

# **Model ekonometryczny inflacji w Polsce**

Projekt zaliczeniowy z przedmiotu Ekonometria I

Michał Wójcik

## Spis treści

1. Przygotowanie teoretycznej koncepcji modelu .....	3
1.1a Zmienne Objaśniające i ich interpretacje ekonomiczne: .....	3
1.1b Zmienne Objaśniane i ich interpretacje ekonomiczne: .....	3
1.2 Podstawowe statystyki opisowe .....	4
1.2.1 Transformacja zmiennych .....	4
1.2.2 Statystyki opisowe oraz stacjonarność zmiennej objaśnianej "d_Inflacja": .....	5
1.2.3 Statystyki opisowe oraz stacjonarność zmiennej objaśniającej "d_interest_rates": .....	7
2. Weryfikacja statystyczna modelu .....	9
2.1 Początkowy model: .....	9
2.2 Finalny model .....	10
2.2.1 Rodzaj modelu .....	10
2.2.2 Interpretacje parametrów podstawowe statystyki oraz modelu: .....	10
2.3 Weryfikacja założeń Gaussa-Markova dla finalnego modelu .....	11
2.3.1 A1 - Prawdziwy model jest następujący: $y = X\beta + \varepsilon$ .....	11
2.3.2 A2 - Egzogeniczne zmienne objaśniające: .....	12
$E(\varepsilon) = 0$ oraz $E(X'\varepsilon) = 0$ .....	12
2.3.3 A3 - Homoskedastyczność i brak autokorelacji: .....	13
2.3.4 A4 - Współliniowość - $X$ jest nielosową macierzą o wymiarach $R \times (Z + 1)$ , której rząd wynosi $R \setminus y = (Z + 1) < 0$ .....	14
2.3.5 A5 - Rozkład normalny składnika losowego .....	14
$\varepsilon \sim N(0, \delta^2 I)$ : .....	14
3. Prognoza .....	15
3.1 Przygotowanie modelu AR dla stóp .....	15
3.1 Podział na zbiór treningowy i testowy .....	17
3.2 Prognoza Ex-Post .....	17
3.3 Prognoza ex-ante .....	18
4. Podsumowanie .....	19

# 1. Przygotowanie teoretycznej koncepcji modelu

## 1.1a Zmienne Objaśniające i ich interpretacje ekonomiczne:

Zmienna objaśniana przez model to inflacja HICP w Polsce na przestrzeni lat 2012-2023.

Zmienna jest zmienną miesięczną podaną w punktach procentowych.

Inflacja HICP (Harmonized Index of Consumer Prices - Zharmonizowany Indeks Cen Konsumpcyjnych) to wskaźnik inflacji stosowany w Unii Europejskiej, publikowany przez Eurostat, pozwala na porównanie inflacji pomiędzy krajami członkowskimi. Mierzy ona zmiany cen koszyka dóbr i usług, wykorzystywana jest jako wyznacznik dla stosowania polityki monetarnej, ale także do analiz makroekonomicznych.

## 1.1b Zmienne Objaśniane i ich interpretacje ekonomiczne:

Podczas dyskusji teoretycznej na temat możliwych zmiennych objaśniających inflację następujące propozycje zostały wyróżnione:

**Wzrost PKB** - wskaźnik aktywności gospodarczej, który wpływa na popyt na dobra i usługi. Gdy popyt rośnie szybciej niż zdolność gospodarki do zwiększenia podaży, może to prowadzić do inflacji. Jednak długoterminowy, stabilny wzrost PKB może również wspierać efektywność gospodarczą, co może pomóc w hamowaniu inflacji.

**Stopy procentowe:** Kluczowe narzędzie polityki monetarnej wykorzystywane do kontroli inflacji. Wysokie stopy procentowe zwykle zmniejszają popyt na kredyt i spowalniają wzrost gospodarczy, co może pomóc w obniżeniu inflacji. Niskie stopy procentowe mają przeciwny efekt, stymulując gospodarkę i potencjalnie prowadząc do wyższej inflacji.

**Wartość waluty** (deprecjacja/aprecjacja): Deprecjacja waluty może zwiększać koszt importowanych towarów, co może przyczyniać się do inflacji (importowana inflacja). Aprecjacja waluty ma tendencję do obniżania kosztów importu, co może pomóc w obniżeniu inflacji. Wybraliśmy kurs walutowy USDPLN.

**Poziom bezrobocia:** Zgodnie z krzywą Phillipsa, istnieje odwrotna zależność między bezrobociem a inflacją. Niski poziom bezrobocia może prowadzić do wzrostu płac, co zwiększa koszty produkcji i może prowadzić do inflacji. Wysoki poziom bezrobocia często wiąże się z niższą inflacją.

**Ceny ropy i surowców:** Ropa naftowa i inne surowce mają kluczowe znaczenie dla wielu aspektów gospodarki. Wzrost cen ropy może zwiększać koszty produkcji i transportu, co może prowadzić do inflacji kosztowej.

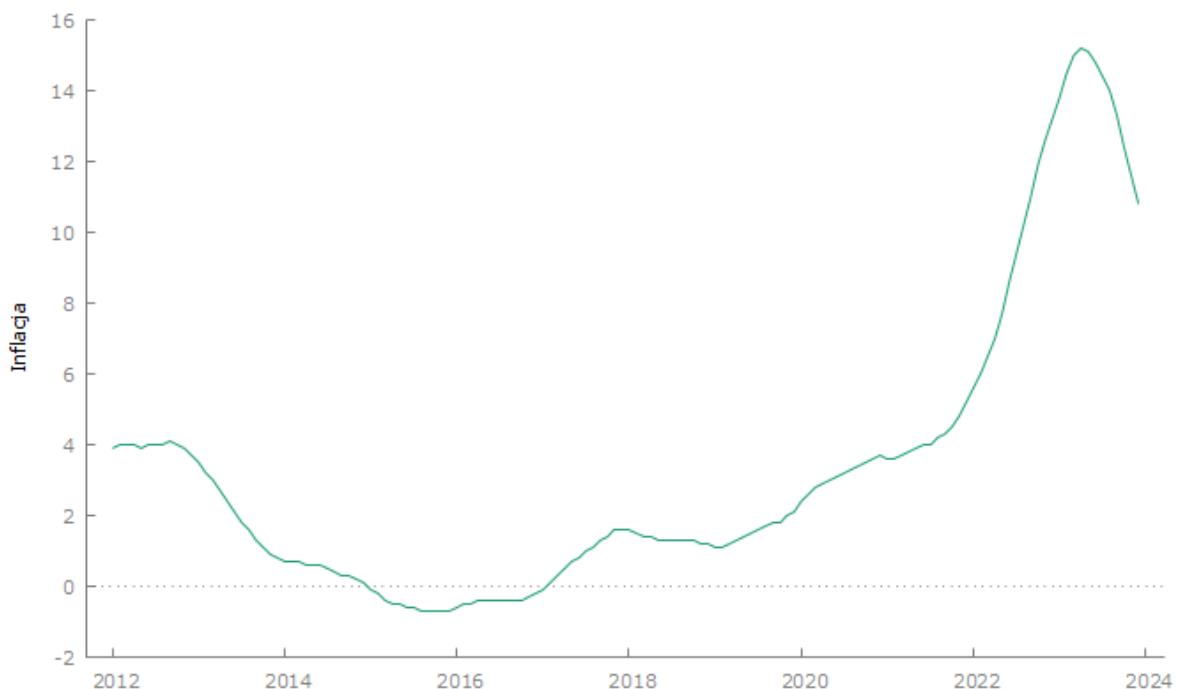
**Polityka fiskalna rządu** (wydatki rządowe): Wydatki rządowe mogą wpływać na popyt zagregowany. Zwiększenie wydatków rządowych może stymulować wzrost gospodarczy, ale może również prowadzić do wzrostu inflacji, zwłaszcza jeśli gospodarka działa blisko pełnego zatrudnienia.

**Podaż pieniądza:** Zmiany w podaży pieniądza w gospodarce mają bezpośredni wpływ na inflację. Podaż pieniądza odnosi się do całkowitej ilości pieniędzy w obiegu, włączając w to gotówkę i depozyty bankowe. Według teorii ilościowej pieniądza, zwiększenie podaży pieniądza, szczególnie jeśli nie jest towarzyszące wzrostem produkcji towarów i usług, może prowadzić do wzrostu cen, czyli inflacji.

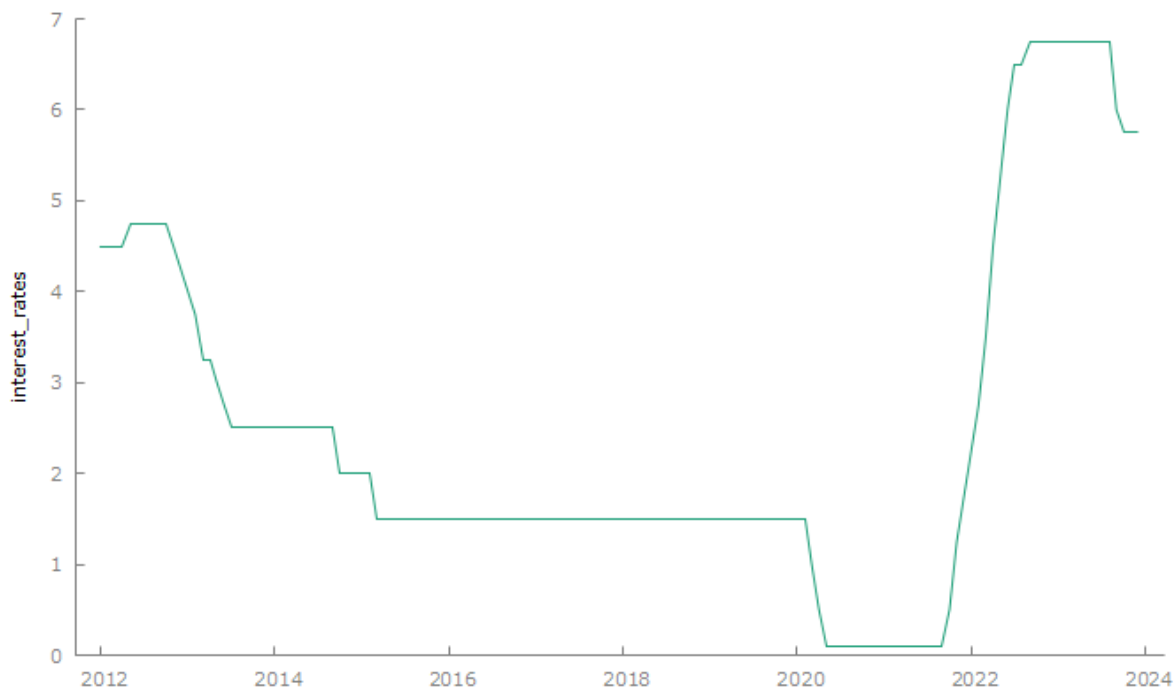
Po analizie różnych kombinacji tych zmiennych oraz modeli ostatecznie wyróżnione zostały przez nas **stopy procentowe** oraz **opóźnienia inflacji**.

## 1.2 Podstawowe statystyki opisowe

### 1.2.1 Transformacja zmiennych



wykres inflacji



wykres stóp procentowych

Test Dickeya-Fullera stwierdził niestacjonarność wszystkich wyróżnionych przez nas danych. Aby uniknąć błędnych prognoz zastosowaliśmy pierwsze różnice zmiennych objaśniających i objaśnianej. Dzięki temu usunęliśmy niestacjonarność szeregów czasowych.

### 1.2.2 Statystyki opisowe oraz stacjonarność zmiennej objaśnianej “d\_Inflacja”:

Statystyki opisowe, wykorzystane obserwacje 2012:01 – 2023:12 dla zmiennej 'd\_Inflacja' (142 prawidłowych obserwacji)

Średnia	0,054225
Mediana	0,00000
Minimalna	-0,90000
Maksymalna	0,90000
Odchylenie standardowe	0,27947
Wsp. zmienności	5,1538
Skośność	0,46071
Kurtoza	2,5640
Percentyl 5%	-0,30000
Percentyl 95%	0,70000
Zakres Q3-Q1	0,20000
Brakujące obs.	2

- **Średnia**

Średnie pierwsze różnice inflacji w Polsce w latach 2012-2023 wynoszą 0,054225 (w punktach procentowych).

- **Odchylenie standardowe**

Miesięczna wielkość pierwszych różnic inflacji w Polsce różni się od średniej przeciętnie o 0,27947 (punkta procentowego).

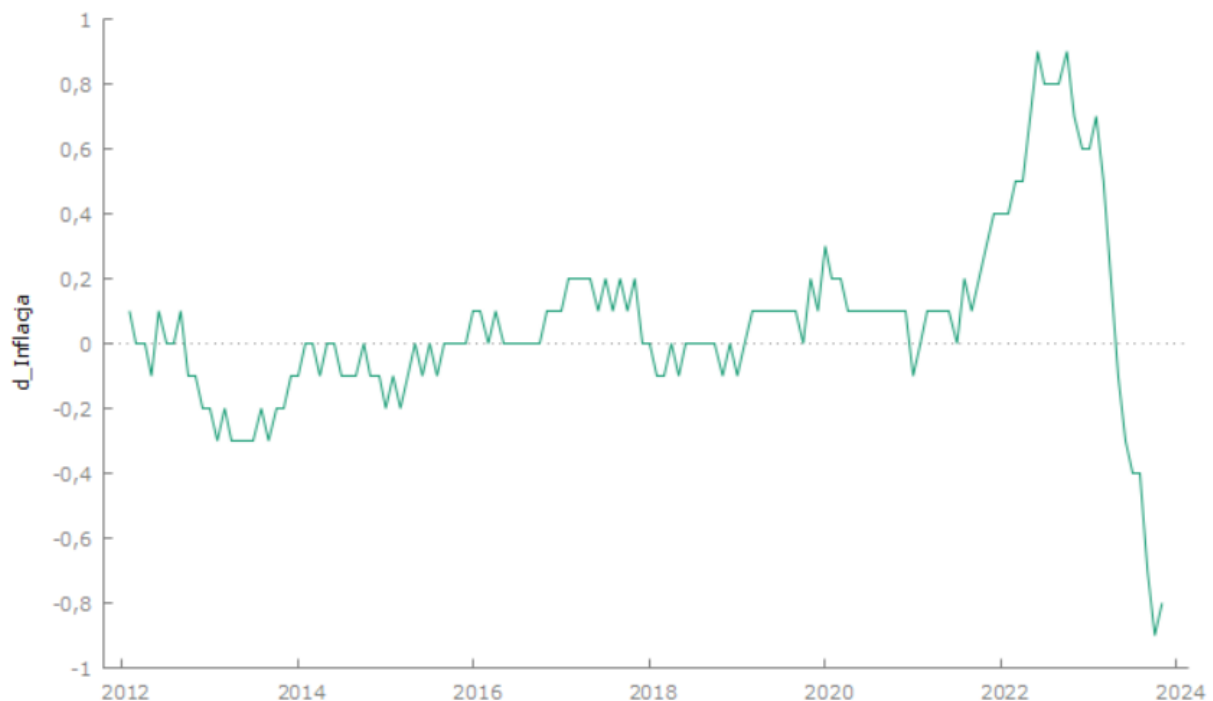
- **Skośność**

Współczynnik skośności zmiennej wynosi 0,46071, co oznacza, że zmienna nie posiada rozkładu normalnego i występuje prawostronna asymetria (dłuższe prawe ramię rozkładu).

- **Kurtoza**

Kurtoza zmiennej wynosi **2,564**, zatem jest to rozkład leptokurtyczny, czyli bardziej skoncentrowany niż rozkład normalny.

- **Stacjonarność - test Dickeya- Fullera**



**H0:** występuje pierwiastek jednostkowy (zmienna niestacjonarna)

**H1:** nie występuje pierwiastek jednostkowy (zmienna stacjonarna)

Ze względu na wygląd wykresu zastosowaliśmy test **bez wyrazu wolnego** dla opóźnienia rzędu **t = 12**, ponieważ są to dane miesięczne.

**Wynik testu:** wartość  $p = 0,005525$

Przy poziomie istotności 0,05 odrzucamy H0 na rzecz H1. Przekształcona zmienna jest stacjonarna.

### 1.2.3 Statystyki opisowe oraz stacjonarność zmiennej objaśniającej “d\_interest\_rates”:

Statystyki opisowe, wykorzystane obserwacje 2012:01 – 2023:12 dla zmiennej 'd\_interest\_rates' (143 prawidłowych obserwacji)

Średnia	0,0087413
Mediana	0,00000
Minimalna	-0,75000
Maksymalna	1,0000
Odchylenie standardowe	0,22197
Wsp. zmienności	25,394
Skośność	1,2040
Kurtoza	6,2499
Percentyl 5%	-0,37000
Percentyl 95%	0,50000
Zakres Q3-Q1	0,00000
Brakujące obs.	1

- **Średnia**

Średnie pierwsze różnice stóp procentowych w Polsce w latach 2012-2023 wynoszą 0,0087413 (w punktach procentowych).

- **Odchylenie standardowe**

Miesięczna wielkość pierwszych różnic stóp procentowych w Polsce różni się od średniej przeciętnie o 0,22197 (punkta procentowego).

- **Skośność**

Współczynnik skośności zmiennej wynosi 1,2040, co oznacza, że zmienna nie posiada rozkładu normalnego i występuje prawostronna asymetria (dłuższe prawe ramię rozkładu).

- **Kurtoza**

Kurtoza zmiennej wynosi 6,2499, zatem jest to rozkład leptokurtyczny, czyli bardziej skoncentrowany niż rozkład normalny.

- **Stacjonarność - test Dickeya- Fullera**



**H0:** występuje pierwiastek jednostkowy (zmienna niestacjonarna)

**H1:** nie występuje pierwiastek jednostkowy (zmienna stacjonarna)

Ze względu na wygląd wykresu zastosowaliśmy test **bez wyrazu wolnego** dla opóźnienia rzędu  $t = 12$ , ponieważ są to dane miesięczne.

**Wynik testu:** wartość  $p = 0,0001523$

Przy poziomie istotności 0,05 odrzucamy H0 na rzecz H1. Przekształcona zmienna jest stacjonarna.



## 2. Weryfikacja statystyczna modelu

### 2.1 Początkowy model:

Model 3: Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 2012:02-2020:03 (N = 98)

Zmienna zależna (Y): d\_Inflacja

	współczynnik	błąd standardowy	t-Studenta	wartość p	
const	0,239457	0,0421213	5,685	1,56e-07	***
d_interest_rates	0,169838	0,0989882	1,716	0,0896	*
d_money_supply	1,43349e-08	1,43139e-06	0,01001	0,9920	
d_USDPLN	-0,0204024	0,0871917	-0,2340	0,8155	
d_Wydatki_rzadowe	-1,55124e-08	1,47654e-07	-0,1051	0,9166	
d_Cena_Ural	-0,000245197	0,00173912	-0,1410	0,8882	
Bezrobocie	-0,0259368	0,00388772	-6,671	1,93e-09	***
Średn.aryt.zm.zależnej	-0,011224	Odch.stand.zm.zależnej	0,133843		
Suma kwadratów reszt	1,005481	Błąd standardowy reszt	0,105115		
Wsp. determ. R-kwadrat	0,421357	Skorygowany R-kwadrat	0,383205		
F(6, 91)	11,04408	Wartość p dla testu F	3,22e-09		
Logarytm wiarygodności	85,33960	Kryt. inform. Akaike'a	-156,6792		
Kryt. bayes. Schwarza	-138,5844	Kryt. Hannana-Quinna	-149,3602		
Autokorel.reszt - rho1	0,577058	Stat. Durbina-Watsona	0,805615		

Wyluczając stałą, największa wartość p jest dla zmiennej 29 (d\_money\_supply)

1. Zmienne **d\_money\_supply**, **d\_Wydatki\_rzadowe**, **d\_USDPLN** oraz **d\_Cena\_Ural** są nieistotne przy poziomie  $\alpha=0,05$ , zatem usunęliśmy je z modelu.
2. Po zastosowaniu **dynamicznego modelu** i wprowadzeniu opóźnień na **d\_inflacja** oraz **d\_interest\_rates** okazało się, że bezrobocie również przestało być istotne statystycznie przy  $\alpha=0,05$ , zatem usunęliśmy je z modelu.

## 2. 2 Finalny model

### 2.2.1 Rodzaj modelu

Model 3: Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 2012:03-2023:11 (N = 141)

Zmienna zależna (Y): d\_Inflacja

Błąd standardowy HAC, szerokość okna 3, jądro Bartlettta

	współczynnik	błąd standardowy	t-Studenta	wartość p
const	-0,000849023	0,00902246	-0,09410	0,9252
d_nowe_stopy_p~_1	0,186387	0,0373299	4,993	1,76e-06 ***
d_Inflacja_1	0,880792	0,0410705	21,45	8,92e-046 ***
Średn.aryt.zm.zależnej	0,053901	Odch.stand.zm.zależnej	0,280438	
Suma kwadratów reszt	1,262434	Błąd standardowy reszt	0,095646	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,885341	Skorygowany R-kwadrat	0,883680	
F(2, 138)	529,6420	Wartość p dla testu F	1,80e-65	
Logarytm wiarygodności	132,3878	Kryt. inform. Akaike'a	-258,7756	
Kryt. bayes. Schwarza	-249,9294	Kryt. Hannana-Quinna	-255,1808	
Autokorel.reszt - rho1	-0,102910	Statystyka Durbina h	-1,399721	

**Model ADL(1,1):**

$$d\_inflacja = const + \beta_1 * d\_nowe\_stopy\_procentowe\_1 + \beta_2 * d\_inflacja\_1 + \varepsilon_i$$

**Model ADL (1,1) po oszacowaniu:**

$$\begin{aligned} \hat{d\_inflacja} = & -0,000849023 + 0,186387 * d\_nowe\_stopy\_procentowe\_1 \\ & + 0,880792 * d\_inflacja\_1 \end{aligned}$$

### 2.2.2 Interpretacje parametrów podstawowe statystyki oraz modelu:

$$\beta_1 = 0,186387$$

Zwiększenie się pierwszych różnic stóp procentowych w poprzednim okresie o 1 punkt procentowy jest związane ze zwiększeniem się pierwszych różnic inflacji o 0,186367 punktu procentowego, ceteris paribus.

$$\beta_2 = 0,880792$$

Zwiększenie się pierwszych różnic inflacji w poprzednim okresie o 1 punkt procentowy jest związane ze zwiększeniem się pierwszych różnic inflacji o 0,880792 punktu procentowego, ceteris paribus.

**Dopasowanie modelu do danych:**

W tym modelu wszystkie zmienne są statystycznie istotne, zatem współczynnik determinacji  $R^2$  równy **0,88368** oznacza, że zmienna objaśniana jest w 88,368% przez zaproponowane zmienne objaśniające, co oznacza, że jest to silnie dopasowany model.

### Istotność zmiennych:

Wszystkie zmienne są istotne statystycznie dla testu t-Studenta przy poziomie istotności 0,05.

Wartość p dla d\_nowe\_stopy\_p1 = 1,76e-06

Wartość p dla d\_Inflacja1 = 8,92e-046

### Stabilność parametrów w próbie:

W celu zbadania stabilności parametrów w próbie zastosowaliśmy **test zmian strukturalnych Chowa**.

Styczeń 2022 roku został zaproponowany jako punkt podziału prób, ze względu na pandemię Covid oraz wszelkie towarzyszące jej zjawiska gospodarcze i ekonomiczne.

**H0:** Brak zmian strukturalnych

**H1:** Zmiana strukturalna

Statystyka testu:  $F(3, 135) = 6,63521$

z wartością  $p = P(F(3, 135) > 6,63521) = 0,000325129$

### Wnioski:

Przy poziomie istotności 0,05 odrzucamy H0 na rzecz H1, występuje zmiana strukturalna. Parametry nie są stabilne w próbie. Jednak ze względu na krótki odcinek czasowy od pandemii Covid nie jesteśmy w stanie w żaden sposób zaadresować tego problemu - ograniczenie próby do okresu po pandemii uniemożliwiłoby jakąkolwiek analizę.

## 2.3 Weryfikacja założeń Gaussa-Markova dla finalnego modelu

**A1.** Prawdziwy model jest następujący:  $y = X\beta + \epsilon$

**A2.**  $E(\epsilon) = 0$  oraz  $E(X'\epsilon) = 0$

**A3.**  $Var(\epsilon) = \sigma^2 I$

**A4.** X jest nielosową macierzą, której rząd wynosi  $rank(X) = (K + 1) < N$

**A5.**  $\epsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$

### 2.3.1 A1 - Prawdziwy model jest następujący: $y = X\beta + \epsilon$

1) Aby sprawdzić poprawność specyfikacji użyliśmy **testu Ramsey'a (RESET)**:

**H0:** Poprawna specyfikacja modelu

**H1:** Błąd w specyfikacji

Statystyka testu:  $F = 0,349657$ ,  
z wartością  $p = P(F(2,136) > 0,349657) = 0,706$

**Wnioski:**

Przy poziomie istotności 0,05 brak podstaw do odrzucenia  $H_0$ . Specyfikacja modelu jest poprawna.

**2) Aby sprawdzić łączną istotność zmiennych użyliśmy testu Walda:**

W celu zbadania łącznej istotności zmiennych zastosowaliśmy test Walda

**$H_0$ :** wszystkie zmienne niezależnie łącznie nieistotne

**$H_1$ :** wszystkie zmienne niezależne łącznie istotne

Statystyka testu:  $F(2, 138) = 529,6420$   
z wartością  $p = 1,80e-65$

**Wnioski:** Przy poziomie istotności 0,05 odrzucamy  $H_0$  na rzecz  $H_1$ . Co najmniej jedna zmienna jest istotna.

### 2.3.2 A2 - Egzogeniczne zmienne objaśniające:

$$E(\varepsilon) = 0 \text{ oraz } E(X'\varepsilon) = 0$$

Zbadana średnia wartość oczekiwana reszt wynosi reszty  $E(\varepsilon) = 3,1496e - 018$ , ze względu na wielkość próby możemy zastosować twierdzenie graniczne:

**$H_0$ :** Średnia reszt wynosi 0.

**$H_1$ :** Średnia reszt jest różna od 0.

$$U_n = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \mu}{\sigma / \sqrt{n}}$$

$$U_{0,05} = 1.96$$

$$U_n = 3.97e - 018$$

Brak podstaw do odrzucenia  $H_0$ . Wnioskujemy, że  $E(\varepsilon) = 0$

### 2.3.3 A3 - Homoskedastyczność i brak autokorelacji:

$$Var(\varepsilon) = \delta^2 I$$

- 1) Aby sprawdzić czy składnik losowy modelu ma jednakową wariancję przeprowadziliśmy **test White'a**:

**H0:** Homoskedastyczność - rozkład składników modelu ma jednakową wariancję

**H1:** Heteroskedastyczność - rozkład składników modelu ma różną wariancję

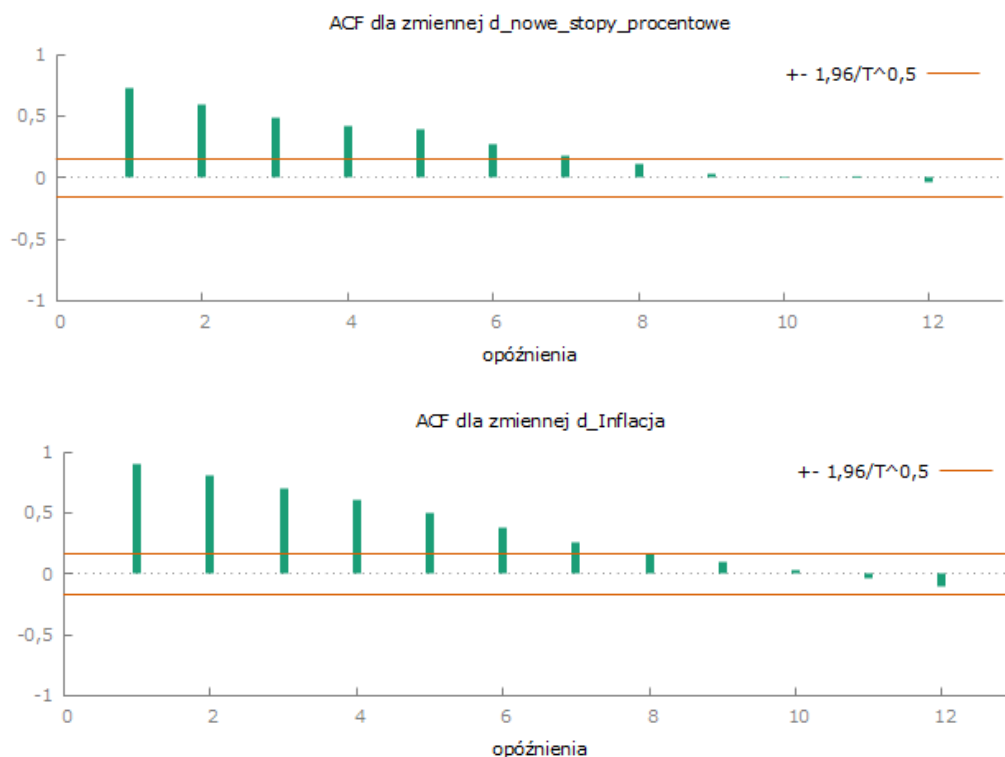
Statystyka testu:  $TR^2 = 2,923296$ ,

z wartością  $p = P(\text{Chi-kwadrat}(5) > 2,923296) = 0,711810$

**Wnioski:** Przy poziomie istotności 0,05 brak podstaw do odrzucenia H0.  
Homoskedastyczność macierzy składników losowych

- 2) Aby sprawdzić **autokorelację** składnika losowego zastosowaliśmy analizę **korelogramu** oraz **testu mnożników Lagrange'a**

**korelogramy zmiennych dla t=12**, ponieważ dane są miesięczne:



**Test Mnożników Lagrange'a dla t=12:**

**H0:** Brak autokorelacji składnika losowego

**H1:** Autokorelacja składników losowych

Statystyka testu: LMF = 2,00044

z wartością  $p = P(F(12, 126) > 2,00044) = 0,0292535$

Przy poziomie istotności 0,05 odrzucamy  $H_0$  na rzecz  $H_1$ . Występuje autokorelacja składnika losowego.

**Co zrobiliśmy żeby ją wyeliminować?:**

W celu wyeliminowania autokorelacji przetestowaliśmy różne kombinacje opóźnień wybranych parametrów, próbowaliśmy dodać zmienną *t-time* oraz zmienialiśmy specyfikację modelu.

**Wnioski:** Żadna z powyższych operacji nie zapobiegła autokorelacji, więc ostatecznie zdecydowaliśmy się użyć **odpornych błędów standardowych (HAC)**.

### 2.3.4 A4 - Współliniowość - $X$ jest nielosową macierzą o wymiarach $R \times (Z + 1)$ , której rząd wynosi $R \setminus y = (Z + 1) < 0$

Aby zbadać współliniowość zastosowaliśmy **czynniki inflacji wariancji CIW (VIF)**:

Wartości **CIW > 10.0** mogą wskazywać na problem współliniowości - rozdęcia wariancji

d_nowe_stopy_procentowe_1	1,434
d_Inflacja_1	1,434

**Wnioski:** Brak współliniowości.

### 2.3.5 A5 - Rozkład normalny składnika losowego

$$\varepsilon \sim N(0, \delta^2 I):$$

Zastosowaliśmy **test Jarque'a-Bera**:

**H0:** składnik losowy ma rozkład normalny

**H1:** składnik losowy nie ma rozkładu normalnego

**Wynik testu:** wartość  $p = 0,00550777$

**Wnioski:** Przy poziomie istotności 0,05 odrzucamy  $H_0$  na rzecz  $H_1$  o braku rozkładu normalnego dla składnika losowego. Nie możemy więc korzystać ze standardowych testów statystycznych, jednak ze względu na dużą wielkość próby (powyżej 100 obserwacji) korzystaliśmy z własności asymptotycznych testów.

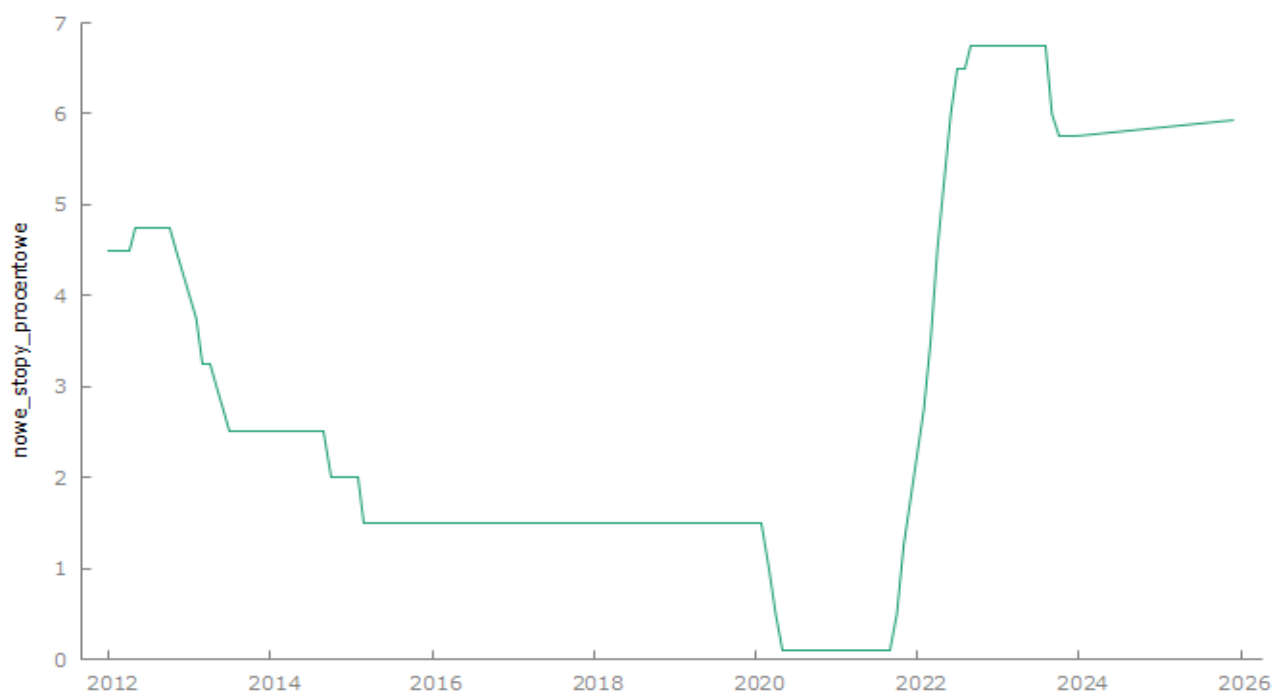
## 3. Prognoza

### 3.1 Przygotowanie modelu AR dla stóp

Zmienną **d\_interest\_rates** rozszerzyliśmy o 24 nowe obserwacje stosując poniższy model autoregresji **AR(1)**. Tak powstała nowa zmienna **d\_nowe\_stopy\_procentowe**.

Model 15: Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 2012:03-2023:12 (N = 142)  
Zmienna zależna (Y): d\_interest\_rates  
Błąd standardowy HAC, szerokość okna 3, jądro Bartletta

	współczynnik	błąd standardowy	t-Studenta	wartość p	
const	0,00244715	0,0117177	0,2088	0,8349	
d_interest_rat~_1	0,722004	0,114361	6,313	3,38e-09	***
Średn.aryt.zm.zależnej	0,008803	Odch.stand.zm.zależnej	0,222757		
Suma kwadratów reszt	3,349297	Błąd standardowy reszt	0,154672		
Wsp. determ. R-kwadrat	0,521289	Skorygowany R-kwadrat	0,517870		
F(1, 140)	39,85902	Wartość p dla testu F	3,38e-09		
Logarytm wiarygodności	64,55316	Kryt. inform. Akaike'a	-125,1063		
Kryt. bayes. Schwarza	-119,1947	Kryt. Hannana-Quinna	-122,7041		
Autokorel.reszt - rho1	-0,106018	Statystyka Durбина h	NA		





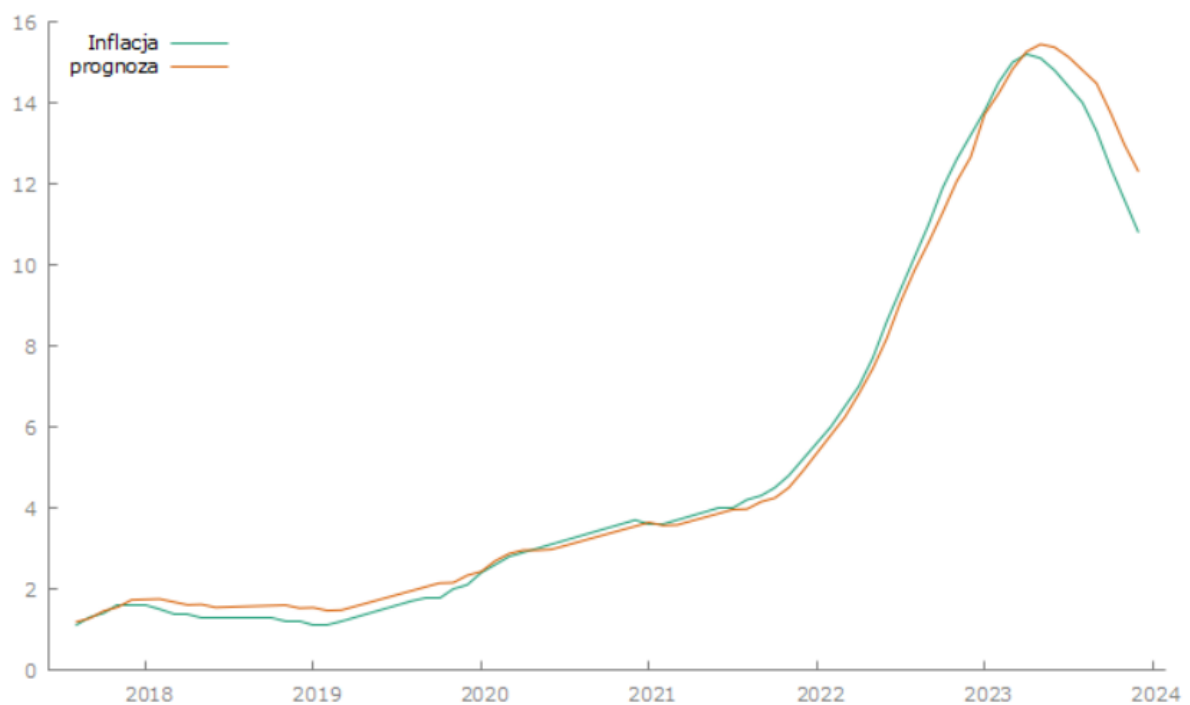
### 3.1 Podział na zbiór treningowy i testowy

Do analizy ex-post podzieliśmy próbę na zbiór treningowy i testowy:

Zbiór treningowy: **2012;01 - 2022;12**

Zbiór testowy: **2023;01 - 2023;12**

### 3.2 Prognoza Ex-Post



Miary dokładności prognoz ex post wykorzystano 12 obserwacji

Średni błąd predykcji	ME =	-0,61557
Pierwiastek błędu średniokwadr.	RMSE =	0,86934
Średni błąd absolutny	MAE =	0,70232
Średni błąd procentowy	MPE =	-4,9338
Średni absolutny błąd procentowy	MAPE =	5,5305
Współczynnik Theila (w procentach)	U2 =	1,5756
Udział obciążoności predykcji	UM =	0,50139
Udział niedost. elastyczności	UR =	0,13869
Udział niezgodności kierunku	UD =	0,35992

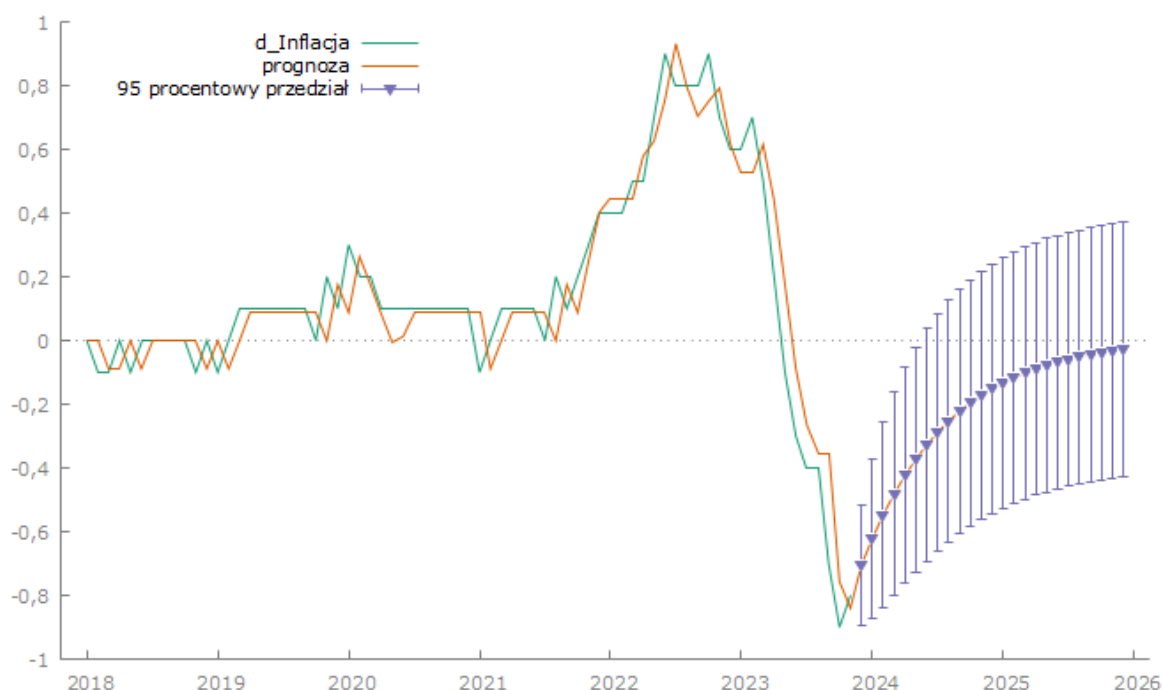
Wartość **ME** jest bliska 0, zatem predykcja jest nieobciążona, brak systematycznych błędów.

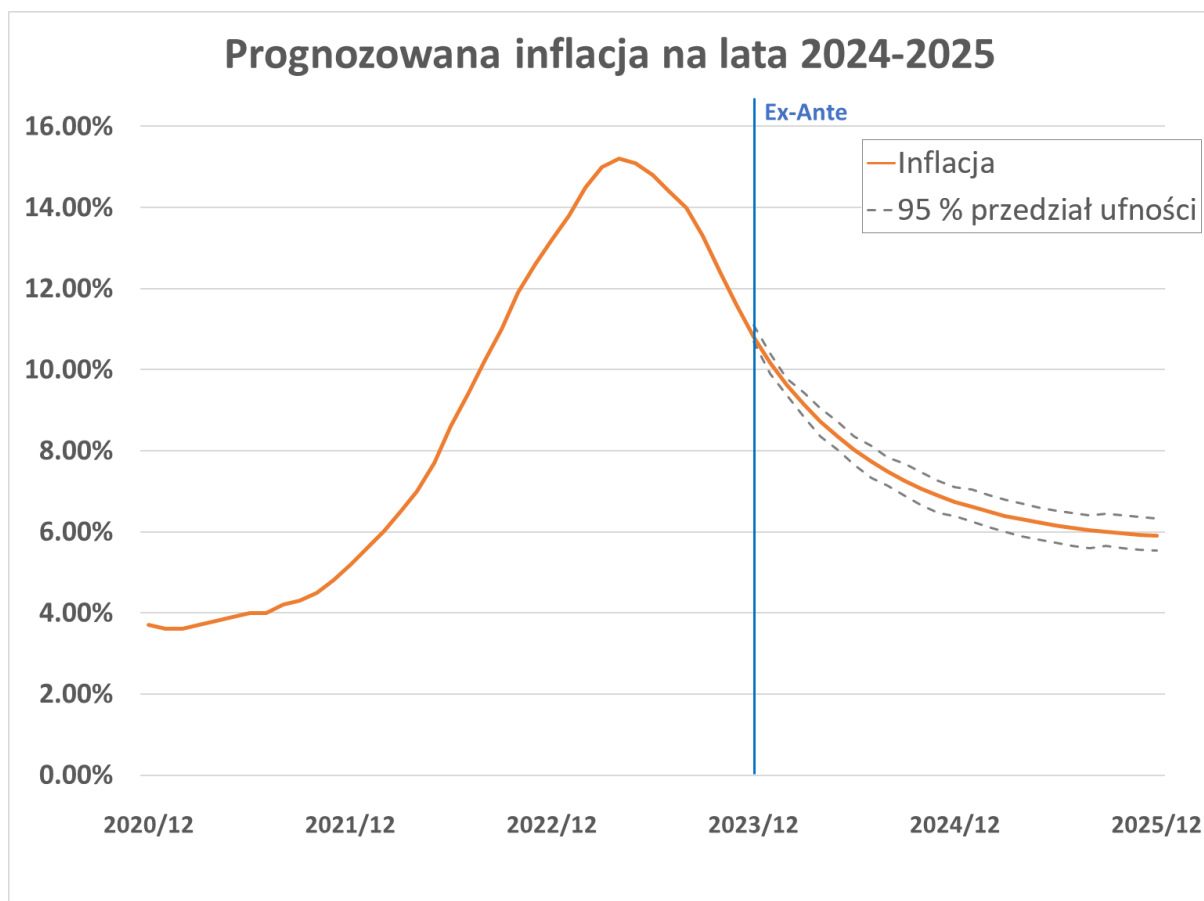
Średnie odchylenie od wartości rzeczywistej - **MAE** - wyniosło 0,70232.

Realizacje zmiennej prognozowanej - **RMSE** - odchylają się od obliczonych prognoz o średnio 0,86934 (punktów procentowych).

Średni absolutny błąd procentowy - **MAPE** - wynosi 5,5305%, czyli o tyle średnio model myli się przy wygenerowanych prognozach.

### 3.3 Prognoza ex-ante





## 4. Podsumowanie

Na podstawie danych z Eurostatu oraz GUSu z okresu od stycznia 2012 do grudnia 2023 został oszacowany model przedstawiający zmianę inflacji w Polsce, a także opracowana prognoza na kolejne dwa lata.

Według modelu opóźnione **pierwsze różnice inflacji** oraz **opóźnione stopy procentowe** w Polsce w sposób istotny statystycznie opisują zmianę pierwszych różnic inflacji w Polsce.

Po analizie testów wykryto w modelu **problemy autokorelacji, braku normalności rozkładu reszt** oraz **niestabilność parametrów**. Problem autokorelacji został zaadresowany przez zastosowanie odpornych błędów standardowych (HAC), natomiast brak normalności rozkładu reszt została pominięta ze względu na wielkość próby (większej od 100). Niestabilność parametrów nie została zaadresowana ze względu na brak możliwości do zastosowania rozwiązań.

Przygotowany na potrzeby projektu model **nie prognozuje powrotu do celu inflacyjnego** w czasie najbliższych 2 lat, a stabilizację inflację na poziomie około 6%.