

Powiślańska Szkoła Wyższa ul. 11 Listopada 29: 82-500 Kwidzyn tel/fax (55) 261 31 39; tel. (55) 279 17 68 www.wsz.kwidzyn.edu.pl dziekanat@psw.kwidzyn.edu.pl

praca semestralna z przedmiotu:

EKONOMETRIA

pod kierunkiem:

prof. nadzw. dr hab. Tomasz Plata- Przechlewski

temat pracy: Analiza empiryczna spożycia indywidualnego dóbr i usług.

wydział : Zarządzanie kierunek : Ekonomia

rok akademicki: 2015/2016

semestr zimowy rok studiów: II tryb niestacjonarny

pracę wykonały:

- 1 . Anna Napiórkowska
- 2. Iwona Barbarewicz
- 3. Olga Srożak

Kwidzyn, 19.01.2016r.

SPIS TREŚCI

I. Makroekonomiczny opis spożycia indywidualnego dóbr i usług	1
II. Opis dynamiki szeregu.	3
III. Ekonometryczne modele tendencji rozwojowej	4
1. Trend liniowy	4
2. Model z trendem kwadratowym.	8
3. Model logarytmiczny zlinearyzowany	11
IV. Prognozy.	16
1. Trend liniowy	16
2. Trend kwadratowy.	17
3. Trend logarytmiczny.	19
V. Podsumowanie	

I. MAKROEKONOMICZNY OPIS SPOŻYCIA INDYWIDUALNEGO DÓBR I USŁUG.

Pod pojęciem spożycia indywidualnego rozumie się wydatki gospodarstw domowych na zakup dóbr. Pojęcie to pokrewne jest pojęciu konsumpcja. Generowane jest przez dwa typy wydatków: autonomiczne i dodatkowe. Konsumpcja autonomiczna jest niezależna od dochodów, stanowi ona - według subiektywnej oceny danego konsumenta - niezbędne minimum, zapewniające egzystencję. Konsumpcja dodatkowa jest natomiast uwarunkowana wysokością dochodów, oznacza wydatki na dobra, które nie są niezbędne do życia.

W budżetach gospodarstw domowych oraz w trakcie podziału dochodów konsumpcja jest główna alternatywą oszczędzania. Obie wartości mają istotny wpływ na wzrost gospodarczy i dynamikę rozwoju gospodarczego w kraju. Działają jednak w różnych sposób:

- Spożycie i jego wzrost powoduje szybki wzrost popytu na dobra, głównie konsumpcyjne. Prowadzi to szybko to wzrostu cen i dochodów producentów, wzrostu produkcji i w średnim okresie do wzrostu produkcji. Jako że konsumpcja dotyczy głównie dób konsumpcyjnych, krótkotrwałych bądź średnio trwałych, to przy jej wzroście zwiększa się produkcja tego właśnie typu dóbr, a niekoniecznie dóbr trwałych czy inwestycyjnych. Wzrost spożycia może prowadzić do zrostu możliwości produkcyjnych oraz inwestycji, ale dopiero w długim okresie. Ryzykiem jest, że zamiast do wzrostu produkcji w kraju doprowadzi do wzrostu importu (zwłaszcza przy mało elastycznym rynku w kraju), lub do wzrostu cen i inflacji
- Oszczędności z kolei nie mają krótkookresowego wpływu na wzrost gospodarczy.
 Generują one jednak zasoby finansowe, z których można finansować inwestycje i większe, droższe projekty. W związku z tym inwestycje są kluczowym czynnikiem określającym możliwości długookresowego wzrostu gospodarczego, zwiększania możliwości produkcyjnych i bogactwa kraju

Widać więc, że obie wielkości: spożycie i inwestycje są istotne dla wzrostu gospodarczego, lecz oddziałują na różne jego aspekty.

Ważne jest, żeby w gospodarce spożycie i oszczędności były zrównoważone. Brak równowagi (zarówno przy przeroście spożycia, jak i przy przeroście inwestycji) prowadzić może do zaburzeń w gospodarce, a w konsekwencji gwałtownych procesów dostosowawczych w postaci kryzysów. Dobrym przykładem przerostu inwestycji nad konsumpcją zdają się być współczesne Chiny.

Prognozowanie i badanie spożycia jest bardzo ważne z punktu widzenia prognozowania krótkookresowego wzrostu gospodarczego, dla którego spożycie jest kluczowym elementem. Ważne jest więc poznanie determinant konsumpcji, wpływających na jej kształt i wielkość.

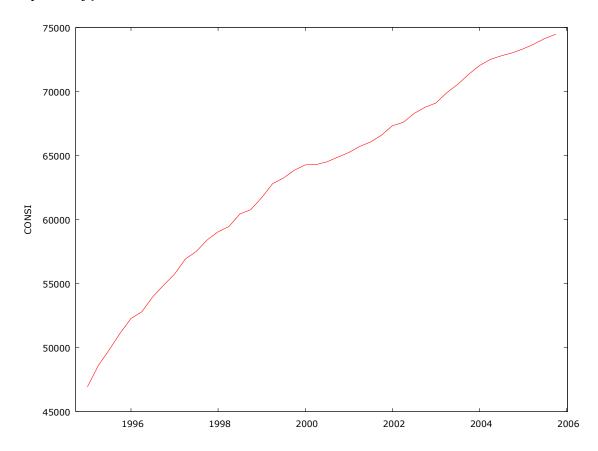
Do najważniejszych spośród nich zalicza się:

- Dochód bieżący (absolutny) według teorii keynesowskiej konsumpcja zależy
 proporcjonalnie od dochodu. W najprostszych modelach funkcja konsumpcji jest funkcją
 liniową, której współczynnik kierunkowy równy jest krańcowej skłonności do
 konsumpcji, zaś wyraz wolny odpowiada konsumpcji autonomicznej
- Dochód permanentny według teorii Friedmanna ludzie dążą do utrzymania względnie stałego poziomu konsumpcji i nieznacznie reagują na krótkookresowe zmiany dochodu. Podczas decyzji konsumpcyjnych kierują się natomiast dochodem permanentnym, tj. przewidywanym przeciętnym dochodem w trakcie trwania życia. Wahania dochodu przejściowego (tymczasowego) są niwelowane m. in. przez pożyczki lub wzrost oszczędności.

Oczywiście na poziom konsumpcji wpływ również poziom cen, oczekiwania względem inflacji, stabilności gospodarczej, perspektyw zatrudnienia itd.

II. OPIS DYNAMIKI SZEREGU

Poniżej przedstawiono wykresy badanego szeregu – wykres jego ewolucji w czasie oraz wykres po wyrównaniu metodą średniej ruchomej 4 – okresowej (wybrano 4 okresy jako że szereg jest kwartalny). Wyodrębniono również komponent cykliczny. Można zauważyć, że szereg charakteryzuje się wyraźną, stałą, monotoniczną tendencją wzrostową. Oznacza to, że w całym badanym okresie 1995 – 2005 spożycie indywidualne w Polsce rosło. Analiza komponentu sezonowego wskazuje, że w szeregu nie występuje część sezonowa ani cykliczna. Brak jest wyraźnych okresów regularnych wahań. Oznacza to, że w kształtowaniu się wielkości spożycia brak jest cykliczności, a metody prognozowania z trendem bez sezonowości powinny być wystarczające.



Żródło: Opracowanie własne na podstawie bazy danych MAK KON 08

III. EKONOMETRYCZNE MODELE TENDENCJI ROZWOJOWEJ

1.Trend liniowy

W pierwszej kolejności wybrano model z trendem liniowym. Dobrano go na podstawie wykresu, który wykazuje regularną tendencję rozwojową bliską kształtem tendencji liniowej.

Model 3: Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1995:1-2005:1 (N = 41) Zmienna zależna (Y): CONSI							
	współczynnik	błąd sta	ndardowy	t-Studenta	wartość p		
const	49949,8	390,	510	127,9	8,72e-053	***	
time	604,400	16,	2011	37,31	4,00e-032	***	
Średn.aryt.	zm.zależnej	62642,16	Odch.sta	and.zm.zależn	ej 7340,9	35	
Suma kwadra	tów reszt	58757570	Błąd sta	ndardowy res	zt 1227,43	38	
Wsp. determ	. R-kwadrat	0,972742	Skorygow	any R-kwadra	t 0,9720	43	
F(1, 39)	:	1391,749	Wartość	p dla testu :	F 4,00e-3	32	
Logarytm wi	arygodności -:	348,7713	Kryt. in	nform. Akaike	'a 701,542	27	
Kryt. bayes	. Schwarza	704,9698	Kryt. Ha	nnana-Quinna	702,790	06	
Autokorel.r	eszt - rhol	0,856235	Stat. Du	rbina-Watson	a 0,0885	51	

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyliczeń programu GRETL

Model jest dobrze dopasowany do zmiennej – objaśnia 97% jej zmienności (współczynnik R2 = 0,97). Wskazuje to na dobrą jakość modelu z trendem liniowym.

Dla zmiennej time uzyskana wartość **p** była zdecydowanie niższa od 0,05 w związku z czym odrzucono H:0 o nieistotności zmiennej na rzecz H:1 o jej istotności.

Weryfikacja modelu:

Następnie przeprowadzono szereg testów weryfikujących poprawność modelu.

Test poprawności specyfikacji liniowej modelu. Test ten weryfikuje:

H0: specyfikacja jest poprawna, komponent kwadratowy nie jest potrzebny

H1: specyfikacja nie jest poprawna, do modelu powinien zostać dodany komponent kwadratowy Jako że p w teście jest bardzo niskie i bliskie zera, to H0 odrzucamy na rzecz H1. Oznacza to, że specyfikacja modelu nie jest prawidłowa- powinny się w niej znaleźć również kwadraty. Jest to wniosek negatywny, oznacza, że przyjęta specyfikacja nie jest do końca poprawna.

```
Pomocnicze równanie regresji dla testu nieliniowści (kwadraty zmiennych)

Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1995:1-2005:1 (N = 41)

Zmienna zależna (Y): uhat

współczynnik błąd standardowy t-Studenta wartość p

const -2391,92 341,043 -7,014 2,36e-08 ***

time 333,756 37,4506 8,912 7,58e-011 ***

sq_time -7,94658 0,864699 -9,190 3,38e-011 ***

Wsp. determ. R-kwadrat = 0,689684

Statystyka testu: TR^2 = 28,2771,

z wartością p = P(Chi-kwadrat(1) > 28,2771) = 1,05135e-007
```

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyliczeń programu GRETL

Test poprawności specyfikacji liniowej modelu. Test ten weryfikuje:

H0: specyfikacja jest poprawna, komponent logarytmiczny nie jest potrzebny

H1: specyfikacja nie jest poprawna, do modelu powinien zostać dodany komponent logarytmiczny

Jako że p w teście jest bardzo niskie i bliskie zera, to H0 odrzucamy na rzecz H1. Oznacza to, że specyfikacja modelu nie jest prawidłowa- powinny się w niej znaleźć również logarytmy. Jest to wniosek negatywny, oznacza, że przyjęta specyfikacja nie jest do końca poprawna.

```
Pomocnicze równanie regresji dla testu nieliniowści (logarytmy zmiennych)
Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1995:1-2005:1 (N = 41)
Zmienna zależna (Y): uhat

współczynnik błąd standardowy t-Studenta wartość p

const -4315,68 335,766 -12,85 2,07e-015 ***
time -208,626 15,7697 -13,23 8,42e-016 ***
l_time 3126,87 215,840 14,49 4,67e-017 ***

Wsp. determ. R-kwadrat = 0,846696

Statystyka testu: TR^2 = 34,7145,
z wartością p = P(Chi-kwadrat(1) > 34,7145) = 3,81774e-009
```

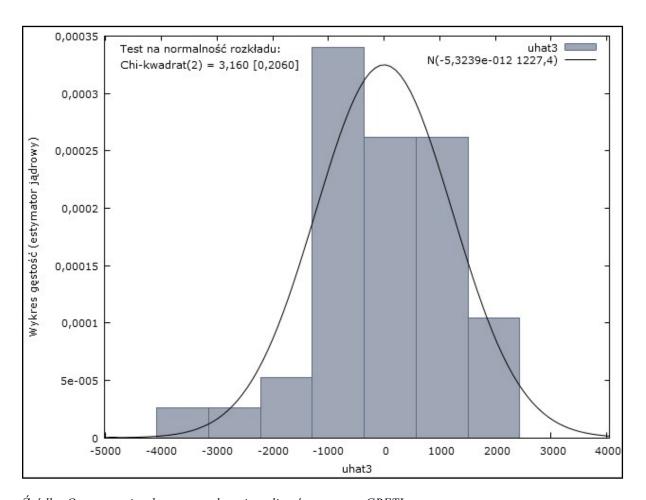
Test normalności rozkładu reszt. Test ten weryfikuje:

H0: rozkład reszt jest normalny

H1: rozkład reszt nie jest normalny

Uzyskane w teście p jest wyższe od 0,05. Oznacza to, że nie ma podstaw do odrzucenia H0.

Uznajemy więc, że rozkład reszt jest normalny. Jest to wniosek pozytywny.



Test Durbina Watsona na autokorelację rzędu 1. Weryfikuje on hipotezy:

H0: brak autokorelacji rzędu 1 przyjmujemy, że p=0

H1: istotna autokorelacja rzędu 1 przyjmujemy, że p>0 lub p<0

Reguła testu: jeżeli d < dL to H0 należy odrzucić.

Jeżeli d > dU to nie ma podstaw do odrzucenia H0.

Jeżeli dL < d < dU to test nie rozstrzyga o wystepowaniu autokorelacji.

W teście uzyskano wartość testową mieszczącą się w przedziale (0; dL) (dla dL odczytanego przy n=41 obserwacjach i k=1 zmiennej objaśniającej). Oznacza to, że statystyka testowa znajduje się w obszarze odrzuceń H0. W modelu występuje więc istotna autokorelacja reszt rzędu 1, co jest wnioskiem negatywnym dla modelu.

```
Statystyka testu Durbina-Watsona dla 5% poziomu istotności, n = 41, k = 1  dL = 1,4493 \\ dU = 1,5490
```

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyliczeń programu GRETL

Test heteroskedastyczności White 'a weryfikujący:

H0: reszty są homoskedastyczne (mają stałą wariancję)

H1: reszty są heteroskedastyczne (mają niestałą wariancję)

Uzyskane w teście p jest niższe od wartości 0,05.

Oznacza to, że H0 należy odrzucić na rzecz H1.

W modelu występuje więc heteroskedastyczność reszt, co jest wnioskiem negatywnym.

```
Test White's na heteroskedastyczność reszt (zmienność wariancji resztowej)

Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1995:1-2005:1 (N = 41)

Zmienna zależna (Y): uhat^2

współczynnik błąd standardowy t-Studenta wartość p

const 5,03967e+06 986222 5,110 9,41e-06 ***

time -336639 108299 -3,108 0,0036 ***

sq_time 5960,16 2500,52 2,384 0,0222 **

Wsp. determ. R-kwadrat = 0,300680

Statystyka testu: TR^2 = 12,327887,

z wartością p = P(Chi-kwadrat(2) > 12,327887) = 0,002104
```

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyliczeń programu GRETL

2. Model z trendem kwadratowym

Wyniki oszacowania modelu przedstawione są poniżej

```
Model 4: Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1995:1-2005:1 (N = 41)

Zmienna zależna (Y): CONSI

współczynnik błąd standardowy t-Studenta wartość p

const 47557,8 341,043 139,4 4,19e-053 ***

time 938,156 37,4506 25,05 3,14e-025 ***

sq_time -7,94658 0,864699 -9,190 3,38e-011 ***

Średn.aryt.zm.zależnej 62642,16 Odch.stand.zm.zależnej 7340,935

Suma kwadratów reszt 18233393 Błąd standardowy reszt 692,6948

Wsp. determ. R-kwadrat 0,991541 Skorygowany R-kwadrat 0,991096

F(2, 38) 2227,202 Wartość p dla testu F 4,16e-40

Logarytm wiarygodności -324,7829 Kryt. inform. Akaike'a 655,5659

Kryt. bayes. Schwarza 660,7066 Kryt. Hannana-Quinna 657,4378

Autokorel.reszt - rho1 0,852524 Stat. Durbina-Watsona 0,179706
```

Model jest dobrze dopasowany do zmiennej – objaśnia 99% jej zmienności (współczynnik R2 = 0,99). Wskazuje na to na dobrą jakość modelu z trendem kwadratowym. Sprawdzono następnie, czy zmienne w modelu są istotne statystycznie.

Zastosowano tym celu test t-Studenta weryfikujący:

H0: zmienne nieistotne statystycznie (parametr nie różni się istotnie od 0)

H1: zmienne istotne statystycznie (parametr istotnie różni się od 0).

Dla zmiennej time uzyskana wartość p była zdecydowanie niższa od 0,05 w związku z czym odrzucono H0 o nieistotności zmiennej na rzecz H1 o jej istotności. Również dla zmiennej time_sq uzyskana wartość p była zdecydowanie niższa od 0,05 w związku z czym odrzucono H:0 o nieistotności zmiennej na rzecz H:1 o jej istotności.

Jest to wniosek pozytywy, świadczący, że dobrana postać trendu jest wysoce istotna.

Test heteroskdastyczności White'a weryfikujący:

H0: reszty są homoskedastyczne (mają stałą wariancję)

H1: reszty są heteroskedastyczne (mają niestałą wariancję)

Uzyskane w teście p jest niższe od wartości 0,05. Oznacza to, że H:0 należy odrzucić na rzecz H:1. W modelu występuje więc heteroskedastyczność reszt, co jest wnioskiem negatywnym

```
Test White'a na heteroskedastyczność reszt (zmienność wariancji resztowej)

Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1995:1-2005:1 (N = 41)

Zmienna zależna (Y): uhat^2

Z powodu ścisłej współliniowości pominięto zmienną: sq_time

współczynnik błąd standardowy t-Studenta wartość p

const 1,80750e+06 321251 5,626 2,19e-06 ***

time -463013 103255 -4,484 7,18e-05 ***

sq_time 40070,6 9829,23 4,077 0,0002 ***

X2_X3 -1271,74 349,639 -3,637 0,0009 ***

sq_sq_time 13,4526 4,13153 3,256 0,0025 ***

Uwaga: macierz danych jest osobliwa!

Wsp. determ. R-kwadrat = 0,384369

Statystyka testu: TR^2 = 15,759144,

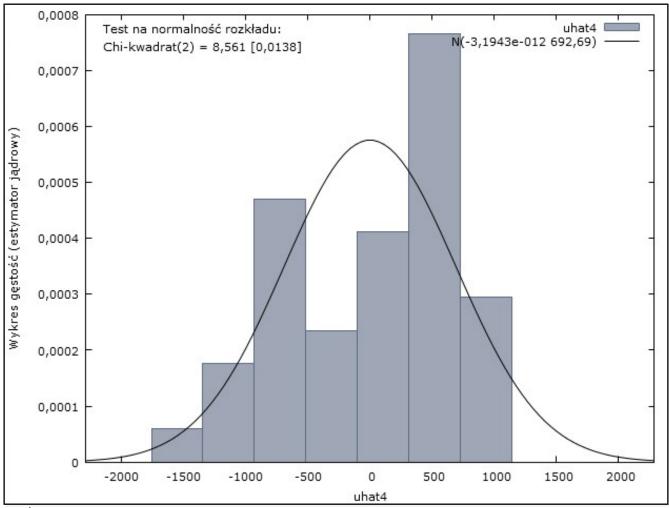
z wartością p = P(Chi-kwadrat(4) > 15,759144) = 0,003360
```

Test normalności rozkładu reszt. Test ten weryfikuje:

H:0- rozkład reszt jest normalny

H:1- rozkład reszt nie jest normalny

Uzyskane w teście p jest niższe od 0,05. Oznacza to, że nie mamy podstawy do odrzucenia H0. Uznajemy więc, że rozkład reszt nie jest normalny. Jest to wniosek negatywny.



Test Durbina Watsona na autokorelację rzędu 1. Weryfikuje on hipotezy:

H0: brak autokorelacji rzędu 1

H1: istotna autokorelacja rzędu 1

W teście uzyskano wartość testową mieszczącą się w przedziale (0; dL) (dla dL odczytanego przy n=41 obserwacjach i k=2 zmiennej objaśniającej). Oznacza to, że statystyka testowa znajduje się w obszarze odrzuceń H:0. W modelu występuje więc istotna autokorelacja reszt rzędu 1, co jest wnioskiem negatywnym dla modelu.

```
Stat. Durbina-Watsona = 0,179706
wartość p = 3,82575e-011
```

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyliczeń programu GRETL

```
Statystyka testu Durbina-Watsona dla 5% poziomu istotności, n = 41, k = 2  \frac{dL}{dU} = 1,3992 \\ \frac{dU}{dU} = 1,6031
```

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyliczeń programu GRETL

3. Model logarytmiczny zlinearyzowany

Jako trzecią formę modelu przyjęto model logarytmiczny po zlinearyzowaniu. Przyjmuje on postać:

```
ln(CONSI) = a0 + a1*t
```

przed zlinearyzowaniem przyjmował postać:

$$CONSI=b0*e^{(a1t)}$$

Wyniki estymacji modelu przedstawiono poniżej

```
Model 5: Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1995:1-2005:1 (N = 41)

Zmienna zależna (Y): 1_CONSI

współczynnik błąd standardowy t-Studenta wartość p

const 10,8304 0,00867340 1249 2,33e-091 ***

time 0,00989334 0,000359833 27,49 3,83e-027 ***

Średn.aryt.zm.zależnej 11,03817 Odch.stand.zm.zależnej 0,121533

Suma kwadratów reszt 0,028985 Błąd standardowy reszt 0,027262

Wsp. determ. R-kwadrat 0,950939 Skorygowany R-kwadrat 0,949681

F(1, 39) 755,9326 Wartość p dla testu F 3,83e-27

Logarytm wiarygodności 90,54148 Kryt. inform. Akaike'a -177,0830

Kryt. bayes. Schwarza -173,6558 Kryt. Hannana-Quinna -175,8350

Autokorel.reszt - rho1 0,854509 Stat. Durbina-Watsona 0,076081
```

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyliczeń programu GRETL

Model jest dobrze dopasowany do zmiennej – objaśnia 95% jej zmienności (współczynnik R2 = 0,95). Wskazuje na to na dobrą jakość modelu z trendem logarytmicznym.

Sprawdzono następnie, czy zmienne w modelu są istotne statystycznie. Zastosowano tym celu test t-Studenta weryfikujący:

H0: zmienne nieistotne statystycznie (parametr nie różni się istotnie od 0)

H1: zmienne istotne statystycznie (parametr istotnie różni się od 0).

Dla zmiennej time uzyskana wartość p była zdecydowanie niższa od 0,05 w związku z czym odrzucono H:0 o nieistotności zmiennej na rzecz H:1 o jej istotności. Jest to wniosek pozytywy, świadczący, że dobrana postać trendu jest wysoce istotna.

Test heteroskdastyczności White'a weryfikujący:

H0: reszty są homoskedastyczne (mają stałą wariancję)

H1: reszty są heteroskedastyczne (mają niestałą wariancję)

Uzyskane w teście p jest niższe od wartości 0,05. Oznacza to, że H0 należy odrzucić na rzecz H1. W modelu występuje więc heteroskedastyczność reszt, co jest wnioskiem negatywnym.

```
Test White's na heteroskedastyczność reszt (zmienność wariancji resztowej)

Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1995:1-2005:1 (N = 41)

Zmienna zależna (Y): uhat^2

współczynnik błąd standardowy t-Studenta wartość p

const 0,00274002 0,000500953 5,470 3,04e-06 ***

time -0,000200424 5,50105e-05 -3,643 0,0008 ***

sq_time 3,74499e-06 1,27014e-06 2,948 0,0054 ***

Wsp. determ. R-kwadrat = 0,333441

Statystyka testu: TR^2 = 13,671079,

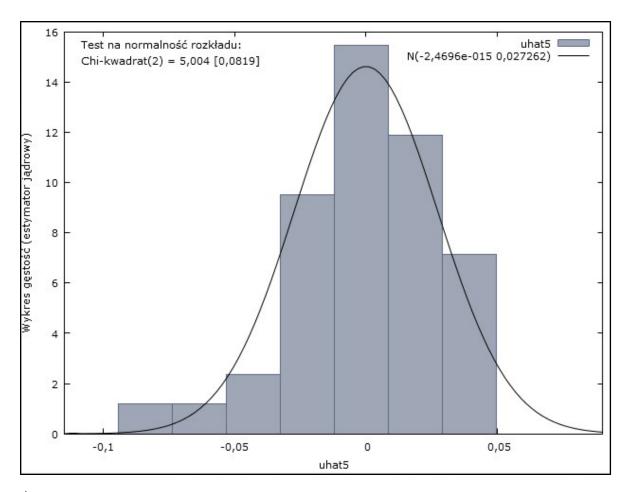
z wartością p = P(Chi-kwadrat(2) > 13,671079) = 0,001075
```

Test normalności rozkładu reszt. Test ten weryfikuje:

H0: rozkład reszt jest normalny

H1: rozkład reszt nie jest normalny

Uzyskane w teście p jest wyższe od 0,05. Oznacza to, że nie ma podstaw do odrzucenia H0. Uznajemy więc, że rozkład reszt jest normalny. Jest to wniosek pozytywny.



Test Durbina Watsona na autokorelację rzędu 1. Weryfikuje on hipotezy:

H0: brak autokorelacji rzędu 1

H1: istotna autokorelacja rzędu 1

W teście uzyskano wartość testową mieszczącą się w przedziale (0; dL) (dla dL odczytanego przy n=41 obserwacjach i k=1 zmiennej objaśniającej). Oznacza to, że statystyka testowa znajduje się w obszarze odrzuceń H0. W modelu występuje więc istotna autokorelacja reszt rzędu 1, co jest wnioskiem negatywnym dla modelu.

```
Stat. Durbina-Watsona = 0,0760808
wartość p = 1,27335e-010
```

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyliczeń programu GRETL

```
Statystyka testu Durbina-Watsona dla 5% poziomu istotności, n = 41, k = 1  dL = 1,4493 \\ dU = 1,5490
```

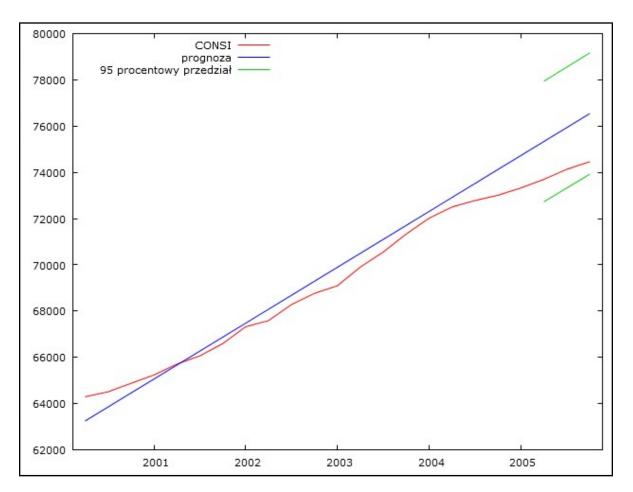
Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyliczeń programu GRETL

Podsumowując, wszystkie trzy modele okazały się być bardzo dobrze dopasowane do danych. Jednakże żaden z nich nie przeszedł pozytywnie weryfikacji. Wykazują problemy z heteroskedastycznością, autokorelacją reszt, brakiem normalności ich rozkładu oraz niepoprawną postacią funkcyjną. Ich zmienne są jednak istotne na wysokim poziomie istotności.

IV. Prognozy

Na podstawie modeli wyliczono prognozy wielkości spożycia na kolejne 3 kwartały 2005 roku. Oprócz wartości prognoz obliczono również błędy prognoz ex post, które pozwalają na ocenę jakości i trafności prognoz.

1.Trend liniowy



Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyliczeń programu GRETL

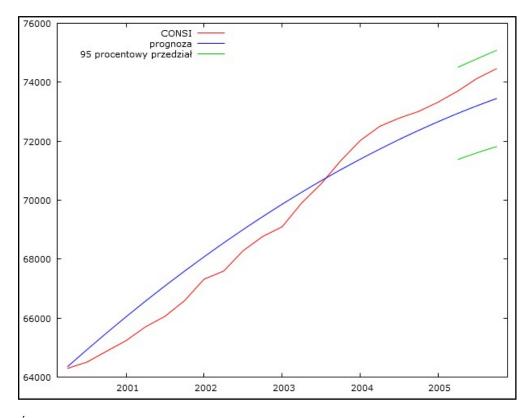
Prognoza wskazuje na dynamiczny wzrost wielkości spożycia. Można zauważyć, że prognoza lekko przeszacowuje rzeczywistą wartość, jest wyższa niż realizacja zmiennej.

Na podstawie miar błędów ex post można uznać, że prognozy są dokładne, średni błąd absolutny wyniósł ok. 2,5% co oznacza, że prognoza jest bardzo dokładna i mieści się w wymaganym zakresie trafności +/- 10%.

```
Miary dokładności prognoz ex post
Średni błąd predykcji
                                  ME =
                                          -1840
Błąd średniokwadratowy
                                 MSE =
                                           3,4189e+006
Pierwiastek błędu średniokwadr. RMSE =
                                           1849
Średni błąd absolutny
                                 MAE =
                                           1840
Średni błąd procentowy
                                 MPE =
                                          -2,4822
Średni absolutny błąd procentowy MAPE =
                                           2,4822
                                           5,0404
Współczynnik Theila (w procentach) I =
                                           0,99022
Udział obciążoności predykc. I1^2/I^2 =
Udział niedost.elastyczności I2^2/I^2 =
                                           0,0096061
Udział niezgodności kierunku I3^2/I^2 =
                                           0,00017078
```

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyliczeń programu GRETL

2.Trend kwadratowy

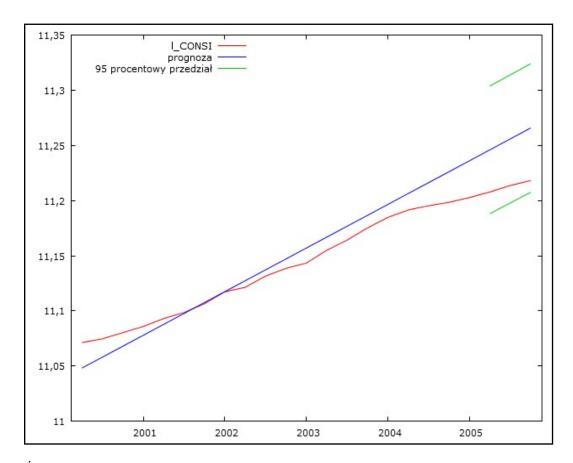


Prognoza wskazuje na dynamiczny wzrost wielkości spożycia. Można zauważyć, że prognoza lekko niedoszacowuje rzeczywistą wartość, jest niższa niż realizacja zmiennej.

Na podstawie miar błędów ex post można uznać, że prognozy są dokładne, średni błąd absolutny wyniósł niewiele ponad 2,5% co oznacza, że prognoza jest bardzo dokładna i mieści się w wymaganym zakresie trafności +/- 10%.

```
Miary dokładności prognoz ex post
Średni błąd predykcji
                         ME =
                                   898,95
Błąd średniokwadratowy MSE =
                                   8,194e+005
Pierwiastek błędu średniokwadr. RMSE = 905,2
898,95
                                  1,2126
Średni absolutny błąd procentowy MAPE =
                                   1,2126
Współczynnik Theila (w procentach) I = 2,5137
Udział obciążoności predykc. I1^2/I^2 =
                                 0,98622
Udział niedost.elastyczności I2^2/I^2 =
                                   0,013356
Udział niezgodności kierunku I3^2/I^2 =
                                   0,00041935
```

3. Trend logarytmiczny



Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyliczeń programu GRETL

Prognoza wskazuje na dynamiczny wzrost wielkości spożycia. Można zauważyć, że prognoza lekko przeszacowuje rzeczywistą wartość, jest wyższa niż realizacja zmiennej.

Na podstawie miar błędów ex post można uznać, że prognozy są bardzo dokładne, średni błąd absolutny wyniósł ok. 0,38% co oznacza, że prognoza jest bardzo dokładna i mieści się w wymaganym zakresie trafności +/- 10%.

Miary dokładności prognoz ex post poniżej:

```
Miary dokładności prognoz ex post
Średni błąd predykcji ME = -0.042674
Błąd średniokwadratowy MSE = 0.0018361
                                          0,0018361
Pierwiastek błędu średniokwadr. RMSE =
                                          0,042849
Średni błąd absolutny
                               MAE =
                                          0,042674
                               MPE = -0,38055
Średni błąd procentowy
Średni absolutny błąd procentowy MAPE =
                                          0,38055
Współczynnik Theila (w procentach) I =
                                          8,6363
Udział obciążoności predykc. I1^2/I^2 =
                                          0,99181
Udział niedost.elastyczności I2^2/I^2 =
                                          0,0081264
Udział niezgodności kierunku I3^2/I^2 =
                                          6,0157e-005
```

źródło:Opracowanie własne na podstawie wyliczeń programu GRETL

V. PODSUMOWANIE

Prognozy z modeli okazały się być bardzo dokładne. Ich błędy są poniżej granicy 5% uznawanej za wyznacznik dobrej jakości prognostycznej modelu i jego trafności.

- trend liniowy- średni absolutny błąd procentowy wyniósł 2,4822
- trend kwadratowy- średni absolutny błąd procentowy wyniósł 1,2126
- trend logarytmiczny- średni absolutny błąd procentowy wyniósł 0,3855

Tak więc, pomimo że modele okazały się mieć pewne negatywne cechy (heteroskedastyczność, autokorelacja) ich prognozy są bardzo trafne i dokładne.

Literatura:

- 1. Górecki Brunon M. Podstawowy kurs nowoczesnej ekonometrii
- 2. Milewski R. Kwiatkowski E. Podstawy ekonomii PWN 2008
- 3.Kufel M, Ekonometria. *Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRET*L, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2011
- 4. Baza danych MAK_KON_08