

**Egzamin z ekonometrii – wersja ogólna**  
**31-01-2014**

**Pytania teoretyczne**

1. Podać postać przekształcenia Boxa-Coxa i wyjaśnić, do czego jest stosowane w ekonometrii.
2. Porównaj zastosowania znanych ci kontrastów ze standardowym sposobem rozkodowania zmiennej dyskretnej.
3. Wyprowadzić postać macierzy wariancji kowariancji  $\mathbf{b}$  i podać interpretację jej elementów.
4. Wyjaśnić, jakie korzyści i niebezpieczeństwa łączą się z narzucaniem ograniczeń na model.

## Zadanie 1

Dany jest model:

$$y_i = \beta x_i + \varepsilon_i, \quad \varepsilon_i \sim N(0, \delta^2), \quad i = 1, \dots, N$$

gdzie  $x_i$  jest nielosowe.

1. Pokazać, że estymator  $\tilde{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^N y_i}{\sum_{i=1}^N x_i}$  i estymator  $\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^N x_i y_i}{\sum_{i=1}^N x_i^2}$  są nieobciążonymi estymatorami  $\beta$ .
2. Obliczyć wariancję estymatora  $\tilde{\beta}$  i estymatora  $\hat{\beta}$  i pokazać, iż wariancja  $\hat{\beta}$  jest mniejsza od wariancji  $\tilde{\beta}$ .

## Rozwiązanie Zadanie 1

$$1. \quad E(\tilde{\beta}) = \frac{\sum_{i=1}^N E(\beta x_i + \varepsilon_i)}{\sum_{i=1}^N x_i} = \frac{\sum_{i=1}^N E(\beta x_i) + E(\varepsilon_i)}{\sum_{i=1}^N x_i} = \frac{\sum_{i=1}^N (\beta x_i)}{\sum_{i=1}^N x_i} = \frac{\beta \sum_{i=1}^N x_i}{\sum_{i=1}^N x_i} = \beta$$

$$\begin{aligned} E(\hat{\beta}) &= \frac{\sum_{i=1}^N E(x_i(\beta x_i + \varepsilon_i))}{\sum_{i=1}^N x_i^2} = \frac{\sum_{i=1}^N E(\beta x_i^2 + x_i \varepsilon_i)}{\sum_{i=1}^N x_i^2} = \frac{\sum_{i=1}^N E(\beta x_i^2) + E(x_i \varepsilon_i)}{\sum_{i=1}^N x_i^2} = \frac{\sum_{i=1}^N (\beta x_i^2)}{\sum_{i=1}^N x_i^2} = \\ &= \frac{\beta \sum_{i=1}^N x_i^2}{\sum_{i=1}^N x_i^2} = \beta \end{aligned}$$

$$2. \quad \text{Var}(\tilde{\beta}) = \text{Var}\left(\frac{\sum_{i=1}^N y_i}{\sum_{i=1}^N x_i}\right) = \frac{\text{Var}(\sum_{i=1}^N y_i)}{(\sum_{i=1}^N x_i)^2} = \frac{\text{Var}(\sum_{i=1}^N \beta x_i + \varepsilon_i)}{(\sum_{i=1}^N x_i)^2} = \frac{\sum_{i=1}^N \text{Var}(\varepsilon_i)}{(\sum_{i=1}^N x_i)^2} = \frac{N\sigma^2}{(\sum_{i=1}^N x_i)^2}$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{\beta}) &= \text{Var}\left(\frac{\sum_{i=1}^N x_i y_i}{\sum_{i=1}^N x_i^2}\right) = \frac{\text{Var}(\sum_{i=1}^N x_i y_i)}{(\sum_{i=1}^N x_i^2)^2} = \frac{\text{Var}(\sum_{i=1}^N x_i(\beta x_i + \varepsilon_i))}{(\sum_{i=1}^N x_i^2)^2} = \frac{\sum_{i=1}^N x_i^2 \text{Var}(\varepsilon_i)}{(\sum_{i=1}^N x_i^2)^2} = \\ &= \frac{\sum_{i=1}^N x_i^2 \sigma^2}{(\sum_{i=1}^N x_i^2)^2} = \frac{\sigma^2 \sum_{i=1}^N x_i^2}{(\sum_{i=1}^N x_i^2)^2} = \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^N x_i^2} \end{aligned}$$

$$\text{Var}(\hat{\beta}) < \text{Var}(\tilde{\beta})$$

$$\frac{\sigma^2}{(\sum_{i=1}^N x_i^2)} < \frac{N\sigma^2}{(\sum_{i=1}^N x_i)^2}$$

$$\frac{1}{(\sum_{i=1}^N x_i^2)} < \frac{N}{(\sum_{i=1}^N x_i)^2}$$

## Zadanie 2

Do dyspozycji jest baza danych z następującymi zmiennymi: całkowita liczba godzin szkoleń (*tothours*), roczne wynagrodzenie w USD (*avgsal*), logarytm *avgsal* (*lavgsal*), roczne przychody ze sprzedaży w USD (*sales*), logarytm *sales* (*lsales*), zmienna dla roku 1987 (*dy1*: 1 – dla roku 1987, 0 – w przeciwnym przypadku), zmienna dla roku 1988 (*dy2*: 1 – dla roku 1988, 0 – w przeciwnym przypadku), zmienna dla roku 1989 (*dy3*: 1 – dla roku 1989, 0 – w przeciwnym przypadku), wielkość firmy (*large*: 1 – gdy duża firma, 0 – w przeciwnym przypadku).

Hipotezy testować na poziomie istotności 0,1. Odpowiedzi uzasadnić podając *p-value*.

```
sum tothrs avgsal lavgsal sales lsales dy1 dy2 dy3 large
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
tothrs	304	33.39474	52.42831	0	320
avgsal	304	18723.52	6967.911	4237	42583
lavgsal	304	9.773076	.3590829	8.351611	10.65921
sales	304	6413918	7899873	110000	4.90e+07
lsales	304	15.07133	1.126338	11.60824	17.70733
dy1	304	.3190789	.4668882	0	1
dy2	304	.3322368	.471792	0	1
dy3	304	.3486842	.4773396	0	1
large	304	.2138158	.4106743	0	1

- Przeprowadzono regresję zmiennej *tothours* na logarytmie *avgsal* i logarytmie *sales* używając losowej próbki 304 obserwacji, pobranych dla lat 1987, 1988 i 1989:

```
reg tothrs lavgsal lsales
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	304
Model	52584.9232	2	26292.4616	F( 2, 301)	= 10.14
Residual	780279.708	301	2592.29139	Prob > F	= 0.0001
Total	832864.632	303	2748.72816	R-squared	= 0.0631
				Adj R-squared	= 0.0569
				Root MSE	= 50.915

tothrs	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lavgsal	17.08952	8.314689	2.06	0.041	.7272393 33.4518
lsales	-11.5002	2.65077	-4.34	0.000	-16.71659 -6.283811
_cons	39.70086	83.09774	0.48	0.633	-123.8252 203.227

- Zinterpretować wartość współczynnika dla *lavgsal*.

## 2. Następnie dodano do modelu zmienne *dy2* i *dy3*:

```
reg tothrs lavgsal lsales dy2 dy3
```

Source	SS	df	MS			
Model	56680.5896	4	14170.1474	Number of obs	=	304
Residual	776184.042	299	2595.93325	F( 4, 299)	=	5.46
Total	832864.632	303	2748.72816	Prob > F	=	0.0003
				R-squared	=	0.0681
				Adj R-squared	=	0.0556
				Root MSE	=	50.95

tothrs	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lavgsal	15.59959	8.405549	1.86	0.064	-.9419353	32.14112
lsales	-11.66302	2.655821	-4.39	0.000	-16.88949	-6.436551
dy2	4.221359	7.271943	0.58	0.562	-10.08931	18.53203
dy3	9.090815	7.254422	1.25	0.211	-5.185378	23.36701
_cons	52.14363	83.74939	0.62	0.534	-112.6693	216.9565

- Zaproponować sposób przetestowania hipotezy, iż **rok** nie wpływa na całkowitą liczbę godzin szkoleń.
- Zinterpretować wartość współczynnika dla *dy3* (proszę pominąć kwestię jego istotności).

3. Czy na podstawie poniższych tabel możliwa jest identyfikacja heteroskedastyczności? Odpowiedź uzasadnić. Jeśli możliwa jest ta identyfikacja to która zmienna wywołuje problem heteroskedastyczności?

**Tabela 1**

```
predict uhat, resid
gen uhat2 = uhat^2
reg uhat lavgsal lsales dy2 dy3
```

Source	SS	df	MS			
Model	1.1642e-10	4	2.9104e-11	Number of obs	=	304
Residual	776184.046	299	2595.93326	F( 4, 299)	=	0.00
Total	776184.046	303	2561.66352	Prob > F	=	1.0000
				R-squared	=	0.0000
				Adj R-squared	=	-0.0134
				Root MSE	=	50.95

uhat	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lavgsal	1.92e-07	8.405549	0.00	1.000	-16.54153	16.54153
lsales	-6.72e-08	2.655821	-0.00	1.000	-5.226469	5.226469
dy2	-2.04e-07	7.271943	-0.00	1.000	-14.31067	14.31067
dy3	-1.75e-07	7.254422	-0.00	1.000	-14.27619	14.27619
_cons	-7.52e-07	83.74939	-0.00	1.000	-164.8129	164.8129

## Tabela 2

```
gen uhat2 = uhat^2
reg uhat2 lavgsal lsales dy2 dy3
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	304
Model	1.0166e+09	4	254151538	F( 4, 299)	=	3.82
Residual	1.9889e+10	299	66516778.3	R-squared	=	0.0486
				Adj R-squared	=	0.0359
				Root MSE	=	8155.8
Total	2.0905e+10	303	68993804.9			

uhat2	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lavgsal	232.6349	1345.504	0.17	0.863	-2415.222 2880.492
lsales	-1631.846	425.126	-3.84	0.000	-2468.464 -795.2283
dy2	-143.6411	1164.044	-0.12	0.902	-2432.397 2147.115
dy3	534.56	1161.239	0.46	0.646	-1750.677 2819.797
_cons	24735.1	13406.04	1.85	0.006	-1647.041 51117.25

4. Czy w oparciu o poniższe wyniki można stwierdzić, iż model szacowany w punkcie 1 jest różny dla dużych i małych firm? Odpowiedź uzasadnić.

```
gen large_lavgsal = large*lavgsal
```

```
gen large_lsales = large*lsales
```

```
reg tothrs lavgsal lsales large large_lavgsal large_lsales
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	304
Model	65423.7882	5	13084.7576	F( 5, 298)	=	5.08
Residual	767440.843	298	2575.30484	Prob > F	=	0.0002
				R-squared	=	0.0786
				Adj R-squared	=	0.0631
				Root MSE	=	50.747
Total	832864.632	303	2748.72816			

tothrs	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lavgsal	22.45324	8.665497	2.59	0.010	5.399921 39.50656
lsales	-9.971127	3.131076	-3.18	0.002	-16.13295 -3.809305
large	582.7495	273.2314	2.13	0.034	45.04194 1120.457
large_lavgsal	-59.82844	30.77553	-1.94	0.053	-120.3933 .7364569
large_lsales	-.0325676	9.070745	-0.00	0.997	-17.8834 17.81826
_cons	-34.48482	90.38981	-0.38	0.703	-212.368 143.3984

5. W kolejnej regresji uwzględniono interakcję pomiędzy zmienną *large* a zmienną *lavgsal*. Nowo powstałą zmienną oznaczono: *large\_lavgsal*

```
reg tothrs lavgsal lsales large large_lavgsal
```

Source	SS	df	MS	
Model	65423.755	4	16355.9388	Number of obs = 304
Residual	767440.877	299	2566.69189	F( 4, 299) = 6.37
Total	832864.632	303	2748.72816	Prob > F = 0.0001
				R-squared = 0.0786
				Adj R-squared = 0.0662
				Root MSE = 50.663

	tothrs	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
	lavgsal	22.45481	8.640065	2.60	0.010	5.451766 39.45785
	lsales	-9.975008	2.933707	-3.40	0.001	-15.74834 -4.20168
	large	582.6985	272.4064	2.14	0.033	46.62183 1118.775
	large_lavgsal	-59.8758	27.75878	-2.16	0.032	-114.5031 -5.248465
	_cons	-34.44257	89.4705	-0.38	0.701	-210.5142 141.6291

a) Zinterpretować wielkość współczynnika przy interakcji pomiędzy zmienną *large* a *lavgsal*.

## Rozwiązanie Zadanie 2

1. a) Wzrost rocznego wynagrodzenia o 1% powoduje wzrost całkowitej liczby godzin szkoleń średnio o 0,17 godziny *ceteris paribus*.
2. a) Musimy przetestować dwa ograniczenia, które można zapisać w następujący sposób:

$$H_0: \beta_{dy2} = \beta_{dy3} = 0$$

Następnie szacujemy model bez ograniczeń. Korzystając z modelu bez ograniczeń i z ograniczeniami obliczamy statystykę:

$$F = \frac{(S_R - S)/g}{S/(N - K)} \sim F(g, N - K)$$

gdzie:  $S_R$  – suma kwadratów reszt modelu z ograniczeniami  
 $S$  – suma kwadratów reszt z modelu bez ograniczeń  
 $g$  – liczba ograniczeń

Jeśli statystyka testowa jest większa od wartości krytycznej  $F^* = F(g, N - K)$ , to odrzucamy hipotezę zerową o braku wpływu roku na całkowitą liczbę godzin szkoleń.

- b) Całkowita liczba godzin szkoleń jest większa w 1989 średnio o 9,09 godziny od całkowitej liczby godzin szkoleń w 1987 *ceteris paribus*.
3. Tak, możliwa jest identyfikacja heteroskedastyczności. Przeprowadzając regresję pomocniczą kwadratów reszt na zbiorze zmiennych od których chcemy uzależnić wariację składnika losowego (Tabela 2) otrzymujemy, iż zmienna *lsales* wydaje się być istotna ( $t = -3.84$ ;  $p\text{-value} = 0.000$ ) w wyjaśnianiu zróżnicowania kwadratów reszt.

Wysoka wartość statystyki  $F$  modelu, również sugeruje obecność heteroscedastyczności w składniku losowym, ponieważ zmienne są łącznie istotne, czyli wyjaśniają kwadrat błędu.

Postępując dalej w sposób analogiczny, możemy dokładnie znaleźć funkcję, która jest odpowiedzialna za heteroscedastyczność.

4. Tak. W oparciu o uzyskane wyniki w punkcie 4 można stwierdzić, iż oszacowania parametrów modelu w punkcie 1 są różne w podpróbach wyodrębnionych za pomocą zmiennej *large* (dla dużych i małych firm).

Problem niestabilności parametrów można rozwiązać poprzez:

- wprowadzenie do modelu interakcji pomiędzy zmiennymi 0 – 1 związanymi z podziałem na grupy a odpowiednimi zmiennymi objaśniającymi (w przypadku gdy jedynie część parametrów jest różna dla analizowanych podprób)

◦ estymacje osobnych regresji na wyodrębnionych podpróbach.

Parametry modelu szacowanego w pkt.4 nie są stabilne w podpróbach ze względu na zmienną *lavgsal*. W związku z tym uzasadnione jest wprowadzenie interakcji: *large\_lavgsal* (*p-value*=0,053).

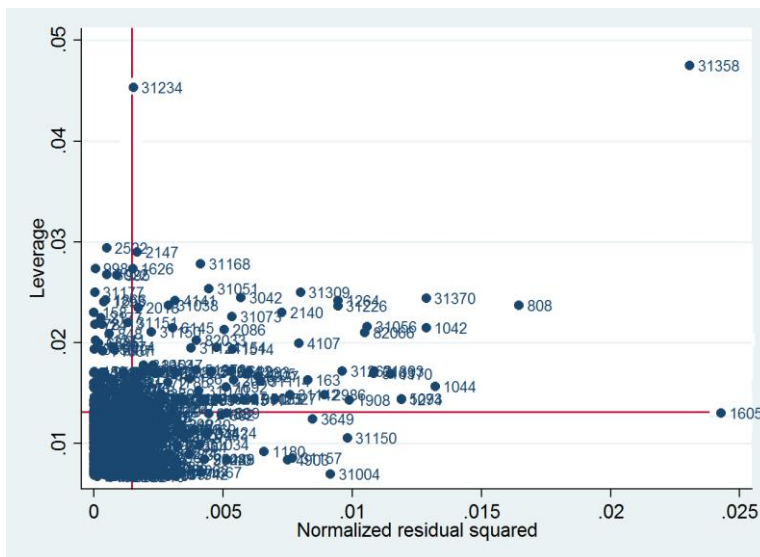
5. a) Wzrost rocznego wynagrodzenia w dużych firmach o 1% prowadzi do spadku całkowitej liczby godzin szkoleń średnio o 0,3733 godzin ( $0,2254 - 0,5987 = -0,3733$ ) *ceteris paribus*.



### Zadanie 3

Na podstawie danych BAEL z 2006 roku oszacowano wysokość wynagrodzenia dla studentów ( $\ln\_placa$  – logarytm wynagrodzenia). Zmiennymi objaśniającymi są wiek ( $wiek$ ), miejsce zamieszkania ( $duze\_miasto$ : 0 – miejscowość do 100 tys. mieszkańców 1 – miasto powyżej 100 tys. mieszkańców), rodzaj studiów ( $rodzaj$ : 0 – studia stacjonarne, 1 – studia niestacjonarne, 2 – studia zaoczne), płeć ( $plec$ : 0 – mężczyzna, 1 – kobieta), rodzaj umowy o pracę ( $umowa$ : 0 – umowa na czas określony; 1 – umowa na czas nieokreślony), rodzaj własności pracodawcy ( $niepubliczny$ : 0 – publiczny pracodawca, 1 – niepubliczny pracodawca), interakcja między płcią a rodzajem umowy. Oszacowania parametrów znajdują się poniżej. Hipotezy testować na poziomie istotności 0,1. Odpowiedzi uzasadnić podając  $p$ -value.

- Po oszacowaniu regresji badacz uzyskał wykres przedstawiający zależność między dźwignią a wystandaryzowanymi resztami podniesionymi do kwadratu oraz obliczył standaryzowane reszty ( $reszty\_st$ ), dźwignię ( $dzwignia$ ) i odległość Cook'a ( $cook$ ). Obserwacje, dla których statystyki te były największe znajdują się w tabeli poniżej. Wyjaśnić na podstawie wykresu i tabeli, które obserwacje budzą podejrzenia i dlaczego?



numer	placa	reszty_st	dzwignia	cook
31358	100	-3.782185	.0473836	.0634435
31234	1000	-1.119193	.0439123	.0396513
1605	2000	3.35655	.0159973	.0158197
31226	1200	2.55908	.0236324	.0176125
1264	1600	2.561957	.024149	.0180475

2. W modelu oszacowano efekty progowe dla wielkości miejscowości (*miasto*: 0 – przynajmniej wieś, 1 – przynajmniej miejscowość do 20 tys. mieszkańców, 2 – przynajmniej miejscowość do 100 tys. mieszkańców, 3 – przynajmniej miejscowość powyżej 100 tys. mieszkańców). Zinterpretować wyniki dla poszczególnych poziomów zmiennej *miasto*.

Source	SS	df	MS	Number of obs = 686		
Model	204.248481	10	20.4248481	F( 10, 675)	=	78.65
Residual	175.299788	675	.25970339	Prob > F	=	0.0000
-----				R-squared	=	0.5381
-----				Adj R-squared	=	0.5313
Total	379.54827	685	.554085065	Root MSE	=	.50961

ln_placa	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
wiek	.0311772	.0033795	9.23	0.000	.0245417	.0378128
miasto_1	-.0633077	.0594773	-1.06	0.288	-.1800906	.0534751
miasto_2	.1134291	.0536598	2.11	0.035	.008069	.2187893
miasto_3	.3205136	.0515128	6.22	0.000	.219369	.4216583
rodzaj_1	.9838117	.0623152	15.79	0.000	.8614567	1.106167
rodzaj_2	.8212391	.1074394	7.64	0.000	.6102835	1.032195
plec	-.1136168	.0559014	-2.03	0.042	-.2233785	-.0038552
umowa	.3723659	.0587933	6.33	0.000	.2569261	.4878057
plecXumowa	-.1580358	.079756	-1.98	0.048	-.3146356	-.0014361
niepubliczny	.0322562	.0476451	0.68	0.499	-.0612942	.1258066
_cons	4.762497	.1118487	42.58	0.000	4.542884	4.982111

3. W modelu uwzględniono zmienną dotyczącą czasu poszukiwania pracy (*czas*) oraz kwadrat tej zmiennej (*czas2*) i obliczono wielkość statystyk VIF.

Source	SS	df	MS	Number of obs = 66		
Model	9.43134561	10	.943134561	F( 10, 55)	=	7.89
Residual	6.57137374	55	.119479523	Prob > F	=	0.0000
-----				R-squared	=	0.5894
-----				Adj R-squared	=	0.5147
Total	16.0027193	65	.246195682	Root MSE	=	.34566

ln_placa	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
wiek	.0835472	.0148878	5.61	0.000	.0537114	.1133829
duze_miasto	.322613	.0980731	3.29	0.002	.1260701	.5191558
rodzaj_1	.4086878	.1771117	2.31	0.025	.0537481	.7636275
rodzaj_2	-.2577182	.2625386	-0.98	0.331	-.7838573	.2684208
plec	-.0585738	.1043441	-0.56	0.577	-.2676841	.1505366
umowa	.2165013	.1441093	1.50	0.139	-.0723001	.5053028
plecXumowa	-.3741311	.1938654	-1.93	0.059	-.762646	.0143838
niepubliczny	.2921906	.1283472	2.28	0.027	.034977	.5494042
czas	.0017727	.0159383	0.11	0.912	-.0301683	.0337137
czas2	-.0007592	.0005032	-1.51	0.137	-.0017677	.0002493
_cons	3.896169	.4554267	8.55	0.000	2.983474	4.808865

Variable	VIF	1/VIF
czas	12.35	0.080972
czas2	11.30	0.088496
plecXumowa	2.45	0.408996
umowa	2.35	0.425209
rodzaj_1	1.85	0.541783
rodzaj_2	1.65	0.605326
wiek	1.63	0.615275
plec	1.50	0.665691
niepubliczny	1.35	0.738736
duze_miasto	1.28	0.778591
Mean VIF	3.77	

- a) Sprawdzić czy w modelu występuje problem niedokładnej współliniowości. Jeśli występuje niedokładna współliniowość to w jaki sposób można rozwiązać ten problem?
4. Jeśli na wynagrodzenie wpływa ilość przepracowanych godzin, a estymowany jest model bez tej zmiennej to jakie będą własności estymatora MNK?

### Rozwiązanie Zadanie 3

1. Na podstawie wykresu przedstawiającego zależność pomiędzy dźwignią a wystandaryzowanymi resztami podniesionymi do kwadratu podejrzenia budzą obserwacje nr 1605, 31234 i 31538.

Na podstawie tego wykresu możemy stwierdzić, iż obserwacja nr 31358 charakteryzuje się zarówno wysoką wartością dźwigni jak i wysokimi wartościami wystandaryzowanych reszt podniesionymi do kwadratu. Znaczący wpływ na oszacowania ma dodanie obserwacji o nr 31358, która jest nietypowa ze względu na zmienną objaśniającą oraz nietypowa ze względu na zmienną objaśnianą (otrzymujemy duże reszty). Jest to obserwacja nietypowa, która nie pasuje do prostej regresji.

Obserwacja nr 31234 cechuje się wysoką wartością dźwigni. Obserwacja ta jest co prawda nietypowa ze względu na zmienną objaśniającą, ale pasuje do linii regresji (czyli reszta dla niej jest mała).

Obserwacja nr 1605 cechuje się wysoką wartością wystandaryzowanych reszt podniesionych do kwadratu. Dodanie obserwacji nr 1605 do próby nie powoduje znacznych zmian w oszacowanych parametrach (jest to obserwacja o stosunkowo dużej reszcie, ale nie jest nietypowa ze względu na zmienną objaśniającą).

2. miasto\_1: Wynagrodzenie studenta z miejscowości do 20 tys. mieszkańców jest mniejsze o 6,3% od wynagrodzenia studenta ze wsi ceteris paribus.

miasto\_2: Wynagrodzenie studenta z miejscowości do 100 tys. mieszkańców jest większe o 12,0%  $[100\% * (\exp(0,1134291) - 1)]$  od wynagrodzenia studenta z miejscowości do 20 tys. mieszkańców ceteris paribus.

miasto\_3: Wynagrodzenie studenta z miejscowości powyżej 100 tys. mieszkańców jest większe o 37,78%  $[100\% * (\exp(0,3205136) - 1)]$  od wynagrodzenia studenta z miejscowości do 100 tys. mieszkańców ceteris paribus.

3. Wynik wskazuje na zbyt silną korelację zmiennych czas i czas2 ( $V IF > 10$ ). Nie jest to jednak wynik zaskakujący – zmienną czas2 wprowadzono do modelu w celu uwzględnienia nieliniowego wpływu czasu poszukiwania pracy na wynagrodzenia.

Warto zauważyć, że zmienne czas i czas2 są w modelu nieistotne. Wobec tego warto przetestować hipotezę o łącznej nieistotności. W przypadku braku podstaw do odrzucenia hipotezy o łącznej nieistotności zmiennych czas i czas2 warto spróbować uwzględnić nieliniową zależność między wysokością wynagrodzenia a czasem poszukiwania pracy w inny sposób np. za pomocą dwóch funkcji liniowych „sklejonych” w punkcie wierzchołka paraboli.

4. Jest to problem zmiennej pominiętej. Estymator MNK będzie obciążony.