Ekonometria

Weryfikacja modelu

Paweł Cibis
pawel@cibis.pl

12 maja 2007

Test *Hellwiga* – mała próba

$$H_0 : \text{reszty mają rozkład normalny}$$

$$H_1 : \text{reszty mają inny rozkład}$$

$$s = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} e_t^2}$$

$$e_t' = \frac{e_t}{s}$$

$K_1 \leqslant K \leqslant K_2$ – nie ma podstaw do odrzucenia H_0.

Test *Hellwiga* – Excel

1. Sortujemy rosnąco kolumnę reszt i liczymy ich kwadraty.
2. Standaryzujemy reszty (e'_t) i sortujemy je rosnąco.
3. Liczymy wartości dystrybuant posortowanych standaryzowanych reszt – ROZKŁAD.NORMALNY.S($e'_t(sort)$).
4. Tworzymy przedziały („cele”): $[0, \frac{1}{n}), [\frac{1}{n}, \frac{2}{n}), \ldots, [\frac{n-1}{n}, \frac{n}{n}]$.
5. Zliczamy ile wartości dystrybuant wpada do każdej celi za pomocą formuły tablicowej: CZĘSTOŚĆ(*Dystrybuanty*;*Kolumny_z_przedzialami*)
6. Obliczamy liczbę pustych cel (K) – LICZ.JEŻELI(zakres;0).
7. Z tablic testu Hellwiga odczytujemy wartości K_1 i K_2 i podejmujemy decyzję odnośnie H_0

Test *Hellwiga* – Jak szybko stworzyć przedziały cel

1. W komórce G2 wpisujemy: 0
2. W komórce H2 wpisujemy: =A2/$A$20
3. Przeciągamy do końca formułę z komórki H2 – mamy górne krańce przedziału
4. W komórce G3 wpisujemy odwołanie do komórki H2 i przeciagamy formułę do końca – otrzymujemy dolne krańce przedziału.

Test *Hellwiga* – przykład

H2 f_x =A2/$A$21

	A	B	C	D	E	F	G	H	I
1	nr	e_i	e_i^2	e'_i	e'_i (sort)	$\Phi(e'_i)$	od	do	ile razy
2	1	0,050	0,003	0,259	-1,656	0,049	0	0,05	1
3	2	0,291	0,085	1,509	-1,403	0,080	0,05	0,1	1
4	3	-0,030	0,001	-0,157	-1,179	0,119	0,1	0,15	1
5	4	-0,152	0,023	-0,784	-0,964	0,168	0,15	0,2	1
6	5	-0,138	0,019	-0,716	-0,784	0,216	0,2	0,25	2
7	6	-0,084	0,007	-0,433	-0,716	0,237	0,25	0,3	2
8	7	-0,320	0,102	-1,656	-0,623	0,267	0,3	0,35	1
9	8	-0,016	0,000	-0,085	-0,599	0,274	0,35	0,4	0
10	9	-0,120	0,014	-0,623	-0,433	0,332	0,4	0,45	1
11	10	0,107	0,011	0,553	-0,157	0,437	0,45	0,5	1
12	11	0,119	0,014	0,615	-0,085	0,466	0,5	0,55	0
13	12	-0,271	0,073	-1,403	0,259	0,602	0,55	0,6	0
14	13	0,150	0,022	0,775	0,475	0,683	0,6	0,65	1
15	14	-0,186	0,035	-0,964	0,553	0,710	0,65	0,7	1
16	15	0,418	0,175	2,164	0,615	0,731	0,7	0,75	2
17	16	-0,116	0,013	-0,599	0,699	0,758	0,75	0,8	2
18	17	0,135	0,018	0,699	0,775	0,781	0,8	0,85	0
19	18	0,092	0,008	0,475	1,361	0,913	0,85	0,9	0
20	19	0,263	0,069	1,361	1,509	0,934	0,9	0,95	2
21	20	-0,228	0,052	-1,179	2,164	0,985	0,95	1	1
22		s	**0,193172**			**alfa**	**0,05**	**K**	**5**
23								**K1**	**4**
24								**K2**	**9**

Test *Kołmogorowa* – duża próba

$$H_0 : \varepsilon_t \,\tilde{}\, N(0, s), \quad (t = 1, \dots, n)$$

$$H_1 : \text{reszty mają inny rozkład}$$

$$s = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} e_t^2}$$

$$D_n = sup_x |F_n(x) - F_0(x)|$$

$$\lambda_e = \sqrt{n} D_n$$

H_0 odrzucamy dla $\lambda_e > \lambda_0$, gdzie λ_0 odczytujemy z tablic rozkładu Kołmogorowa-Smirnowa dla $Q(\lambda) = 1 - \alpha$.

Test *Kołmogorowa* – Excel

1. Sortujemy rosnąco kolumnę reszt i liczymy ich kwadraty.
2. Standaryzujemy reszty (e'_t) i sortujemy je rosnąco.
3. Liczymy wartości dystrybuant empirycznych (numer reszty / liczba reszt).
4. Liczymy wartości dystrybuant posortowanych standaryzowanych reszt – ROZKŁAD.NORMALNY.S($e'_t(sort)$).
5. Liczymy moduły różnic pomiędzy wartościami dystrybuant i wybieramy największy z wyników (D_n).
6. Liczymy λ_e i odczytujemy z tablic rozkładu Kołmogorowa-Smirnowa λ_0, a następnie podejmujemy decyzję odnośnie H_0.

Test *Kołmogorowa* – przykład

A	B	C	D	E	F	G
nr	e_i	e'_i	e'_i (sort)	*d. empir*	$F(e_i)$	|różnica|
1	0,050	0,241	-2,092	0,032	0,018	0,014
2	0,291	1,401	-1,538	0,065	0,062	0,003
3	-0,030	-0,146	-1,536	0,097	0,062	0,034
4	-0,152	-0,728	-1,303	0,129	0,096	0,033
5	-0,138	-0,665	-1,095	0,161	0,137	0,025
6	-0,084	-0,403	-0,935	0,194	0,175	0,019
7	-0,320	-1,538	-0,895	0,226	0,185	0,040
8	-0,016	-0,079	-0,728	0,258	0,233	0,025
9	-0,120	-0,578	-0,665	0,290	0,253	0,037
10	0,107	0,513	-0,578	0,323	0,282	0,041
11	0,119	0,571	-0,557	0,355	0,289	0,066
12	-0,271	-1,303	-0,470	0,387	0,319	0,068
13	0,150	0,720	-0,403	0,419	0,344	0,076
14	-0,186	-0,895	-0,146	0,452	0,442	0,010
15	0,418	2,010	-0,079	0,484	0,469	0,015
16	-0,116	-0,557	-0,030	0,516	0,488	0,028
17	0,135	0,649	0,060	0,548	0,524	0,025
18	0,092	0,441	0,241	0,581	0,595	0,014
19	0,263	1,264	0,441	0,613	0,670	0,058
20	-0,228	-1,095	0,458	0,645	0,677	0,031
21	0,274	1,318	0,513	0,677	0,696	0,019
22	-0,098	-0,470	0,571	0,710	0,716	0,006
23	-0,319	-1,536	0,649	0,742	0,742	0,000
24	0,188	0,902	0,720	0,774	0,764	0,010
25	-0,435	-2,092	0,902	0,806	0,817	0,010
26	0,282	1,356	1,146	0,839	0,874	0,035
27	0,012	0,060	1,264	0,871	0,897	0,026
28	0,095	0,458	1,318	0,903	0,906	0,003
29	0,238	1,146	1,356	0,935	0,912	0,023
30	-0,195	-0,935	1,401	0,968	0,919	0,048
31	-0,006	-0,030	2,010	1	0,978	0,022
					Dn	**0,075715**
s	0,208006					
lambda(e)	**0,421561**	alpha	0,05	Q(lambda(a))	0,95	
lambda(a)	**1,36**	Rozkład reszt jest normalny				

Test *F* Fishera-Snedecora

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \ldots = \alpha_n = 0$$

$$H_1 : |\alpha_1| + |\alpha_2| + \ldots + |\alpha_n| \neq 0$$

$$F = \frac{(n-m-1)}{m} * \frac{R^2}{1-R^2}$$

$$F^*_{\alpha,m,n-m-1}$$

$F > F^*$ powoduje odrzucenie H_0, w przeciwnym wypadku nie ma podstaw do jej odrzucenia.

Test *t-Studenta*

$$H_0 : \alpha_i = 0$$

$$H_1 : \alpha_i \neq 0$$

$$t_i = \frac{\alpha_i}{S(\alpha_i)}$$

$$t^*_{\alpha,n-m-1}$$

$|t_i| > t^*$ powoduje odrzucenie H_0, w przeciwnym wypadku nie ma podstaw do jej odrzucenia.

Badanie istotności – Test *F Fishera-Snedecora*

1. Narzędzia/Analiza Danych.../Regresja
2. Wartość statystyki F znajduje się w części „Analiza wariancji”
3. Wartość statystyki teoretycznej F^*:
   ROZKŁAD.F.ODW(α; m; $n - m - 1$)
4. Istotność F – prawdopodobieństwo przyjęcia przez statystykę F wartości nie mniejszej co do modułu od wartości z próby, przy założeniu prawdziwości H_0;
   - inaczej – prawdopodobieństwo braku podstaw do odrzucenia H_0;
   - jeszcze inaczej – graniczny poziom istotności, przy którym zmienia się konkluzja testu.
5. Jeżeli istotność F jest mniejsza od przyjętego poziomu istotności, należy odrzucić H_0 na rzecz H_1.

Badanie istotności – Test *t-Studenta*

1. Narzędzia/Analiza Danych. . . /Regresja
2. Wartości statystyk t_i – tabelka z oszacowaniami współczynników, kolumna „t-stat"
3. Wartość statystyki teoretycznej t^*: ROZKŁAD.T.ODW(α; $n - m - 1$)
4. Wartość-p – prawdopodobieństwo przyjęcia przez statystykę t wartości nie mniejszej co do modułu od wartości z próby, przy założeniu prawdziwości H_0;
   - inaczej – prawdopodobieństwo braku podstaw do odrzucenia H_0;
   - jeszcze inaczej – graniczny poziom istotności, przy którym zmienia się konkluzja testu.
5. Jeżeli wartość-p jest mniejsza od przyjętego poziomu istotności, należy odrzucić H_0 na rzecz H_1.

Badanie istoności – przykład

PODSUMOWANIE - WYJŚCIE

Statystyki regresji	
Wielokrotność R	0,926613037
R kwadrat	0,85861172
Dopasowany R kwadrat	0,855706481
Błąd standardowy	0,314549089
Obserwacje	150

ANALIZA WARIANCJI

	df	*SS*	*MS*	*F*	*Istotność F*
Regresja	3	87,72292842	29,24097614	295,539138	8,5881E-62
Resztkowy	146	14,44540491	0,09894113		
Razem	149	102,1683333			

	Współczynniki	*Błąd standardowy*	*t Stat*	*Wartość-p*	*Dolne 95%*	*Górne 95%*	*Dolne 95,0%*	*Górne 95,0%*
Przecięcie	1,855997493	0,250777113	7,400984374	9,85385E-12	1,360375244	2,351619742	1,360375244	2,351619742
Sepal.Width	0,650837159	0,066647394	9,765380407	1,19985E-17	0,519118873	0,782555445	0,519118873	0,782555445
Petal.Length	0,709131959	0,056719288	12,50248344	7,65698E-25	0,597035043	0,821228876	0,597035043	0,821228876
Petal.Width	-0,55648266	0,12754795	-4,362929095	2,41288E-05	-0,808561492	-0,304403828	-0,808561492	-0,304403828

F*	2,666574223
t*	1,976345623

Uwagi

- Warunkiem badania istotności parametrów strukturalnych jest spełnienie założenia o normalności rozkładu reszt.
- W modelu nieliniowym sprowadzalnym do liniowego istotność parametrów jest oceniana dla postaci transformowanej.

Test *Durbina-Watsona*

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_1 : \rho \neq 0$$

$$DW = \frac{\sum_{t=1}^{n-1}(e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{n} e_t^2}$$

d_L, d_U wartości krytyczne odczytane z tablic dla testu *Durbina-Watsona*

Test *Durbina-Watsona* – obszary decyzyjne

- $0 \leqslant DW < d_L$ – odrzucamy H_0, autokorelacja dodatnia
- $d_L \leqslant DW \leqslant d_U$ – obszar niekonkluzywności
- $d_U < DW < 4 - d_U$ – nie ma podstaw do odrzucenia H_0
- $4 - d_U \leqslant DW \leqslant 4 - d_L$ – obszar niekonkluzywności
- $4 - d_L < DW \leqslant 4$ – odrzucamy H_0, autokorelacja ujemna

Test *Durbina-Watsona* – Excel

1. Tworzymy wektor kolumnowy reszt.
2. Kopiujemy go do sąsiedniej kolumny o 1 wiersz niżej.
3. Liczymy różnicę odpowiadających sobie reszt w poszczególnych wierszach (oprócz pierwszego i ostatniego).
4. Liczymy sumę kwadratów różnic reszt i sumę kwadratów reszt, a następnie dzielimy je przez siebie, otrzymując statystykę DW.
5. Z tablic testu *Durbina-Watsona* odczytujemy wartości krytyczne d_L oraz d_U i podejmujemy decyzję o ewentualnym odrzuceniu H_0.

Test *Durbina-Watsona* – przykład

B	C	D	E	F	G	H
e_t	e_{t-1}	e_t-e_{t-1}	r	-0,2581		
7,1936	-	-	**DW**	**2,2491153**	4-DW	1,750885
-9,4283	7,1936	-16,6220	n	16		
5,8566	-9,4283	15,2850	k	4		
6,1186	5,8566	0,2620	d_L	0,74		
-7,9181	6,1186	-14,0367	d_U	1,93		
0,5239	-7,9181	8,4420	**4-d_U**	**2,07**		
-14,8791	0,5239	-15,4030	**4-d_L**	**3,26**		
5,0589	-14,8791	19,9380	**Oszar niekonkluzywności :(**			
-2,9259	5,0589	-7,9848				
-1,3239	-2,9259	1,6020				
8,6212	-1,3239	9,9450				
0,5351	8,6212	-8,0860				
3,6503	0,5351	3,1152				
10,2283	3,6503	6,5780				
0,4013	10,2283	-9,8270				
-11,7126	0,4013	-12,1140				
-	-11,7126	-				
suma kw.		**suma kw.**				
862,55		1939,97				

Test dla małej próby

$$H_0 : \varepsilon_t \text{ losowy}$$

$$H_1 : \varepsilon_t \text{ nielosowy}$$

$$e_t \leftarrow A, \quad e_t > 0$$

$$e_t \leftarrow B, \quad e_t < 0$$

K_e – liczba serii

K_1 – z tablic rozkładu liczby serii dla danych: α, n_1, n_2

K_2 – z tablic rozkładu liczby serii dla danych: $1 - \alpha, n_1, n_2$

n_1, n_2 – liczba symboli A i B (kolejność nie ma znaczenia)

Test dla małej próby – obszary decyzyjne

Jeżeli

$$K_1 \leqslant K_e \leqslant K_2,$$

to brakuje podstaw do odrzucenia H_0. W przeciwnym wypadku hipotezę o losowości rozkładu elementu losowego należy odrzucić. W przypadku testu jednostronnego H_0 odrzucamy gdy zachodzi $K_e < K^*$. K^* możemy odczytać z tablic testu dwustronnego dla poziomu istotności 2α lub ze specjalnych tablic testu jednostronnego.

Test dla małej próby (dwustronny) – Excel

1. Kodujemy reszty: JEŻELI(komórka$>$ 0;"A";"B").
2. Sprawdzamy czy nie ma reszt $= 0$: LICZ.JEŻELI(zakres_reszt;"=0") i w razie czego przyporządkowujemy im kody wg ustalonej wcześniej reguły.
3. Liczymy liczbę serii (K_e): JEŻELI($kod_{i-1} <> kod_i$;1;0) (w pierszym wierszu ręcznie wpisujemy „1").
4. Liczymy liczbę reszt dodatnich (n_1): LICZ.JEŻELI(zakres_kodów;"A").
5. Liczymy liczbę reszt ujemnych (n_2): LICZ.JEŻELI(zakres_kodów;"B").
6. Dla przyjętego poziomu istotności α oraz n_1 i n_2 odczytujemy z tablic K_1 oraz K_2 i otrzymujemy wynik testu, porównując je z K_e.

Test dla małej próby – przykład

et	kodowanie	zmiana znaku
0,0846	A	1
0,2100	A	0
-0,0493	B	1
-0,2260	B	0
-0,0805	B	0
0,0228	A	1
-0,2947	B	1
-0,0212	B	0
-0,2249	B	0
0,0184	A	1
0,1835	A	0
-0,2922	B	1
0,0544	A	1
-0,2329	B	1
0,6010	A	1
0,1392	A	0
0,3065	A	0
0,1402	A	0
0,3322	A	0
-0,1259	B	1
0,2369	A	1
-0,0052	B	1
-0,1968	B	0
0,1690	A	1
Ile zerowych		
0		

Ke	**13**
na	13
nb	11
alfa	0,05
K1	**8**
K2	**17**

Test dla dużej próby

$$H_0 : \varepsilon_t \text{ losowy}$$

$$H_1 : \varepsilon_t \text{ nielosowy}$$

$$P(N_n \geqslant 1) = 1 - \Phi\left(\frac{(1 - \frac{n}{\mu})\mu^{\frac{3}{2}}}{\sigma\sqrt{n}}\right)$$

$$\mu = \frac{1 - 0,5^r}{0,5^{r+1}}$$

$$\sigma = \sqrt{2^{2r+2} - (2r+1)2^{r+1} - 2}$$

Test dla dużej próby – Excel

Obliczanie najdłuższej serii r:

1. Jeżeli pojawiają się reszty równe zeru, to należy wg przyjętej zasady część z nich zmienić na wartości ujemne, a część na dodatnie (wartość reszt jest dla testu nieistotna – ważny jest ich znak).
2. W kolejnych wierszach będziemy liczyć długość bieżącej serii reszt o tym samym znaku – w pierwszym wierszu wpisujemy „1".
3. Jeżeli reszty nie zmieniły znaku, to zwiększamy długość serii o jeden – w przeciwnym wypadku rozpoczynami nową serię (długość=1): JEŻELI($e_t * e_{t-1} > 0; dlugosc_{i-1} + 1; 1$).
4. Jako r przyjmujemy maksimum z kolumny z bieżącymi długościami serii.

Test dla dużej próby – Excel

Obliczanie prawdopodobieństwa pojawienia się serii dłuższej niż r:

1. Obliczamy μ i σ, a następnie $P(N_n \geqslant 1)$.
2. Jeżeli $P(N_n \geqslant 1) \geqslant \alpha$, nie ma podstaw do odrzucenia H_0. W przeciwnym wypadku odrzucamy hipotezę o losowości reszt.

Test dla dużej próby – przykład

-0,0252	1
-0,1602	2
-0,6402	3
0,8457	1
-0,4044	1
-0,3721	2
-0,2107	3
0,3657	1
0,1908	2
0,6897	3
-0,3725	1
-0,0426	2
0,0454	1
0,4839	2
0,3286	3
0,1170	4
-0,4182	1
-0,5234	2
r	7

n	150	
mi	254	
sigma	248,3828	
licznik	1657,487	
mianownik	3042,055	
dystrybuanta	0,707074	
P	**0,292926**	
alfa	0,01	reszty losowe
	0,05	reszty losowe

Test *Goldfelda-Quandta* – Hipotezy

Na podstawie wykresu kwadratów reszt oceniamy, czy reszty modelu da się podzielić na 2 części – początkową i końcową – o wyraźnie różnych wartościach kwadratów reszt. Jeżeli tak, to testujemy hipotezę o równości wariancji w obu częściach:

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2$$

$$H_1 : \sigma_1^2 > \sigma_2^2$$

$$F_e = \frac{s_1^2}{s_2^2}$$

Test *Goldfelda-Quandta* – Obszar krytyczny

$F_\alpha(n_1 - m - 1, n_2 - m - 1)$ odczytujemy z tablic rozkładu F. Jeżeli

$$F_e > F_\alpha(n_1 - m - 1, n_2 - m - 1)$$

H_0 należy odrzucić – element losowy jest heteroscedastyczny.

Test *Goldfelda-Quandta* – Inna postać H_1

Jeżeli H_1 ma postać

$$H_1 : \sigma_1^2 < \sigma_2^2$$

To statystyka testowa jest postaci

$$F_e = \frac{s_2^2}{s_1^2},$$

a wartość krytyczna

$$F_\alpha(n_2 - m - 1, n_1 - m - 1).$$

Obszary krytyczne nie ulegają zmianie.
W obu przypadkach grupy reszt numerujemy tak, by licznik statystyki F_e był większy od mianownika.

Test *Goldfelda-Quandta* – Excel

1. Konstruujemy wykres kolumnowy dla kwadratów reszt.
2. Dzielimy reszty na dwie grupy.
3. Szacujemy parametry modelu dla każdej z grup (Analiza Danych lub REGLINP), liczymy kwadraty jego reszt i tworzymy ich kolejny wykres kolumnowy. Można też wykorzystać tu funkcję REGLINW i pominąć jawne szacowanie parametrów.
4. Dla każdej obliczamy $s_1^2 = \frac{\sum_{i \in A} e_i^2}{n_1 - m - 1}$ oraz $s_2^2 = \frac{\sum_{i \in B} e_i^2}{n_2 - m - 1}$.
5. Zależnie od postaci H_1 obliczamy z odpowiednią wartość F_e i F_α – ROZKŁAD.F.ODW i podejmujemy decyzję odnośnie H_0.

Test *Goldfelda-Quandta* – Reszty z REGLINW

Reszty dla modelu oszacowanego na podstawie wszystkich obserwacji liczymy następująco:

- $y_i - REGLINW(Wektor\_Y;Macierz\_X;X_i;1)$
- przykładowo w komórce D2: C2-REGLINW($C$2:$C$13;$B$2:$B$13;B2;1)
- formułę rozciągamy na pozostałe wiersze.

Następnie dla każdej grupy szacujemy osobne modele, stąd przykładowo:

- w komórce F2: C2-REGLINW($C$2:$C$5;$B$2:$B$5;B2;1)
- w komórce F6: C6-REGLINW($C$6:$C$13;$B$6:$B$13;B6;1)
- oczywiście te formuły również należy rozciągnąć na odpowiednie wiersze.

Test *Goldfelda-Quandta* – Excel

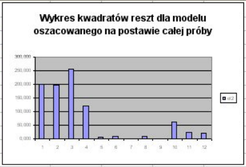
UWAGA!

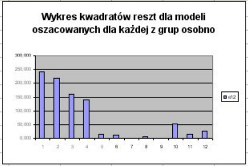
- Analiza danych zwraca gotowe wartości s_e^2 w sekcji „ANALIZA WARIANCJI” na przecięciu wiersza „Resztkowy” oraz kolumny „MS”.
- REGLINP zwraca sumę kwadratów reszt (licznik w s_e^2) na przecięciu piątego wiersza i drugiej kolumny. Liczba stopni swobody (mianownik w s_e^2) zwracana jest na przecięciu czwartego wiersza i drugiej kolumny.

Test *Goldfelda-Quandta* – przykład REGLINW

F6 =C6-REGLINW($C$6:$C$13;$B$6:$B$13;B6;1)

	A	B	C	D	E	F	G
1	obserwacja	x	y	e_t	e_t^2	e'_t	e'^2_t
2	1	96	77	-14,158	200,448	-15,575	242,588
3	2	107	123	14,063	197,767	14,752	217,628
4	3	86	91	16,005	256,155	12,673	160,594
5	4	99	85	-11,007	121,150	-11,850	140,412
6	5	100	100	2,377	5,650	3,842	14,761
7	6	73	57	3,016	9,099	3,442	11,845
8	7	58	30	0,261	0,068	0,108	0,012
9	8	68	43	-2,902	8,422	-2,670	7,127
10	9	72	53	0,633	0,400	1,019	1,039
11	10	81	59	-7,914	62,628	-7,181	51,560
12	11	94	83	-4,925	24,260	-3,691	13,627
13	12	77	65	4,551	20,715	5,131	26,322





Test *Goldfelda-Quandta* – przykład Analiza Danych

PODSUMOWANIE - WYJŚCIE

Statystyki regresji	
Wielokrotno	0,613228
R kwadrat	0,376048
Dopasowan	0,064072
Błąd standa	19,50924
Obserwacje	4

ANALIZA WARIANCJI

	df	SS	MS	F	Istotność F
Regresja	1	458,7788	458,7788	1,205376	0,386772
Resztkowy	2	761,2212	380,6106		
Razem	3	1220			

	Współczynni	d standardo	t Stat	Wartość-p	Dolne 95%	Górne 95%	Dolne 95,0%	Górne 95,0%
Przecięcie	-44,2035	126,2577	-0,35011	0,759692	-587,447	499,0397	-587,447	499,0397
x	1,424779	1,297736	1,097896	0,386772	-4,15893	7,008485	-4,15893	7,008485

PODSUMOWANIE - WYJŚCIE

Statystyki regresji	
Wielokrotno	0,981193
R kwadrat	0,96274
Dopasowan	0,95653
Błąd standa	4,587879
Obserwacje	8

ANALIZA WARIANCJI

	df	SS	MS	F	Istotność F
Regresja	1	3263,208	3263,208	155,0318	1,64E-05
Resztkowy	6	126,2918	21,04863		
Razem	7	3389,5			

	Współczynni	d standardo	t Stat	Wartość-p	Dolne 95%	Górne 95%	Dolne 95,0%	Górne 95,0%
Przecięcie	-61,6183	10,00043	-6,16156	0,000839	-86,0885	-37,1481	-86,0885	-37,1481
Zmienna X 1	1,577763	0,126716	12,45118	1,64E-05	1,2677	1,887826	1,2677	1,887826

alfa	0,05	n1	4
Fe	**18,082**	n2	8
F(alfa)	**5,143**	m	1

Fe>F(alfa) - H0 należy odrzucić - wariancja reszt jest zmienna w czasie

Literatura

Strahl D., Sobczak E., Markowska M., Bal-Domańska B. *Modelowanie ekonometryczne z Excelem*. Wrocław: AE 2002.

Ekonometria. Metody, przykłady, zadania. Red. J. Dziechciarz. Wrocław: AE 2002.

Welfe A. *Ekonometria*. Warszawa: PWE 2003.