

Projekt zaliczeniowy

Wydział: Wydział Zarządzania

Kierunek: Informatyka i Ekonometria

Autor: Mateusz Kucharz

Data: 16.06.2023

Spis treści

1.	C	el Projektu oraz hipotezy badawcze	2
2.	D	ane	3
3.	St	tatystyki opisowe	4
4.	K	orelacja i zależność	7
5.	S	zacowanie parametrów regresji	10
6.	R	edukcja ilości zmiennych	11
1	L.	Metoda Hellwiga	11
2	<u>2.</u>	Metoda krokowo - wsteczna	11
Ĵ	3.	Postać modelu	12
7.	0	cena modelu	13
1	1.	Współczynnik determinacji R^2	13
2	2.	Katalizatory	13
ŝ	3.	Normalność rozkładu składnika losowego	14
4	1 .	Istotność zmiennych	15
5	5.	Test dodanych zmiennych	17
ϵ	5.	Obserwacje odstające	18
7	7.	Test liczby serii	18
8	3.	Test Reset	19
9	₹.	Heteroskedastyczność	20
1	10.	Test Chowa	21
1	l1.	Współliniowość	22
8.	P	odsumowanie	25

1. Cel Projektu oraz hipotezy badawcze

Projekt ma za zadanie sprawdzić wpływ wybranych statystyk graczy NBA na ich zarobki. W tym celu postaram się zbudować odpowiedni model oraz przeprowadzę testy statystyczne.

Hipotezy:

- 1. Istnieje zależność między liczbą lat gry profesjonalnie a zarobkami gracza NBA.
- 2. Istnieje zależność między ilością zdobytych punktów na mecz a zarobkami gracza NBA.
- 3. Istnieje zależność między liczbą zdobytych zbiórek na mecz a zarobkami gracza NBA.
- 4. Istnieje zależność między liczbą zdobytych asyst na mecz a zarobkami gracza NBA.
- 5. Istnieje zależność między średnią ilością minut na boisku na grę a zarobkami gracza NBA.

2. Dane

Dane na których będę pracował to różne statystyki graczy NBA (National Basketball Association) z roku 1995. Zostały pobrane ze strony https://gretl.sourceforge.net/gretl-data.html, ale oryginalnie pochodzą z książki *Introductory Econometrics: A Modern Approach* autorstwa Jeffrey Wooldridge. Zawierają one 269 obserwacji oraz 22 zmiennych, jednak ja skupie się tylko na tych wybranych przeze mnie.

Zmienna objaśniana [Y]

Wage – roczna wypłata w tys. dolarów

Zmienne objaśniające [X]

- 1. Exper ilość lat grania profesjonalnie
- 2. Points ilość zdobywanych punktów na grę
- 3. Rebounds ilość zdobywanych zbiórek na grę
- 4. Assists liczba asyst na grę
- 5. Avgmin średnia ilość minut na boisku na grę

Za poziom istotności przyjmuję $\alpha = 0.05$

3. Statystyki opisowe

\	Średnia	Mediana	Min	Max	Odchylenie
Y	1423,8	1186	150	5740	999,77
X1	5,119	4	1	18	4,4001
X2	10,26	9	1	30	5,8825
ХЗ	4,4684	4	1	17	2,893
X4	2,4535	2	0	13	2,1481
X5	23,979	24,82	2,89	43,09	9,7311

Tabela 1. Statystyki opisowe

\	Zmienność	Skośność	Kurtoza	Kw. 5%	Kw. 95%	Q3-Q1
Υ	0,70217	0,95681	0,84963	150	3250	1372,3
X1	0,66421	0,81601	0,24164	1	11	5,5
X2	0,57333	0,6507	0,041713	2	20,5	9
ХЗ	0,64743	1,2099	1,3696	1	11	4
X4	0,87552	1,6512	3,5719	0	7	2
X5	0,40581	-0,20098	-1,017	7,23	37,515	16,605

Tabela 2. Statystyki opisowe cd.

Zmienna Y (zarobki) –

Średnie zarobki badanych graczy NBA wynoszą 1423,8 tysięcy dolarów. Wartości te są rozrzucone wokół średniej o 999,77 z wartością najmniejszą wynoszącą 150 tys. i największą 5740 tys.

Mediana jest równa 1186 więc 50% wartości zmiennej jest mniejsza od 1186 jak i 50% jest większa. Zmienna Y charakteryzuje się wysokim współczynnikiem zmienności co można zauważyć po odchyleniu standardowym.

Zmienna X1 (Lata gry profesjonalnie) –

Średnia ilość lat gry profesjonalnej badanych graczy NBA wynosi 5,119 lat. Wartości są rozrzucone wokół średniej o 4,4001 z wartością najmniejszą wynoszącą 1 rok. i największą 18 lat. Mediana jest równa 4 więc 50% wartości zmiennej jest mniejsza od 4 jak i 50% jest większa. Zmienna X1 charakteryzuje się wysokim współczynnikiem zmienności.

Zmienna X2 (Ilość punktów na grę) –

Średnia ilość zdobywanych punktów na grę badanych graczy NBA wynosi 10,26. Wartości są rozrzucone wokół średniej o 5,8825 z wartością najmniejszą wynoszącą 1 i największą 30. Mediana jest równa 9 więc 50% wartości zmiennej jest mniejsza od 9 jak i 50% jest większa. Zmienna X2 charakteryzuje się wysokim współczynnikiem zmienności.

Zmienna X3 (Ilość zbiórek na grę) –

Średnia ilość zdobywanych punktów na grę badanych graczy NBA wynosi 4,4684. Wartości są rozrzucone wokół średniej o 2,893 z wartością najmniejszą wynoszącą 1 i największą 17. Mediana jest równa 4 więc 50% wartości zmiennej jest mniejsza od 4 jak i 50%

jest większa. Zmienna X3 charakteryzuje się wysokim współczynnikiem zmienności.

Zmienna X4 (Ilość asyst na grę) –

Średnia ilość zdobywanych asyst na grę badanych graczy NBA wynosi 2,4535. Wartości są rozrzucone wokół średniej o 2,1481 z wartością najmniejszą wynoszącą 0 i największą 13. Mediana jest równa 2 więc 50% wartości zmiennej jest mniejsza od 2 jak i 50% jest większa. Zmienna X4 charakteryzuje się wysokim współczynnikiem zmienności.

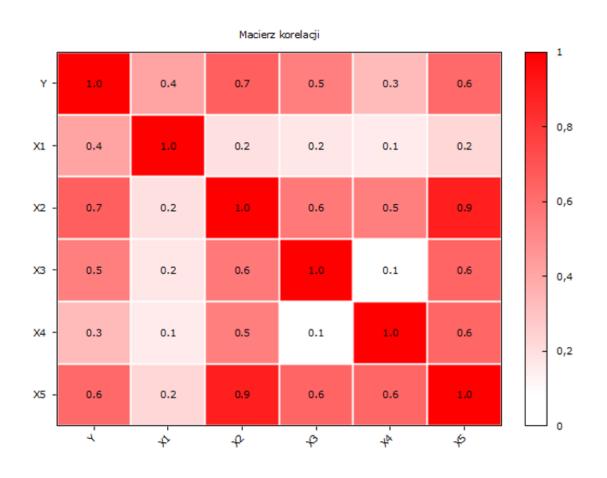
Zmienna X5 (Ilość minut na boisku na grę) –

Średni czas przebytych minut na boisku na grę badanych graczy NBA wynosi 23,979 minut. Wartości są rozrzucone wokół średniej o 9,7311 z wartością najmniejszą wynoszącą 2,89 i największą 43,09. Mediana jest równa 24,82 więc 50% wartości zmiennej jest mniejsza od tej wartości jak i 50% jest większa. Zmienna X5 również charakteryzuje się wysokim współczynnikiem zmienności.

4. Korelacja i zależność

W najlepszym wypadku korelacje pomiędzy zmienną objaśnianą a zmiennymi objaśniającymi powinny być wysokie, korelacje pomiędzy zmiennymi objaśniającymi powinny być niskie.

Współczynnik korelacji jest mierzony na skali, która zmienia się od +1, przez 0, do -1. Pełna korelacja między dwiema zmiennymi jest wyrażana jako +1 lub -1. Gdy jedna zmienna wzrasta wraz ze wzrostem drugiej, korelacja jest dodatnia; gdy jedna zmienna maleje wraz ze wzrostem drugiej, jest to korelacja ujemna. Brak jakiejkolwiek korelacji jest reprezentowany przez 0.¹



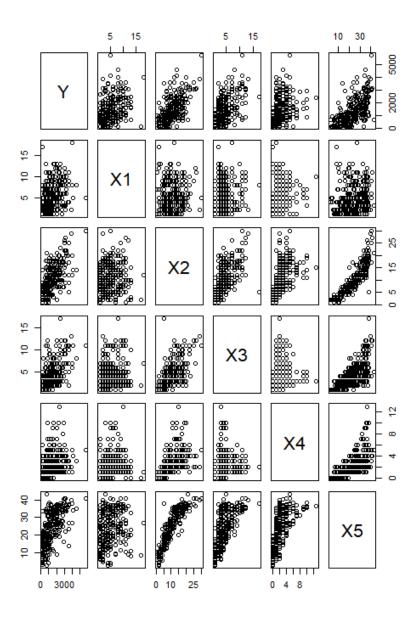
Rysunek 1. Macierz korelacji

¹ M.J. Campbell, Statistics at Square One 9th Edition, University of Southampton, London 1997, s.75.

Korelacje między zmienną objaśnianą a zmiennymi objaśnianymi są umiarkowane z zaznaczeniem, że największa występuje między Y i X2, a najsłabsza dla Y i X4.

W przypadku korelacji między zmiennymi objaśniającymi można zauważyć bardzo słabą wartość dla zmiennej X1 co dobrze o niej świadczy. Reszta korelacji między zmiennymi jest umiarkowana z jednym wyjątkiem. Zmienna X2 oraz X5 mają silną zależność co może sugerować współliniowość.

Do dalszej weryfikacji zależności między zmiennymi posłużę się wykresem zależności zmiennych wygenerowanym w programie R.



Wykres 1. Wykres zależności

Jak można zauważyć w większości wypadków gdzie jest zależność między zmiennymi objaśniającymi wykresy są rozrzucone. Jedyne co przykuwa moją uwagę to zmienna X5, dla której wykresy nie wyglądają już tak dobrze. Domyślam się, że może to być problem związany ze współliniowością zmiennej.

W przypadku zmiennej Y wykresy są w miarę skupione co pokazuje umiarkowaną korelacje między zmiennymi.

5. Szacowanie parametrów regresji

Za pomocą komendy w skrypcie *ols Y X1 X2 X3 X4 X5* przeprowadzam szacowanie parametrów regresji po przez MNK.

Model 1: Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1-269 Zmienna zależna (Y): Y

	współczynnik	błąd sta	ndardowy	t-Studenta	wartość j	p
const	-121,632	127,	356	-0,9551	0,3404	_
Xl	82,8619	12,	4649	6,648	1,71e-01	0 ***
X2	86,7911	15,	2371	5,696	3,28e-08	***
Х3	92,6760	22,	5464	4,110	5,28e-05	***
X4	27,3695	30,	3353	0,9022	0,3678	
X5	-10,4452	12,	2534	-0,8524	0,3947	
_	_	1423,828		and.zm.zależn	-	
Suma kwadr	atów reszt :	1,20e+08	Błąd sta	andardowy res	szt 675,5	416
Wsp. deter	m. R-kwadrat	0,551955		vany R-kwadra	•	437
F(5, 263)		64,79899	Wartość	p dla testu	F 6,71e	-44
Logarytm w	iarygodności -	2131,334	Kryt. in	nform. Akaike	e'a 4274,	668
Kryt. baye	s. Schwarza	4296,236	Kryt. Ha	nnana-Quinna	4283,	330
Wyłączając	stałą, najwię	ksza warto	sć p jest	dla zmienne	ej 6 (X5)	

Gretl 1. Estymacja parametrów MNK

Funkcja regresji jest dopasowana do danych empirycznych w 55%. Test F sugeruje, że przynajmniej jedna zmienna jest statystycznie istotna. Wysokie wartości kryteriów informacyjnych mogą wskazywać na zbyt dużą złożoność modelu.

6. Redukcja ilości zmiennych

1. Metoda Hellwiga

Metoda pojemności informacyjnej nośników (znana również jako metoda optymalnego wyboru predyktorów lub, według nazwiska jej autora, metoda Hellwiga) jest jedną z metod doboru zmiennych niezależnych dla modelu ekonometrycznego.²

Optymalna jest kombinacja X1 X2 X3, H = 0,539134

Gretl 2. Skrypt z zajęć

Model 1: Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1-269 Zmienna zależna (Y): Y

	współczynnik	błąd sta	ndardowy	t-Studenta	wa:	rtość p	
X1	72,0892	10,9	194	6,602	2,	19e-010	***
X2	74,9939	7,9	3864	9,447	1,	88e-018	***
Х3	70,7248	16,8	016	4,209	3,	51e-05	***
Średn.aryt.	zm.zależnej l	423,828	Odch.sta	nd.zm.zależn	nej	999,774	41
Suma kwadra	atów reszt 1	,22e+08	Błąd sta	ndardowy res	szt	677,080	00
Niecentrowa	any R-kwadr. 0	,850047	Centrowa	ny R-kwadrat		0,5447	78
F(3, 266)	5	02,6308	Wartość	p dla testu	F	3,0e-10	09
Logarytm wi	iarygodności -2	133,471	Kryt. in	form. Akaike	e'a	4272,94	43
Kryt. bayes	s. Schwarza 4	283,727	Kryt. Ha	nnana-Quinna	a	4277,2	74

Gretl 3. Estymacja nowego modelu

2. Metoda krokowo - wsteczna

Ponieważ zmienna Y nie jest zmienną dyskretną nie mogę użyć metody krokowo – wstecznej, użyje za to testu pominiętych zmiennych by sprawdzić postać modelu.

² Kowalik, Przemysław,On an implementation of the method of capacity of information bearers (the Hellwig method) in spreadsheets,Politechnika Lubelska, Lublin 2014, s. 31.

```
Sekwencyjna eliminacja nieistotnych zmiennych przy dwustronnym obszarze krytycznym, alfa = 0,05
Wyeliminowano nieistotną zmienną: X5
                                                        (wartość p = 0,395)
Wyeliminowano nieistotną zmienną: X4
                                                        (wartość p = 0,622)
Test porównawczy z Modelem 3
  Hipoteza zerowa: parametry regresji dla wskazanych zmiennych są równe zero
  Statystyka testu: F(2, 263) = 0,485, wartość p 0,616247
  Pominięcie zmiennych poprawiło 3 z 3 kryteriów informacyjnych (AIC, BIC, HQC).
Model 5: Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1-269
Zmienna zależna (Y): Y
            współczynnik błąd standardowy t-Studenta wartość p
             -179,346 99,3985
82,7281 12,3692
                                                  -1,804 0,0723 *
  const
                82,7281 12,3692
80,8070 8,53651
78,4607 17,2714
                                                  6,688 1,33e-010 ***
9,466 1,67e-018 ***
4,543 8,44e-06 ***
  X1
  X2
                                17,2714
  X3
Średn.aryt.zm.zależnej 1423,828 Odch.stand.zm.zależnej 999,7741
Suma kwadratów reszt 1,20e+08 Błąd standardowy reszt 674,2275
Wsp. determ. R-kwadrat 0,550303 Skorygowany R-kwadrat 0,545212
F(3, 265) 108,0951 Wartość p dla testu F 9,96e-46
Logarytm wiarygodności -2131,829 Kryt. inform. Akaike'a 4271,658
Kryt. bayes. Schwarza 4286,037 Kryt. Hannana-Quinna 4277,433
```

Gretl 4. Test pominietych zmiennych

3. Postać modelu

Obie metody pokazują ten sam zestaw zmiennych. Od teraz przybieram postać modelu ze zmiennym X1 X2 X3.

7. Ocena modelu

1. Współczynnik determinacji R^2.

Ostateczna postać modelu estymowana za pomocą KMNK.

```
Model 5: Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1-269
Zmienna zależna (Y): Y

współczynnik błąd standardowy t-Studenta wartość p

const -179,346 99,3985 -1,804 0,0723 *
X1 82,7281 12,3692 6,688 1,33e-010 ***
X2 80,8070 8,53651 9,466 1,67e-018 ***
X3 78,4607 17,2714 4,543 8,44e-06 ***

Średn.aryt.zm.zależnej 1423,828 Odch.stand.zm.zależnej 999,7741
Suma kwadratów reszt 1,20e+08 Błąd standardowy reszt 674,2275
Wsp. determ. R-kwadrat 0,550303 Skorygowany R-kwadrat 0,545212
F(3, 265) 108,0951 Wartość p dla testu F 9,96e-46
Logarytm wiarygodności -2131,829 Kryt. inform. Akaike'a 4271,658
Kryt. bayes. Schwarza 4286,037 Kryt. Hannana-Quinna 4277,433
```

Gretl 5. Nowy model

Współczynnik R^2 wynosi 0.550303 i oznacza to, że dopasowanie funkcji regresji do danych empirycznych wynosi 55% tak jak w pierwszym modelu. Należy jednak zwrócić uwagę na to, że kryteria informacyjne się delikatnie poprawiły.

2. Katalizatory

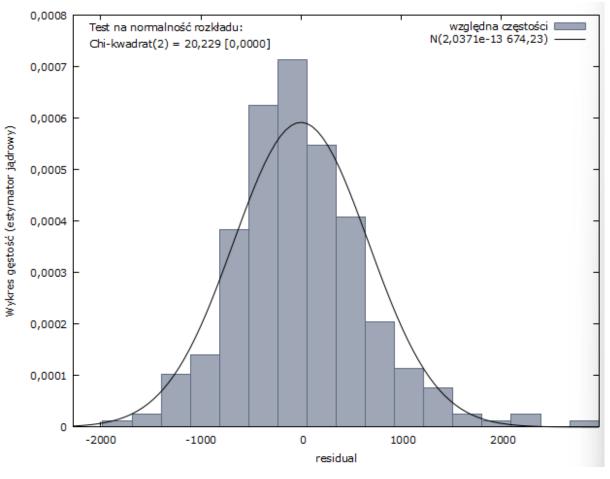
Według skryptu występuje brak katalizatorów a efekt katalizy wynosi 0,01116869, ale ze względu na brak katalizatorów nie interpretuje go.

3. Normalność rozkładu składnika losowego

H0: rozkład składnika losowego jest zgodny z rozkładem normalnym.

H1: rozkład składnika losowego nie jest zgodny z rozkładem normalnym.

Test Doornika- Hansena



Wykres 2. Wykres rozkładu

Hipoteza zerowa: dystrybuanta empiryczna posiada rozkład normalny. Test Doornika-Hansena (1994) - transformowana skośność i kurtoza.: Chi-kwadrat(2) = 20,229 z wartością p 0,00004

Gretl 6. Test Doornika-Hansena

Zapisuje reszty modelu i przeprowadzam na nich testy na normalność rozkładu:

```
Test na normalność rozkładu uhatl2:

Test Doornika-Hansena = 20,2288, z wartością p 4,04922e-005

Test Shapiro-Wilka = 0,971235, z wartością p 3,06308e-005

Test Lillieforsa = 0,0656858, z wartością p ~= 0,01

Test Jarque'a-Bera = 50,9967, z wartością p 8,43747e-012
```

Gretl 7. Testy normalności rozkładu reszt

W obu przypadkach wychodzi na to, że występuje brak normalności rozkładu składnika losowego.

4. Istotność zmiennych

H0: Wszystkie parametry nieistotnie różnią się od 0.

H1: Co najmniej jeden parametr istotnie różnie się od 0.

Istotność łączna

```
? ols Y const X1 X2 X3 --quiet
? scalar R2 = $rsq
Wygenerowano skalar R2 = 0,550303
? scalar df = $df
Wygenerowano skalar df = 265
? scalar F_statystyka = (R2/(1-R2))*(df/2)
Wygenerowano skalar F_statystyka = 162,143
? pvalue F 2 df F_statystyka
F(2, 265): prawostronny obszar krytyczny dla 162,143 = 1,02785e-046
(lewostronny obszar krytyczny: 1)
```

Gretl 8. Skrypt z zajęć na test na istotność łączną

Na podstawie tych informacji można zinterpretować, że w analizowanym modelu regresji istnieje istotna statystycznie

zależność między zmiennymi objaśniającymi a zmienną zależną, ponieważ wartość testu F jest bardzo mała (1,02785e-046). Odrzucenie hipotezy zerowej wskazuje, że co najmniej jedna zmienna objaśniająca ma istotny wpływ na zmienną zależną.

Istotność pojedyncza

Zmienna	Statystyka t-studenta
X1	6,688
X2	9,466
Х3	4,543

Tabela 3. Statystyki t-studenta zmiennych

Test T-studenta

H0: $\alpha j = 0$

H1: $\alpha j \neq 0$

Z tablic, t-student(0.05, 265) = \sim 1.97.

Każda zmienna ma statystykę większą od 1.97, więc przyjmują hipotezę alternatywną, która mówi, że w każdym przypadku zmienna jest istotna.

5. Test dodanych zmiennych

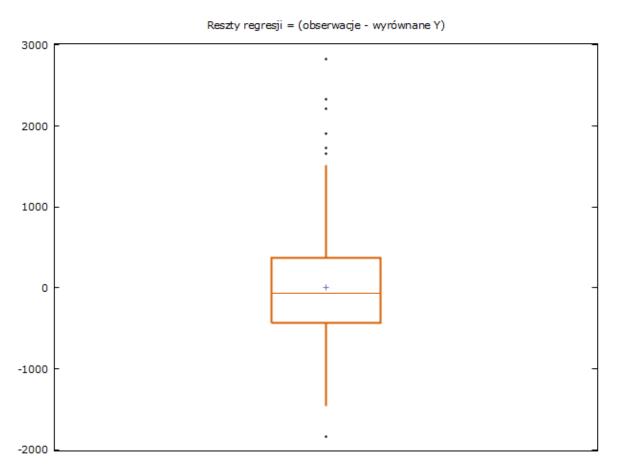
```
Hipoteza zerowa: parametry regresji dla wskazanych zmiennych są równe
  Statystyka testu: F(2, 263) = 0,485, wartość p 0,616247
  Dodanie zmiennych poprawiło 0 z 3 kryteriów informacyjnych (AIC, BIC,
Model 24: Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1-269
Zmienna zależna (Y): Y
            współczynnik błąd standardowy t-Studenta wartość p
  ______
          -121,632 127,356 -0,9551 0,3404
82,8619 12,4649 6,648 1,71e-0
86,7911 15,2371 5,696 3,28e-0
92,6760 22,5464 4,110 5,28e-0
27,3695 30,3353 0,9022 0,3678
-10,4452 12,2534 -0,8524 0,3947
                                              6,648 1,71e-010 ***
5,696 3,28e-08 ***
4,110 5,28e-05 ***
  X4
Średn.aryt.zm.zależnej 1423,828 Odch.stand.zm.zależnej 999,7741
Suma kwadratów reszt 1,20e+08 Błąd standardowy reszt 675,5416
Wsp. determ. R-kwadrat 0,551955 Skorygowany R-kwadrat 0,543437
F(5, 263) 64,79899 Wartość p dla testu F 6,71e-44
Logarytm wiarygodności -2131,334 Kryt. inform. Akaike'a 4274,668
Kryt. bayes. Schwarza 4296,236 Kryt. Hannana-Quinna 4283,330
```

Gretl 9. Test dodanych zmiennych

Jak można zauważyć dodanie zmiennych X4 i X5 nie poprawiła statystyk modelu, więc ostateczna postać została dobrze dobrana.

6. Obserwacje odstające

Do analizy obserwacji odstających posłużę się wykresem pudełkowym.



Wykres 3. Wykres pudełkowy reszt

Wykres pokazuje obecność obserwacji odstających.

7. Test liczby serii

Przeprowadzę teraz test liczby serii uprzednio sortując dane rosnąco według X1.

H0: Dobór jednostki do próby jest losowy, model jest liniowy.

H1: Dobór jednostki do próby nie jest losowy, model jest nieliniowy.

```
Test serii

Liczba serii (R) dla zmiennej 'e' = 138

Test niezależności oparty na liczbie dodatnich i ujemnych serii.

Hipoteza zerowa: próba jest losowa, dla R odpowiednio N(135,5, 8,18535),

test z-score = 0,305424, przy dwustronym obszarze krytycznym p = 0,760044
```

Gretl 10. Test liczby serii

Wartość p-value jest większa niż 0,05 więc nie ma podstaw do odrzucenia H0. Dobór jednostki do próby jest losowy a model liniowy.

8. Test Reset

H0: Postać modelu jest dobrze dobrana, model jest liniowy.

H1: Postać modelu jest źle dobrana, model jest nieliniowy.

Pomocnicze równanie regresji dla testu specyfikacji RESET Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1-269 Zmienna zależna (Y): Y

	współczynnik	błąd standardowy	t-Studenta	wartość p
const	264,208	296,022	0,8925	0,3729
X1	25,3938	40,5219	0,6267	0,5314
X2	22,1925	39,7754	0,5579	0,5774
Х3	20,9523	41,2370	0,5081	0,6118
yhat^2	0,000410121	0,000303806	1,350	0,1782
vhat^3	-6,40427e-08	5,54494e-08	-1,155	0,2491

```
Statystyka testu: F = 1,352096,
z wartością p = P(F(2,263) > 1,3521) = 0,26
```

Gretl 11. Test Reset

P-value jest na poziome 0,26 > 0,05 więc nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy 0 i postać modelu jest odpowiednio dobrana.

9. Heteroskedastyczność

Test White'a

H0: Reszty modelu są homoskedastyczne.

H1: Reszty modelu są heteroskedastyczne.

Odrzucamy hipotezę zerową na rzecz alternatywnej, wychodzi na to, że występuje heteroskedastyczność.

Podejmę się próby przekształcenia modelu w celu usunięcia z niego heteroskedastyczności a użyje do tego metody Cohrane-Orcut. Tą wersję UMNK stosuje się w przypadku wystąpienia autokorelacji pierwszego rzędu. Nazwa tej metody pochodzi od nazwisk dwóch statystyków: Donalda Cochrane'a i Guy'a Orcutt'a, a jej idea opiera się na transformacji autoregresyjnej pierwszego rzędu zmiennej objaśnianej i zmiennych objaśniających, a następnie oszacowania wartości estymatorów KMNK. ³

Transformuje zmienne poprzez dzielenie ich przez pierwiastek X3 oraz przeprowadzę testy na nowo.

Test White'a

```
Statystyka testu: TR^2 = 10,605506, z wartością p = P(Chi-kwadrat(13) > 10,605506) = 0,643828
```

Gretl 13. Test White'a po transformacji zmiennych

Nowy model został pozbawiony heteroskedastyczności i tak on się teraz prezentuje.

WS	spółczynnik	błąd s	tandardowy	t-Studenta	wartość p	
nc	-71 , 1275	74	,0841	-0,9601	0,3379	
x11	67,4425	10	,8939	6,191	2,27e-09	***
x12	74,0574	8	,31143	8,910	8,39e-017	***
x13	87,2513	20	,4021	4,277	2,65e-05	***
Średn.aryt.zm.	zależnej 6	92,8606	Odch.sta	and.zm.zależn	ej 421,23	42
Suma kwadratów	v reszt 3	1072472	Błąd sta	andardowy res	zt 342,42	46
Niecentrowany	R-kwadr. 0	,824140	Centrowa	any R-kwadrat	0,3465	78
F(4, 265)	3	10,4697	Wartość	p dla testu	F 1,06e-	98
Logarytm wiary	ygodności −1	949,577	Kryt. in	nform. Akaike	'a 3907,1	55
Kryt. bayes. S	Schwarza 3	921,533	Kryt. Ha	annana-Quinna	3912,9	29

Gretl 14. Model po usunięciu heteroskedastyczności

10. Test Chowa

³ M.Kurpas, *Wybrane zagadnienia ekonometrii z wykorzystaniem programu Statistica*, Uniwersytet Śląski, Katowice, s. 59.

H0: Brak zmian strukturalnych (model charakteryzuje się stałością parametrów w czasie)

H1: Zmiany strukturalne występują (model nie charakteryzuje się stałością parametrów w czasie)

Test Chowa na zmiany strukturalne przy podziale próby w obserwacji 135 F(5, 260) = 2,11933 z wartością p 0,0635

Gretl 15. Test Chowa

Nie zauważyłem punktu, który mógłby świadczyć o załamaniu strukturalnym dlatego dziele w połowie. P-value jest większe niż 0.05, więc nie ma podstaw do odrzucenia H0.

11. Współliniowość

Współliniowość oznacza dokładną lub bardzo wysoką korelację między regreso-rami. Dokładana korelacja jest błędem ekonometryka, który do zbioru zmiennych objaśniających wprowadził regresor lub regresory, będące kombinacją liniową innych regresorów.⁴

Przeprowadzę ocenę współliniowości, wartości >10 mogą wskazywać na jej występowanie.

VIF

X11	1,097
X12	1,047

⁴ B.R.Górecki, Ekonometria podstawy teorii i praktyki, Key Text, 2013,s.89

X13	6,919

Tabela 4. Wartości VIF dla zmiennych

Brak sygnałów wskazujących na współliniowość.

12. Koincydencja

Sprawdzę koincydencję poprzez sprawdzenie znaków parametrów modelu oraz korelacji między zmiennymi objaśniającymi a zmienną objaśnianą.

	Znak parametru	Znak korelacji
X11	67,4425 (+)	0,3355 (+)
X12	74,0574 (+)	0,4959 (+)
X13	87,2513 (+)	0,1132 (+)

Tabela 5. Sprawdzanie koincydencji porównując znaki

Model jest koincydentny, znaki się zgadzają.

13. Parametry modelu

Ostateczna postać modelu wygląda następująco:

$$\frac{Y}{sqrt(X3)} = -71,1275 * \frac{const}{sqrt(X3)} + 67,4425 * \frac{X1}{sqrt(X3)} + 74,0574 * \frac{X2}{sqrt(X3)} + 87,2513 * \frac{X3}{sqrt(X3)}$$

1. Postać modelu z parametrami

67,4425

Dla każdej jednostkowej zmiany w ilości lat gry profesjonalnie w NBA (X1/ sqrt(X3)), oczekujemy wzrostu Y/sqrt(X3) o 67.4425 jednostek, przy założeniu stałych wartości pozostałych zmiennych.

74,0574

Współczynnik 74.0574 wskazuje, że dla każdej jednostkowej zmiany X2/sqrt(X3), oczekujemy wzrostu Y/sqrt(X3) o 74.0574 jednostek, przy założeniu stałych wartości pozostałych zmiennych.

87,2513

Dla każdej jednostkowej zmiany w liczbie zbiórek przez osobę na mecz (X3/sqrt(X3)), oczekujemy wzrostu Y/sqrt(X3) o 87.2513 jednostek, przy założeniu stałych wartości pozostałych zmiennych. Ponieważ X3 jest również obecne w mianowniku, to oznacza, że ten efekt jest uwzględniony poprzez pierwiastek.

14. Predykcja

Wykonam predykcje punktową dla średnich wartości zmiennych i przedziału ufności 95%.

Wartość prognozy	661,759
Wariancja prognozy	119080
Błąd prognozy	345,08
Przedział ufności	[-17,6883 ; 1341,21]

Tabela 6. Wartości parametrów predykcji

Prognoza punktowa dla wartości średnich zmiennych wyniosła 661,759 i tyle wynoszą zarobki zawodnika NBA przy średnich wartościach zmiennych objaśniających.

Przedział ufności wynosi [-17,6883 ; 1341,21]. Z prawdopodobieństwem 95%, zarobki znajdą się w tym przedziale.

8. Podsumowanie

Ostateczna postać modelu wygląda w następujący sposób:

	współczynnik	błąd sta	ndardowy	t-Studenta	wartość p	
nc	-71,1275	74,0	841	-0,9601	0,3379	
x11	67,4425	10,8	939	6,191	2,27e-09	***
x12	74,0574	8,3	1143	8,910	8,39e-017	***
x 13	87,2513	20,4	021	4,277	2,65e-05	***
Średn.aryt.zm.zależnej		692,8606	Odch.sta	nd.zm.zależn	ej 421,23	42
Suma kwadratów reszt		31072472 Błąd sta		ndardowy res	zt 342,42	46
Niecentrowany R-kwadr.		0,824140 Centrowa		ny R-kwadrat	0,3465	78
F(4, 265)	;	310,4697	Wartość	p dla testu	F 1,06e-	98
Logarytm wi	.arygodności -:	1949,577	Kryt. in	form. Akaike	'a 3907,1	55
Kryt. bayes	. Schwarza	3921,533	Kryt. Ha	nnana-Quinna	3912,9	29

Gretl 16. Parametry modelu

Ostatecznie model został z 3 transformowanymi zmiennymi objaśniającymi oraz transformowanym wyrazem wolnym i transformowana zmienną objaśnianą. Parametry modelu mają umiarkowane błędy standardowe.

Rzuca się w oczy fakt, że brak tu standardowego wyrazu wolnego stąd pojawia się niecentrowany współczynnik R^2, który wynosi 0,824140 co oznacza, że zmienne egzogeniczne mają duży wpływ na wyjaśnianie zmienności zmiennej objaśnianej. Centrowany R^2 za to wynosi 0,346578.

Kryteria informacyjne są mniejsze niż w przypadku modelu na początku co jest dobrą informacją.

Weryfikacja hipotez:

1. Istnieje zależność między liczbą lat gry profesjonalnie a zarobkami gracza NBA.

Hipoteza jest prawdziwa, występuje zależność między liczbą lat gry profesjonalnie a zarobkami gracza NBA.

- 2. Istnieje zależność między ilością zdobytych punktów na mecz a zarobkami gracza NBA.
 - Hipoteza jest prawdziwa, występuje zależność między ilością zdobytych punktów na mecz a zarobkami gracza NBA.
- 3. Istnieje zależność między liczbą zdobytych zbiórek na mecz a zarobkami gracza NBA.
 - Hipoteza jest prawdziwa, występuje zależność między liczbą zdobytych zbiórek na mecz a zarobkami gracza NBA.
- 4. Istnieje zależność między liczbą zdobytych asyst na mecz a zarobkami gracza NBA.
 - Hipoteza nie jest prawdziwa, nie występuje zależność między liczbą zdobytych asyst na mecz a zarobkami gracza NBA.
- 5. Istnieje zależność między średnią ilością minut na boisku na grę a zarobkami gracza NBA.
 - Hipoteza nie jest prawdziwa, nie występuje zależność między ilością minut na boisku na grę a zarobkami gracza NBA.