UWAGA: Zadanie do wykonania punkt 12. Punkty 1–11 pokazują jak wykonać zadanie, dlatego zawierają dodatkowy obszerny opis. Państwo nie muszą aż tak obszernie objaśniać co robią: należy tylko zamieścić wyniki obliczeń + interpretacje otrzymanych wyników. W przypadku testów: postawić hipotezę, odczytać $wartość\ p$ oraz podać wynik testy (czy odrzucamy H_0 czy nie ma podstaw).

Zadanie ma zawierać:

- część makroekonomiczna krótki opis znaczenia wybranej kategorii makroekonomicznej (bezrobocie, dochód narodowy, inflacja itp...) na podstawie podręczników makroekonomii max 3–4 strony [Wykonać samodzielnie]
- 2. wyznaczenie trendu metodą mechaniczną średnia ruchoma [Wykonać samodzielnie]
- 3. ekonometryczny model tendencji rozwojowej zastosować 2–3 postacie funkcji trendu (liniowa, kwadratowa, sprowadzana do liniowej), wg przykładu podanego w punktach 1–??.
- 4. wyznaczyć oraz porównać prognozy na 2–3 okresy uzyskane na podstawie: a) trendu mechanicznego b) modelu tendencji rozwojowej (punkt 11)

Dane niezbędne do zadania oraz przykład (w postaci pliku Gretla) załączam...

1 Dane

Liczba zarejestrowanych samochodów w Polsce w latach 1998–2010 kształtowała się następująco (w sztukach):

9154934, 9343580, 9991260, 10503052, 10983654, 11243827, 11975191, 12339353, 13384229, 14588739, 16079533, 16479200, 17156400

Wykres liniowy:

widok →wykres-zmiennych →wykres szeregów czasowych

Określenie wielkości próby:

Próba →zakres próby

zmniejszamy wielkość próby o 2 obserwacja 1998-2008 (pozostałe dwie zostaną wykorzystane do oceny prognozy)

Dodawanie nowych zmiennych

Dodawanie zmiennych →definiowanie nowej zmienne

wpisanie formuły wg schematu

nowaZmienna = wyrażenie-arytmetyczne-zawierające-zmienne, np

(gdzie x jest nazwą zmiennej)

2 Klasyczna metoda najmniejszych kwadratów

Szacujemy liniową funkcję trendu postaci:

$$y_t = a_0 + a_1 \cdot t + u_t$$

Na podstawie danych obejmujących lata 1998–2008 oszacowano liniowy model trendu, otrzymując następujące wyniki:

Model 2: Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1998-2008 (N = 11) Zmienna zależna (Y): samochody

współczyn	nnik bł	ąd standardowy	t-Studenta	wartość p	
const 7,938	12e+06	358285	22,16	3,67e-09	***
time 640424		52826,2	12,12	7,06e-07	***
Średn.aryt.zm.zależnej	11780668	Odch.stand.z	zm.zależnej	2188115	
Suma kwadratów reszt	2,76e+12	Błąd standar	dowy reszt	554046,0	
Wsp. determ. R-kwadrat	0,942298	Skorygowany	R-kwadrat	0,935886	
F(1, 9)	146,9727	Wartość p dl	a testu F	7,06e-07	
Logarytm wiarygodności	-159,9797	Kryt. inform	m. Akaike'a	323,9593	
Kryt. bayes. Schwarza	324,7551	Kryt. Hannar	a-Quinna	323,4577	
Autokorel.reszt - rho1	0,740455	Stat. Durbin	na-Watsona	0,608220	

Model regresji:

$$y_t = 79381200 + 640424 \cdot t + u_t$$

Przeciętny roczny wzrost liczby samochodów w badanym okresie wynosi 640,4tys sztuk.

3 Ocena dopasowania modelu do danych empirycznych

Na podstawie wartości skorygowanego współczynnika determinacji \mathbb{R}^2 można stwierdzić, że model (trendu liniowego) w 93,59% objaśnia liczbę zarejestrowanych samochodów.

Albo: model (trendu liniowego) w 100% – $R^2=6,41$ nie wyjaśnia liczby zarejestrowanych samochodów. Współczynnik $\Phi^2=100\%-R^2$ nosi nazwę współczynnika zbieżności.

Błąd standardowy reszt wynosi $S_e = 554046, 0$. Interpretacja: szacując liczbę zarejestrowanych samochodów na podstawie modelu trendu liniowego mylimy się średnio o plus/minus 554046 pojazdów (około 550 tys)

Współczynnik wartości resztowej $V_e = S_e/\bar{Y} \cdot 100$, gdzie \bar{Y} jest oznaczone na wydruku Gretla jako **Średn.aryt.zm.zależnej**. Zatem: $V_e = 554046, 0/11780668 \cdot 100 \approx 4,7\%$

Interpretacja: Błąd standardowy reszt stanowi zaledwie 4,7% przeciętnej wartości zmiennej obajśnianej. (Inaczej: przeciętne odchylenia wartości teoretycznych od empirycznych stanowią 4,7% wartości empirycznych.)

Model jest dobrze dopasowany.

4 Zweryfikować istotność statystyczną zmiennych

```
H_o: a_1 = 0
```

powyższa hipoteza zerowa oznacza, że brak jest zależności pomiędzy zmienną y a czasem (t), bo jeżeli $a_1 = 0$ to $a_1 \cdot t = 0$ zatem $y = a_0$.

$$H_1: a_1 \neq 0$$

hipoteza alternatywna jest zwykle prostym zaprzeczeniem zerowej (czasami – jeżeli dysponujemy dodatkowymi informacjami może być inaczej, np $H_1: a_1 > 0$

Wnioskujemy o tym czy hipotezę zerową należy odrzucić czy nie **na podstawie próby**, konkretnie na podstawie wartości określonej funkcji obliczonej dla elementów z próby.

Udowodniono, że jeżeli H_0 jest prawdziwa, to funkcja $t=\hat{a}/S_a$, (\hat{a} to oszacowana wartość a) ma znany rozkład statystyczny zwany rozkładem t-Studenta Przyczym S_a oznacza średni błąd szacunku parametru (zwany błędem standardowy na wydruku Gretla; odpowiednik odchylenia standardowego – miara określająca przeciętną wielkość błędu z jaką szacujemy parametr a), tj. w tym konkretnym przypadku 52826,2.

Zwróćmy uwagę, że w liczniku funkcji t znajduje się wartość \hat{a} , jeżeli faktycznie $\hat{a}=0$ jak głosi H_0 , to im większa wartość \hat{a} tym nasze przekonanie co do prawdziwości H_0 jest mniejsze. Test t-Studenta to nic innego jak pewna zobiektywizowane reguła prostego faktu: jeżeli $\hat{a}=0$, to duże wartości \hat{a} świadczą przeciw temu. Im większa jest wartość S_a tym nasze przekonanie, że H_0 nie jest prawdziwe jest mniejsze z kolei (im S_a jest większe tym szacujemy wartość \hat{a} mniej dokładnie)

Przyjmujemy z góry pewną wartość, zwaną **poziomem istotności** (zwyczajowo oznaczanym jako α). **Poziom istotności** określa **prawdopodobieństwo** odrzucenia H_0 w sytuacji gdy ona jest prawdziwa. Mówiąc kolokwialnie: otrzymaliśmy przypadkowo dużą wartość statystyki t pomimo tego że faktycznie $\hat{a}=0$ – coś co się zdarza b. rzadko.

Poziom istotności $\alpha=0,05$ oznacza że przeciętnie 5 razy na 100 popełnimy błąd odrzucając H_0 z powodu otrzymania dużej wartości t pomimo tego że tak na prawdę $\hat{a}=0$

Wartość t odpowiadająca przyjętemu poziomowi istotności nosi nazwę **wartości krytycznej**. Wartości krytyczne odczytujemy z tablic.

Zamiast odczytywać wartość krytyczną z tablic i porównywać ją z otrzymaną wartością t można podjąć decyzję wykorzystując podaną na wydruku z Gretla wartość p. Wartość p to największy poziom istotności testu dla którego H_0 należy odrzucić. Jeżeli ten poziom jest mniejszy (lub równy) od zwyczajowo przyjmowanego poziomu istotności, np. $\alpha=0,05$ to H_0 należy odrzucić, w przypadku przeciwnym nie ma podstaw do odrzucenia H_0 .

Powyższe rozumowanie i procedurę należy stosować per-analogia w przypadku innych testów.

W przykładzie: wartość $\mathbf{p} = 7,06\text{e-}07$ jest oczywiście dużo mniejsze zarówno do $\alpha = 0,05$ jak i $\alpha = 0,01$.

Wniosek: H_0 należy odrzucić (czas istotnie wpływa na kształtowanie się liczb samochodów.)

Istotność zmiennych można także zweryfikować za pomocą testy ${\cal F}$ (Fishera-Snedecora)

 $H_0: a_1 = 0$

 $H_1: a_1 \neq 0$

Podobnie jak w przypadku testu t, patrzymy na wartość p, tj **Wartość p dla testu F**, wynosi ona 7,06e-07. Zatem H_0 należy odrzucić (bo 7,06e-07 jest oczywiście dużo mniejsze zarówno do $\alpha=0,05$ jak i $\alpha=0,01$.)

W świetle obu testów zmienna t okazała się istotna statystycznie – model nadaje się do praktycznego wykorzystania.

5 Weryfikacja występowania autokorelacji składnika losowego

Test Durbina-Watsona weryfikuje hipotezę o nieistotności autokorelacji pierwszego rzędu składnika losowego:

W ostatnim wierszu okna wyników znajdują się wartości współczynnika autokorelacji (0,740455) oraz wartość statystyki Durbina-Watsona (d=0,608220).

Stawiamy hipotezy:

 $H_0: \rho_1 = 0$

 $H_1: \rho_1>0$ jeżeli otrzymana wartość statystyki Durbina-Watsona jest mniejsza od 2

lub

 $H_1: \rho_1 < 0$ jeżeli otrzymana wartość statystyki Durbina-Watsona jest większa/równa od 2.

W naszym przypadku d < 2 zatem wybieramy wariant pierwszy. Gdyby d > 2, należy zastosować przekształcenie d' = 4 - d.

Wartość krytyczne testu odczytujemy z Narzędzia \to Tablice \to DW . Podajemy liczbę obserwacji (11) oraz liczbę zmiennych bez wyrazu wolnego (1). Otrzymujemy dwie wartości: dL = 0,9273 oraz dU = 1,3241

Reguła testu: jeżeli d < dL to H_0 należy odrzucić. Jeżeli d > dU to nie ma podstaw do odrzucenia H_0 . Jeżeli dL < d < dU to test nie rozstrzyga o występowaniu autokorelacji.

Zatem autokorelacja 0,740455 w istocie okazała się istotna. Występuje autokorelacja składnika losowego.

6 Testowanie normalności rozkładu reszt (test Doornika-Hansena)

 H_0 : rozkład reszt jest normalny H_1 : rozkład reszt nie jest normalny

Testy →test normalności rozkładu reszt

na wykresie szukamy informacji: Chi-kwadrat(2)= 1,664 [0,4352]

liczba w nawiasach kwadratowych to **wartość p** testu. Ponieważ 0,4352 jest większe zarówno od 0,05 jak i 0,01 zatem nie ma podstaw do odrzucenia H_0 – reszty modelu mają rozkład normalny.

7 Test heteroskedastyczności (White'a)

 H_0 : występuje homoskedastyczność reszt składnika losowego (zróżnicowanie reszt jest stałe)

 ${\cal H}_1$: występuje heteroskedastyczność reszt składnika losowego (zróżnicowanie reszt nie jest stałe)

Testy →test heteroskedastyczności →test White'a

Test White'a na heteroskedastyczność reszt (zmienność wariancji resztowej) Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1998-2008 (N = 11) Zmienna zależna (Y): uhat^2

współczynnik błąd standardowy t-Studenta wartość p -----const 3,88746e+11 3,18071e+11 1,222 0,2564 time -1,60036e+11 1,21824e+11 -1,314 0,2254 sq_time 1,78831e+10 9,88772e+09 1,809 0,1081

Wsp. determ. R-kwadrat = 0,472814

```
Statystyka testu: TR^2 = 5,200958,
z wartością p = P(Chi-kwadrat(2) > 5,200958) = 0,074238
```

Liczba 0,074238 to wartość p testu. Ponieważ 0,074238 jest większe zarówno od 0,05 jak i 0,01 zatem nie ma podstaw do odrzucenia H_0 . Występuje homoskedastyczność reszt składnika losowego (zróżnicowanie reszt jest stałe)

8 Ocena liniowości postaci analitycznej modelu

 H_0 : relacja liniowa

 H_1 : relacja nieliniowa-wielomian drugiego stopnia

Testy →test nieliniowości (kwadraty)

Pomocnicze równanie regresji dla testu nieliniowści (kwadraty zmiennych) Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1998-2008 (N = 11) Zmienna zależna (Y): uhat

	współczynnik	błąd standardowy	t-Studenta	wartość p	
const	1,29131e+06	312144	4,137	0,0033	***
time	-595988	119554	-4,985	0,0011	***
sq_time	49665,6	9703,46	5,118	0,0009	***

Wsp. determ. R-kwadrat = 0,766064

```
Statystyka testu: TR^2 = 8,42671,
z wartością p = P(Chi-kwadrat(1) > 8,42671) = 0,00369749
```

liczba 0,00369749 to wartość **p** testu. Ponieważ 0,00369749 jest mniejsze od 0,05 to na tym poziomie istotności H_0 należy odrzucić – istnieją podstawy do przyjęcia postaci potęgowej modelu.

Jednakże jeżeli przyjmiemy poziomie istotności $\alpha=0,01$ wtedy decyzja będzie inna: nie ma podstaw do odrzucenia H_0 , tj. hipotezy iż liczba samochodów w badanym okresie jest liniowa.

9 Ekonometryczny model tendencji rozwojowej kwadratowa funkcja trendu

Dodawanie zmiennych →definiowanie nowej zmiennej

wpisać

t2 = time * time

Model →klasyczna metoda najmniejszych kwadratów

dodać do zmiennych objaśniających (regresory) zmienną t2

Model 3: Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1998-2008 (N = 11) Zmienna zależna (Y): samochody

	współczynn:	ik błą	d standardowy	t-Studenta	wartość p	
const time	9,229436 44436,6		312144 119554	29,57 0,3717	1,86e-09 0,7198	***
t2	49665,6		9703,46	5,118	0,0009	***
Średn.aryt. Suma kwadra Wsp. determ F(2, 8) Logarytm wi Kryt. bayes Autokorel.r	tów reszt . R-kwadrat arygodności . Schwarza	11780668 6,46e+11 0,986501 292,3261 -151,9898 311,1732 0,453759	Błąd standa Skorygowany Wartość p o Kryt. info Kryt. Hanna	rm. Akaike'a ana-Quinna	2188115 284230,2 0,983127 3,32e-08 309,9795 309,2271 1,030795	

$$y_t = 9229430 + 44436, 6 \cdot t + 49665, 6 \cdot t^2 + u_t$$

Na podstawie wartości skorygowanego współczynnika determinacji R^2 można stwierdzić, że model (trendu liniowego) w 98,31% objaśnia liczbę zarejestrowanych samochodów. Albo: model (trendu liniowego) w $100\% - R^2 = 1,69$ nie wyjaśnia liczby zarejestrowanych samochodów.

Istotność statystyczną zmiennych:

$$H_o: a_1 = 0, H_1: a_1 \neq 0$$

 $H_o: a_2 = 0, H_1: a_2 \neq 0$

Dla a_1 wartość $\mathbf{p} = 0.7198$ jest oczywiście dużo więsza zarówno od

$$\alpha = 0.05$$
 jak i $\alpha = 0.01$.

Wniosek: nie ma podstaw do odrzucenia H_0 .

Model nie nadaje się do praktycznego wykorzystania. [Jeżeli otrzymamy taki wynik nie musimy weryfikowac hipotez dot. rozkład reszt.]

10 Trend potęgowy/wykładniczy/wielomian stopnia drugiego

Potęgowa

$$y = a_0 \cdot t^{a_1} \cdot u$$
 Obustronnie logarytmujemy
$$\ln y = \ln a_0 + a_1 \cdot \ln t + u$$

interpretacja: Z okresu na okres wartość y rośnie/spada o $a_1\%$

Przykład:

Model 3: Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1998-2008 (N = 11) Zmienna zależna (Y): l_samochody

	współczynnik	k błąd sta	andardowy	t-Studenta	wartość p)
const	15,9196	0,059	97411	266,5	7,51e-19	***
ltime	0,218345	0,034	12843	6,369	0,0001	***
Średn.aryt	.zm.zależnej	16,26697	Odch.sta	nd.zm.zależn	ej 0,1798	38
Suma kwadra	atów reszt	0,058732	Błąd sta	ndardowy res	zt 0,0807	82
Wsp. determ	n. R-kwadrat	0,818402	Skorygow	any R-kwadra	t 0,7982	24
F(1, 9)		40,55993	Wartość	p dla testu	F 0,0001	.30
Logarytm w	iarygodności	13,17134	Kryt. in	form. Akaike	'a $-22,342$	268
Kryt. bayes	s. Schwarza -	-21,54689	Kryt. Ha	annana-Quinna	-22,84	432
Autokorel.	reszt - rho1	0,703115	Stat. Du	rbina-Watson	a 0,5423	12

Na podstawie wartości skorygowanego współczynnika determinacji R^2 można stwierdzić, że model (trendu liniowego) w 79,8% objaśnia liczbę zarejestrowanych samochodów. Albo: model (trendu liniowego) w $100\%-R^2=20,2$ nie wyjaśnia liczby zarejestrowanych samochodów.

Istotność statystyczną zmiennych:

$$H_o: a_1 = 0, H_1: a_1 \neq 0$$

Dla a_1 wartość $\mathbf{p}=0{,}0001$ jest oczywiście mniejsza zarówno od $\alpha=0{,}05$ jak i $\alpha=0{,}01.$

Wniosek: H_0 należy odrzucić.

Dopasowanie modelu jest słabe (niska wartość R^2) ale wartość parametru a_1 jest istotna (czas istotnie wpływa na liczbę samochodów)

Wykładnicza

$$y = a_0 \cdot a_1^t \cdot e^u$$
 Obustronnie logarytmujemy
$$\ln y = \ln a_0 + t \cdot \ln a_1 + u$$

interpretacja: Z okresu na okres wartość y rośnie/spada o $(a_1 - 1) \cdot 100\%$

Model 4: Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1998-2008 (N = 11) Zmienna zależna (Y): l_samochody

	współczynnił	k błąd sta	ndardowy	t-Studenta	wartość p	
const time	15,9460 0,0534936	0,020 0,002	0417 95499	795,6 18,10	3,98e-23 2,18e-08	***
Suma kwadra Wsp. determ F(1, 9) Logarytm wi Kryt. bayes	a. R-kwadrat	16,26697 0,008645 0,973271 327,7112 23,70958 -42,62336 0,600841	Błąd sta Skorygow Wartość Kryt. in Kryt. Ha	nd.zm.zależn ndardowy res any R-kwadra p dla testu form. Akaike annana-Quinna rbina-Watson	zt 0,0309 t 0,9703 F 2,18e- 'a -43,419 a -43,92	92 01 08 916 079

$$ln y_t = ln \alpha_0 + ln \alpha_1 \cdot t + u_t \tag{1}$$

Obliczenie α_1 : ponieważ ln $\alpha_1=0,0534936$ zatem (z definicji logarytmu): $\alpha_1=e^{0,0534936}\approx 1.05$.

Z okresu na okres liczba samochodów rośnie o $(1,05-1)\cdot 100\% = 5\%$

Na podstawie wartości skorygowanego współczynnika determinacji R^2 można stwierdzić, że model (trendu liniowego) w 97,0% objaśnia liczbę zarejestrowanych samochodów. Albo: model (trendu liniowego) w $100\% - R^2 = 3,0$ nie wyjaśnia liczby zarejestrowanych samochodów.

Istotność statystyczną zmiennych:

$$H_o: a_1 = 0, H_1: a_1 \neq 0$$

Dla a_1 wartość $\mathbf{p}\approx 0$ jest oczywiście mniejsza zarówno od $\alpha=0,05$ jak i $\alpha=0,01.$

Wniosek: H_0 należy odrzucić.

Dopasowanie modelu jest bardzo dobre (wysoka wartość R^2 , wyższa o 3,5% niż w przypadku trendu liniowego). Wartość parametru a_1 jest istotna (czas istotnie wpływa na liczbę samochodów).

Wielomian drugiego stopnia (trend kwadratowy):

$$y = a_0 + a_1 \cdot t + a_2 \cdot t^2 + e$$

interpretacja: nie ma

Aby oszacować ww. trendy należy zdefiniować nowe zmienne $\ln y$, $\ln t$ oraz t^2

Dodawanie zmiennych →definiowanie nowej zmienne

```
lsamochody = logarytm (samochody)
t2 = time * time
```

Oczywiście ocenić dopasowanie modelu, zweryfikować istotność parametrów oraz przetestować rozkład reszt.

11 Prognozy

$Analiza \rightarrow Prognoza$

Dla 95% przedziału ufności, t(9, 0.025) = 2.262

	samochody	prognoza	błąd ex ante	95% przedział ufności
	·		·	•
2004	11975191,00	12421092,70		
2005	12339353,00	13061517,04		
2006	13384229,00	13701941,37		
2007	14588739,00	14342365,71		
2008	16079533,00	14982790,05		
2009	16479200,00	15623214,38	659799,206	14130644,88 - 17115783,88
2010	17156400,00	16263638,72	686740,787	14710123,13 - 17817154,31

Miary dokładności prognoz ex post

```
Średni błąd predykcji
                                  ME =
                                           8,7437e+05
Błąd średniokwadratowy
                                 MSE =
                                           7,6487e+11
Pierwiastek błędu średniokwadr. RMSE =
                                           8,7457e+05
Średni błąd absolutny
                                 MAE =
                                           8,7437e+05
                                  MPE =
Średni błąd procentowy
                                           5,199
Średni absolutny błąd procentowy MAPE =
                                           5,199
Współczynnik Theila (w procentach) I =
                                           1,3183
Udział obciążoności predykc. I1^2/I^2 =
                                           0,99956
                                           0,00044205
Udział niedost.elastyczności I2^2/I^2 =
Udział niezgodności kierunku I3^2/I^2 =
```

Względny błąd prognozy ex-ante: $659799, 206/15623214, 38 \cdot 100 = 4, 2\%$ (w okresie 2009) oraz $686740, 787/17156400, 00 \cdot 100 = 4, 0\%$ (w okresie 2010). Średni absolutny błąd procentowy MAPE = 5, 199

W 2009 r. prognozowana liczba samochodów miała wynieść 15623214,38 (wyniosła 16479200,00, różnica 855985 samochodów). Podobnie można policzyć prognozę dla roku 2010.

Jeżeli oszacowaliśmy dwa modele np. trendu liniowego oraz potęgowego i oba zostały zweryfikowane jako nadające się do praktycznego wykorzystania (dobrze dopasowane, istotne parametry) to należy porównać prognozy otrzymane za pomocą tych modeli.

Na przykład:

Prognoza przy zastosowaniu trendu wykładniczego:

Dla 95% przedziału ufności, t(9, 0.025) = 2.262

	l_samochody	prognoza	błąd ex ante	95% przedział ufności
2004	16,298348	16,320467		
2005	16,328304	16,373961		
2006	16,409588	16,427454		
2007	16,495760	16,480948		
2008	16,593058	16,534441		
2009	16,617610	16,587935	0,036908	16,504444 - 16,671426
2010	16,657882	16,641429	0,038415	16,554528 - 16,728329

Miary dokładności prognoz ex post

```
Średni błąd predykcji
                                   ME =
                                           0,023064
                                           0,00057564
Błąd średniokwadratowy
                                  MSE =
Pierwiastek błędu średniokwadr. RMSE =
                                           0,023993
Średni błąd absolutny
                                  MAE =
                                           0,023064
Średni błąd procentowy
                                  MPE =
                                           0,13867
Średni absolutny błąd procentowy MAPE =
                                           0,13867
Współczynnik Theila (w procentach) I =
                                           0,40855
Udział obciążoności predykc. I1^2/I^2 =
                                           0,92408
Udział niedost.elastyczności I2^2/I^2 =
                                           0,075916
Udział niezgodności kierunku I3^2/I^2 =
```

Względny błąd prognozy ex-ante: $0,036908/16,58793\cdot 100=2,2\%$ (w okresie 2009) oraz $0,038415/16,64142\cdot 100=2,3\%$ (w okresie 2010). Średni absolutny błąd procentowy MAPE = 0,13.

W 2009 r. prognozowana liczba samochodów miała wynieść $e^{16,587935}=15997371,73$ ("delogarytmujemy") (wyniosła $e^{16,617610}=16479200,00$ samochodów, różnica 481828,3 samochodów).

Podobnie można policzyć prognozę dla roku 2010.

Właściwości prognostyczne modelu z trendem wykładniczym są lepsze o czym świadczą niższe wartości błędów prognoz ex-ante oraz ex-post (zastosowano miary względne z uwagi na różne miana zmiennej zależnej w porównywanych modelach).

12 Zadanie do wykonania

Za pomocą programu Gretl

Plik →Otwórz dane →Pliki użytkowników makro_dane_95_08

Powtórzyć obliczenia jak w przykładzie o liczbie samochodów dla jednej wybranej zmiennej (każda grupa wybiera inną zmienną) Opis zmiennych:

Dane z Rachunków Narodowych

CONS spożycie ogółem, RN, mln zł, ceny stałe 1995
CONSI spożycie indywidualne , RN, mln zł, ceny stałe 1995
INW nakłady brutto na środki trwałe, RN, mln zł, ceny stałe 1995
POPKR popyt krajowy, RN, mln zł, ceny stałe 1995
PKB produkt krajowy brutto, RN, mln zł, ceny stałe 1995
GVA wartość dodana brutto, RN, mln zł, ceny stałe 1995
GVAP wartość dodana brutto w przemyśle, RN, mln zł, ceny stałe 1995
GVAB wartość dodana brutto w budownictwie, RN, mln zł, ceny stałe 1995

CONS cb spożycie ogółem, RN, mln zł, ceny bieżące
CONSI cb spożycie indywidualne , RN, mln zł, ceny bieżące
INW cb nakłady brutto na środki trwałe, RN, mln zł, ceny bieżące
POPKR cb popyt krajowy, RN, mln zł, ceny bieżące
PKB cb produkt krajowy brutto, RN, mln zł, ceny bieżące
GVA cb wartość dodana brutto, RN, mln zł, ceny bieżące
GVAP cb wartość dodana brutto w przemyśle, RN, mln zł, ceny bieżące
GVAB cb wartość dodana brutto w budownictwie, RN, mln zł, ceny bieżące

Zmienne makroekonomiczne, Biuletyn Statystyczny GUS

ZP przeciętne zatrudnienie w przemyśle, tys. os, Tabl. 11, PS 11.2008, PS 6,2009
ZPP przeciętne zatrudnienie w przemyśle przetwórczym, tys. os, Tabl. 11, BS 11.2008
IPPB indeks produkcji przemysłowej, poprzedni kwartał=100
IPPPB indeks produkcji w przem. przetwórczym, poprz. kwartał =100
CPIB indeks CPI, poprzedni kwartał=100
PPIB indeks cen produkcji przemysłowej, poprzedni kwartał=100,
PPIBPP indeks cen produkcji przemysłowej, poprzedni kwartał=100,
EKSPB indeks eksportu, poprzedni kwartał = 100
WSP przecietne miesieczne wynagrodzenie brutto w sektorze przedsiebiorstw, k.o., pln

Sytuacja finansowa przedsiębiorstw, Biuletyn Statystyczny GUS

ZAPPRZ zapasy w mln pln - przemysł ogółem,, BS Tabl. 32
ZAPPP zapasy w mln pln - przetwórstwo przemysłowe,
NALPRZ należności i roszczenia w mln pln - przemysł ogółem, BA Tabl. 32
NALPP należności i roszczenia w mln pln - przetwórstwo przemysłowe,
WFBP wynik finansowy brutto w mln pln - przemysł razem, Tabl. 29, PS 11.2008
WFBPP wynik finansowy brutto w mln pln - przetwórstwo przemysłowe, Tabl. 29, PS 11.2008

PRZSP przychody ze sprzedaży produktów, towarów i materiałów w mln pln, przemysł razem, T. PRZSPP przychody ze sprzedaży produktów, towarów i materiałów w mln pln, przetwórstwo prze

Sytuacja gospodarstw domowych, Biuletyn NBP, Biuletyn GUS

KR zadłużenie gospodarstw domowych w sektorze bankowym w Polsce, c.b., mln pln
DEP oszczędności gospodarstw domowych w sektorze bankowym w Polsce, c.b., mln pln
SRD stopa redyskonta weksli, w %
WSP przecietne miesieczne wynagrodzenie brutto w sektorze przedsiebiorstw, k.o., pln
m0r podaz pieniadza, agregat m0, mln pln, wartosc realna
m1r podaz pieniadza, agregat m1, mln pln, wartosc realna
m2r podaz pieniadza, agregat m2, mln pln, wartosc realna
m3r podaz pieniadza, agregat m3, mln pln, wartosc realna
ddbn dochody do dyspozycji brutto, mln pln, wartości nominalne
ddbr dochody do dyspozycji brutto, mln pln, wartości realne