10	Temperatura w Jan Meyen z 01.01.2014 po01.2024
próbce danych	gotowanie danych do analizy e jakości danyh jesi 9 braków danych w dniach 2014-12-17; 2015-03-01; 2015-03-02; 2018-09-17; 2020-10-29; 2021-01-21; 2021-02-11; 2021-02-12; 2023-06-25. Odnośnie 3666 to nie dużo, więc nie będzie miało dużego wpływu na modelowanie.  In ie ma odstających warości. Liczylam wartości za odstające jeżeli tyły z poza przetzielu [( $x_{29} = 1,5 \cdot (x_{75} - x_{29})$ )], $(x_{75} + 1,5 \cdot (x_{75} - x_{29}))$ ], gdzie $x_{79}$ oraz $x_{29}$ to kwarnyli zzędow 0.75, 0.25 odpowiednio.  Tomperatura w Jan Moryon z 0.10 2014 po01.2024  Tomperatura w Jan Moryon z 0.10 1.2014 po01.2024  Tomperatura w Jan Moryon z 0.10 2014 po01.2024  Tomperatura w Jan Moryon z 0.00 200 200 200 200 200
	Autocorrelation Function (ACF)  Autocorrelation Function (ACF)
<i>l</i> ałtowne	do ś uż uż wskazywać na to, że szereg czasowy wykazuje pewien trend lub elekt autoregresyjny. Wartości są dodatnie i powoli spadają z każdym kolejnym opóźnieniem, co może sugerować, że proces ma naturę autoregresyjną. Brak ego spadku do zera po pierwszych kilku opóźnieniach superuje, że model ARMA może tyć bardziej odpowiedni niż czysty model AR lub MA. Wszysikie wartości ACF mieszczą się wewnątrz pasm ułności, co może wskazywać, że nie ma słinej autokorelacji onkretnym opóźnieniu.  Partial Autocorrelation Function (PACF)
z dodatk ckey - atystyka asowy jo entyfik sunięcie	o ś 10 15 20 25 30 35 40  opóźnienie jest znaczące i wysokie, co wskazuje na silną autokorelację częściową w pierwszym opóźnieniu. Wartości PACF dla pozostałych opóźnień szybko spadają niemal do zera i oscylują wokół niego, pozostając wewnątrz pasm ufności. Oznacza to, ż owej autokorelację częściowej po uwzględnieniu pierwszego opóźnienia.  Fuller test:  a testowa wynosi – 3.696228, jest mniejsza niż wartości krytyczne, jakie wynoszą – 3.432, –2.862, –2.567 dla $\alpha = \{0.01, 0.05, 0.1\}$ , sugeruje to, że szereg czasowy jest stacjonarny. P-wartość wynosi 0.002063 jest mniejsza niż 0.05, sugeruje to, że est stacjonarny z poziomem ufności 95%.  acją trendów deterministycznych  terendu:  ny linię trendu:
5	dia trendu skorzystałam z regresji liniowej: dobrakam parametry $eta_0$ oraz $eta_1$ do równania $y=eta_1+eta_1x$ . Linia trendu ma równanie $y=-0.000268x+1.745$ . Po usunięciu trendu wykres troche przeniósł się do dołu.
5	ny sezonowaść:
5	paramytry do równania $y-a\sin(b*x)$ za pomocą tunkcji optimize.curve_fit() z biblioteki scjpy. Linia sezonowości ma równanie $y=-4.54\sin(0.0176x)$ . Wykres po usunięciu sezonowości:
5	CF oraz PACF dla uzyskanego szeregu: lam jeszcze z transformacji stabilizującej warjancje, żeby o lie to możliwe zmniejszyć stacjonarność. To jest wykres ACF uzyskanego szeregu, widzimy że on geometrycznie zanika.
0.75 - 0.50 - 0.25 - 0.50 - 0.75 -	Autocorrelation Function (ACF)
0.75 - 0.50 - 0.25 - 0.50 - 0.75 -	Autocorrelation Function (ACF)  d s 10 15 20 25 30 35  a co znaczy możemy skorzystać z modeli ARMA
atystyka	at testowa teraz wynosi – 8, 614382, jest znaczniej mniejsza niż wartości krytyczne, jakie wynoszą – 3.432, – 2.862, – 2.567 dla $\alpha = \{0.01, 0.05, 0.1\}$ , sugeruje to, że szereg czasowy jest stacjonarny. P-wartość wynosi $0.00$ az zobaczymy jak wyglądzią teraz dane:
obranie eby dobr gorytm z  1. Zdefir 2. Przes 3. Oblicz 4. Wysz trzymała stymac a estym ====	elowanie danych przy pomocy ARMA e rzędu modelu na podstawie kryterium AIC rać rzęd modeli skorzystalam z metody siatki (grid search) na podstawie kryterium AIC (Akaike Information Criterion): - klórego korzystalam: - niowanie zakresu parametrów zerie AIC dla kazdego modelu ukwanie modeli z najniższym AIC um ze p = 2 oraz q = 3, kryterium AIC wyniosł 10143.966652729214 - ja parametrów modelu - ja parametrów modelu - ja parametrów skorzystalam z biblioteki statsmodels tsa arima model w Pythonie. Otrzymalam szereg czasowy z parametrami: c = 0.7854, φ = {1.6677, -0.6746}, θ = {-1.2099, 0.1482, 0.0932}, σ = 0.9442
Mode Date Time Samp Cova ==== cons ar.L ma.L ma.L sigm Frob Hete Prob ====	Herefore
000	najduje się wykres przedziała ufności dla ACF. Można zobaczyć ze wszystkie wartości ACF są między liniami. Policzyłam jeszcze procent wartości ACF poza przedziałem ufności dla każdego h, średnie on wyniósł 0.095.  Przedział ufności dla ACF  gorna granica ACF  dolna granica acf  dolna granica acf  o za 50 75 100 125 150 175 200
	algiuje się wykres przedziałow ufności dla ACF, Widać że już nie wszystkie wartoście są pomiędzy liniami. Co potwierdza ten fakt, że procent wartości PACF poza przedziałem ufności jest dużej niż dla ACF, wyniósł on 0.245.  Przedział ufności dla PACF  gona granca PACF  doba granca ACF
4 2 0 -2 -4 -6 -8 -10 202	a dla przyszłych obserwacji i porównanie z rzeczywistymi danymi aniu z otrzymanego modelu dla prognozy danych temperatury w Jan Mayen w styczniu 2024, otrzymalam taki wykres.  Forecast vs Actual Data  Forecast  Forecast  Actual Data  Actual Data  Actual Data  Actual Data  Forecast  Forecast  Actual Data  Actual Data  Actual Data  Actual Data  Forecast  Actual Data  Actual Data  Actual Data  Actual Data  Forecast  Actual Data  Actu
. Wery ałożeni oniżej je:	yfikacja założeń dotyczących szumu  ie dot. średniej st przedstawiony wykres wartości resztowych. Wykres nie pokazuje oczywistych wzorców czy trendów, co jest dobrym znakiem i sugeruje, że model dobrze dopasowuje się do danych. Istnieje jednak pojedyncze, znaczne wypiętrzenie, które może wskazyw dstającą lub inny problem w danych, który nie został uwzględniony w modelu.  Residuals of ARMA Model
yniki tes statistic: artość s iędzy śre ałoże yniki tes evene Te atystyka atystycz ałoże ykresy A	-0.007734570314583497 p-value: 0.9938292379486273  statystyki testowej jest bardzo bliska zeru, co sugeruje, że średnia reszt jest bliska zeru. Wartość p jest znacznie wyższa niż standardowy poziom istotności (zazwyczaj 0.05), co oznacza, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej mówiącej o braku ednią reszt a zerem.  nie dot. wariancji  stu Levene'a:  est Statistic: 7.1463475333135715 p-value: 0.007548926471167769  a testu Levene'a jest stosunkowo wysoka. Wartość p jest poniżej 0.10, co może wskazywać na to, że wariancje są nierówne (heteroskedastyczność), jednak wartość p jest wyższa niż standardowy próg 0.05, więc wynik ten może być na granicy istotności
'yniki tes napiro-W 'artość s'	nie dotyczące normalności rozkładu stu Shapiro-Wilka: Wilka Test: Statistics=0.984, p=0.000 tatystykł testu Shapiro-Wilka, jost bilska 1, sugerując, że dane mogą mieć rozkład bilski normalnemu.
0.5 - 0.4 - 0.3 - 0.1 - 0.0	wskazuje na to, że hipoteza zerowa o normalności rozkładu została odrzucona na znaczącym poziomie istotności. Prawdopodobnie ze względlu na dużą liczbę próbek nawet niewielkie odchylenia od normalności mogą prowadzić do odrzucenia hipotezy o ści.  Density Plot of Residuals  Residuals  Residuals