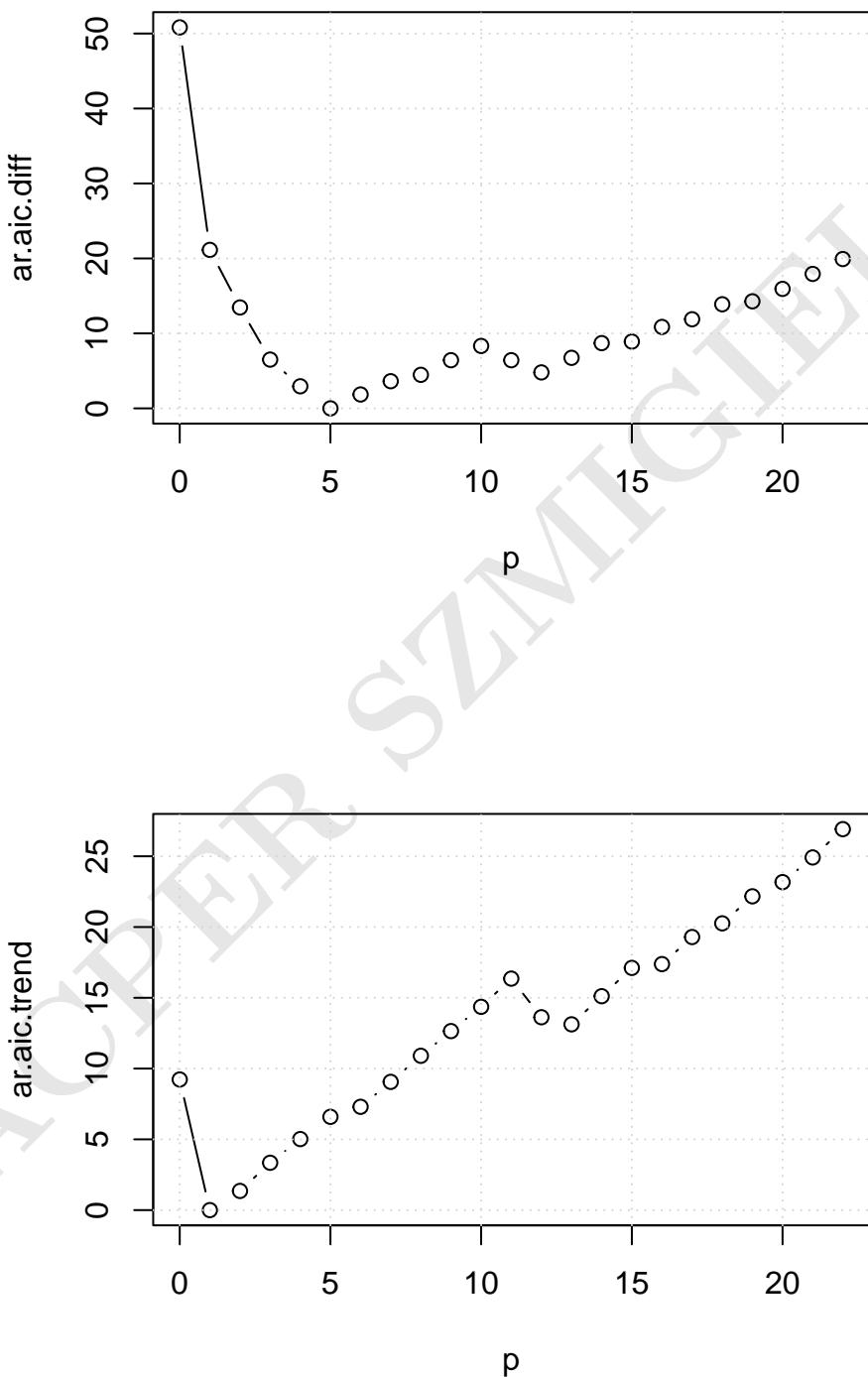




Dla różnicowania 1 ( MODEL STOPNIA 5)

Dla eliminacji trendu wielomianowego stopnia 3 (model stopnia 12)

### 1.3.3 Indentyfikacja rzędu na podstawie AIC

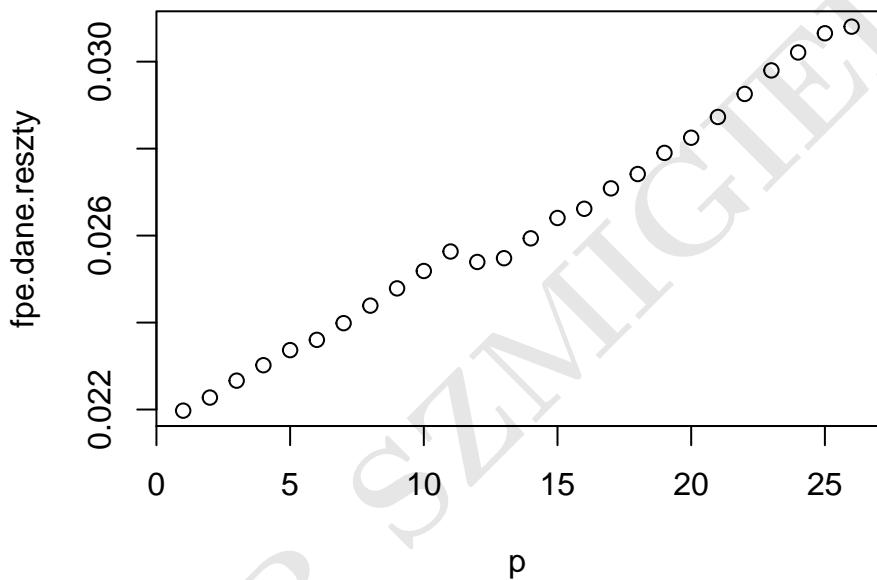


```
## 1
```

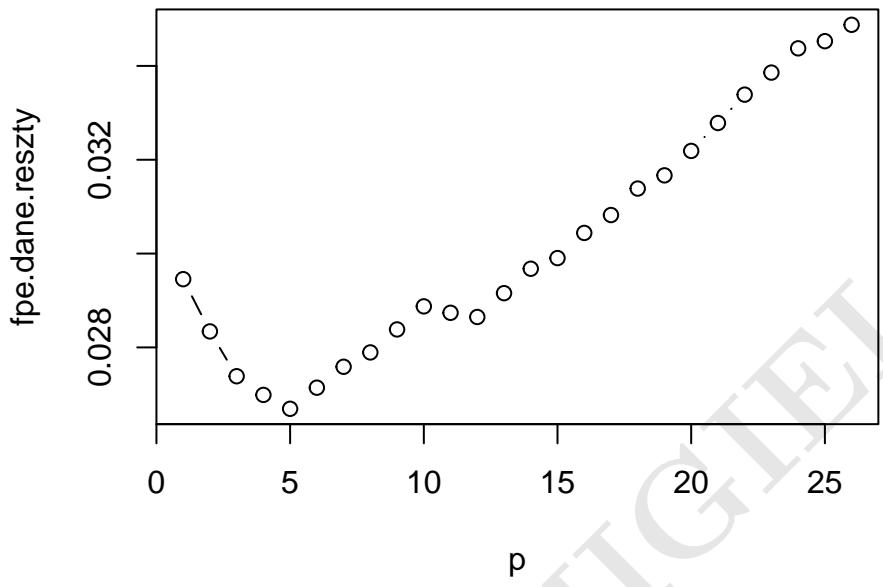
```
## 2
```

```
## 5  
## 6
```

#### 1.3.4 Identyfikacja rzędu na podstawie FPE



```
## [1] 1
```



```
## [1] 5
```