

imię, nazwisko, nr indeksu: \_\_\_\_\_

**Ekonometria — egzamin**  
**semestr drugi**  
**14/06/09**

1. Przed przystąpieniem do pisania egzaminu należy podpisać **wszystkie kartki** arkusza egzaminacyjnego (na dole w przewidzianym miejscu). Złożenie podpisu pod regulaminem oznacza jego akceptację. Do egzaminu mogą przystąpić osoby, które akceptują regulamin.
2. W razie braku podpisu lub numeru zadania na kartce, kartka nie zostanie oceniona. Nie będą też oceniane rozwiązania wpisane na kartkach innych, niż te rozdawane przez prowadzących.
3. Egzamin trwa 90 minut.
4. Rozwiązywanie zadań należy rozpocząć po ogłoszeniu początku egzaminu a zakończyć wraz z ogłoszeniem końca egzaminu. Złamanie tej zasady skutkuje usunięciem z sali i unieważnieniem arkusza egzaminacyjnego.
5. W trakcie egzaminu wolno używać jedynie długopisu o innym kolorze atramentu niż czerwony oraz kalkulatora.
6. Rozwiązanie każdego zadania należy zapisać na kartce z tymże zadaniem, ewentualnie na czystych kartkach znajdujących się na końcu arkusza egzaminacyjnego lub na dodatkowych kartkach uzyskanych od prowadzących egzamin.
7. Na jednej kartce może znajdować się rozwiązanie tylko jednego zadania. Oceniane jest rozwiązanie tylko tego zadania, którego numer widnieje na kartce.
8. Egzamin składa się z czterech pytań teoretycznych i 3 zadań.
9. Posiadanie przy sobie wszelkich materiałów drukowanych (w tym książek) oraz innych np. wykonanych własnoręcznie materiałów zostanie uznane za ściąganie.
10. Rozmowy z innymi zdającymi będą traktowane identycznie jak ściąganie.
11. Każda zauważona próba ściągania skutkuje usunięciem z egzaminu.
12. Wszystkie pytania należy kierować bezpośrednio do osób pilnujących.
13. Warunkiem uzyskania oceny pozytywnej jest zdobycie conajmniej 50 % punktów z części teoretycznej egzaminu oraz min. 33,33 % punktów z części zadaniowej.

Regulamin zrozumiałam(em)

Warszawa, 14/06/2009, \_\_\_\_\_

*podpis*

Powodzenia :-)

Użyteczne wartości krytyczne

$\chi^2(1) = 3,84$
$\chi^2(2) = 5,99$
$\chi^2(3) = 7,81$
$\chi^2(4) = 9,49$
$\chi^2(5) = 11,07$
$\chi^2(6) = 12,59$
$\chi^2(7) = 14,07$
$\chi^2(8) = 15,51$
$\chi^2(9) = 16,92$
$\chi^2(10) = 18,31$
⋮
$\chi^2(99) = 123,22$
$\chi^2(100) = 124,34$

Wartości krytyczne testów na integrację i kointegrację.

n	DF, ADF bez stałej	DF, ADF ze stałą	Kointegracja	Kointegracja ze stałą
50	-1,91	-1,87	-3,87	-3,52
100	-1,91	-1,78	-4,01	-3,45
200	-1,91	-1,73	-4,11	-3,41

Wartości krytyczne testu Durбина - Watsona.

n	$d_L$	$d_U$
50	1,50	1,59
100	1,65	1,69
200	1,76	1,78

**Pytanie 1.**

Wyjaśnij co to znaczy że model A obejmuje model B. Opisz znane Tobie testy obejmowania ( $H_0, H_A$ , oraz sposób wnioskowania statystycznego)

*Odpowiedź* O modelu A mówimy że obejmuje model B, jeżeli to co można wyjaśnić za pomocą modelu B, może również być wyjaśnione za pomocą modelu A, ale zależność w drugą stronę nie jest prawdziwa

Definiujemy dwa modele

$$\begin{aligned} y &= X_A \beta_A + \varepsilon_A(1) \\ y &= X_B \beta_B + \varepsilon_B(2) \end{aligned}$$

takie że  $X_A \cap X_B \neq \emptyset$ ,  $X_A \subsetneq X_B$  oraz  $X_B \subsetneq X_A$ . Można zbudować model ogólny

$$y = \bar{X}_A \beta_A^* + \bar{X}_B \beta_B^* + W\gamma + \varepsilon$$

- model (1) obejmuje model (2) gdy  $\beta_B^* = 0$
- model (2) obejmuje model (1) gdy  $\beta_A^* = 0$
- należy zweryfikować obie hipotezy. Możliwe wyniki:
  - (1) prawda (2) prawda  $\rightarrow$  nie da się ustalić kierunku obejmowania
  - (1) prawda (2) fałsz  $\rightarrow$  model A obejmuje model B
  - (1) fałsz (2) prawda  $\rightarrow$  model B obejmuje model A
  - (1) fałsz (2) fałsz  $\rightarrow$  brak obejmowania

W przypadku testu J Model ogólny przyjmuje postać

$$y = (1 - \lambda)X_A \beta_A + \lambda X_B \beta_B + \varepsilon$$

gdy  $\lambda = 0$  to model A obejmuje model B, gdy  $\lambda = 1$  to model B obejmuje model A

Oba testy sprowadzają się do testów istotności współczynników.

**Pytanie 2.**

Co to jest warunkowa autoregresyjna heteroscedastyczność, czym różni się od heteroscedastyczności, jak testujemy jej występowanie? (opisz  $H_0, H_A$ , statystykę testową, jej rozkład, oraz sposób wnioskowania)

*Odpowiedź* Warunkowa autoregresyjna heteroscedastyczność oznacza że

$$\sigma_t^2 = E(\varepsilon_t^2 | \varepsilon_{t-1}, \dots, \varepsilon_{t-s}) \neq c$$

. Heteroscedastyczność oznacza brak stałości wariancji bezwarunkowej, a warunkowa autoregresyjna heteroscedastyczność odnosi się do niestalej wariancji warunkowej.

Występowanie efektów ARCH weryfikujemy wykorzystując test ARCHLM. Test przeprowadzamy testując łączną istotność parametrów regresji

$$e_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \dots + \alpha_s e_{t-s}^2$$

statyka  $LM = TR^2 \sim_a \chi^2(s)$ . Hipoteza zerowa: brak warunkowej heteroscedastyczności, hipoteza alternatywna występuje warunkowa heteroscedastyczność. Gdy wartość statystyki  $LM$  przekracza wartość krytyczną z rozkładu  $\chi^2(s)$  wówczas odrzucamy hipotezę zerową.

**Pytanie 3.**

Opisz test Hausmana dla modeli panelowych oraz dla metody zmiennych instrumentalnych (opisz  $H_0, H_A$ , statystykę testową, jej rozkład, oraz sposób wnioskowania)

*Odpowiedź* Jest to ogólny test wykorzystywany do porównań konkurencyjnych estymatorów: jeden który jest zgodny i efektywny przy prawdziwej  $H_0$ , a niezgodny przy fałszywej  $H_0$ , z drugim który jest zawsze zgodny, ale nieefektywnym przy spełnionej  $H_0$ .

	A	B
$H_0$	zgodny efektywny	zgodny nieefektywny
$H_A$	-	zgodny

W przypadku modeli panelowych test Hausmana wykorzystany jest do badania założenia o braku korelacji między efektem indywidualnym i zmiennymi objaśniającymi: porównujemy estymator efektów losowych z estymatorem efektów stałych, pierwszy jest zgodny wyłącznie przy spełnionej  $H_0$ , drugi jest zawsze zgodny. w przypadku MZI test Hausmana jest testem na egzogeniczność zmiennych. Przy spełnionej  $H_0$  o egzogeniczności estymator MNK jest zgodny i efektywny, przy fałszywej, czyli występowaniu zmiennych endogenicznych zgodny jest wyłącznie estymator MZI.

Test przeprowadzamy porównując oszacowania uzyskane z wykorzystaniem obu estymatorów. Statystyka testowa ma postać formy kwadratowej

$$(\beta_A - \beta_B)' \Sigma_{\beta_A - \beta_B}^{-1} (\beta_A - \beta_B) \xrightarrow{D} \chi^2(r(\Sigma))$$

Gdy statystyka testowa jest większa od wartości krytycznej to wskazuje na odrzucenie  $H_0$ .

**Pytanie 4.**

Co jest modelowane, gdy zmienna zależna jest zmienną binarną (zero-jedynkową)

*Odpowiedź* Gdy zmienna zależna jest zmienną binarną modelowane jest prawdopodobieństwo zdarzenia, że przyjmie ona wartość 1 (zazwyczaj 1 jest oznaczany sukces, zatem zazwyczaj jest to prawdopodobieństwo sukcesu)

1	2	3	4	Σ

ZADANIE 1 Na podstawie kwartalnych danych makroekonomicznych dla gospodarki polskiej starano się zbadać istnienie i ewentualnie kierunek związku pomiędzy poziomem jednostkowych kosztów pracy (ulc) a poziomem inflacji (cpi). Na podstawie zamieszczonych wyników udzielić odpowiedzi na pytania przyjmując poziom istotności 5%. Każdą odpowiedź uzasadnij odpowiednimi statystykami i komentarzami.

```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs =      29
----- Interpolated Dickey-Fuller -----
ulc      Test      1% Critical      5% Critical      10% Critical
      Statistic      Value      Value      Value
-----
Z(t)      -2.403      -3.730      -2.992      -2.626
    
```

```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs =      29
----- Interpolated Dickey-Fuller -----
cpi      Test      1% Critical      5% Critical      10% Critical
      Statistic      Value      Value      Value
-----
Z(t)      1.332      -3.723      -2.989      -2.625
    
```

```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs =      27
----- Interpolated Dickey-Fuller -----
d.ulc      Test      1% Critical      5% Critical      10% Critical
      Statistic      Value      Value      Value
-----
Z(t)      -3.991      -3.736      -2.994      -2.628
    
```

```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs =      28
----- Interpolated Dickey-Fuller -----
d.cpi      Test      1% Critical      5% Critical      10% Critical
      Statistic      Value      Value      Value
-----
Z(t)      -4.996      -3.730      -2.992      -2.626
    
```

```

-----
      cpi |      Coef.      Std. Err.      t      P>|t|      [95% Conf. Interval]
-----+-----
      ulc |     -.0061743     .0024754     -2.49     0.018     -.0112229     -.0011256
      _cons |     1.854596     .3602834      5.15     0.000      1.119793     2.589399
    
```

Wygenerowano reszty *u* z powyższego modelu i oszacowano parametry kolejnego modelu

```

-----
      D.u |      Coef.      Std. Err.      t      P>|t|      [95% Conf. Interval]
-----+-----
      u |
      L1. |     -.0707193     .0528273     -1.34     0.191     -.1786071     .0371686
      _cons |     .0071052     .0023283      3.05     0.005      .0023503     .0118602
    
```

d.cpi	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
1.d.ulc	-.0055239	.0006723	-8.22	0.000	-.0068989	-.0041489
u						
L1.	.9351803	.0532343	17.57	0.000	.8263038	1.044057
_cons	1.767044	.0978739	18.05	0.000	1.566869	1.967219

Prob > F = 0.1712

d.cpi	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
d.ulc						
L1.	-.0013301	.0056041	-0.24	0.814	-.0128719	.0102118
L2.	.0023024	.0072547	0.32	0.754	-.012639	.0172438
L3.	-.0056232	.0076254	-0.74	0.468	-.021328	.0100815
L4.	-.0043443	.0056745	-0.77	0.451	-.0160313	.0073426
_cons	2.280041	.2938385	7.76	0.000	1.674869	2.885213

Prob > F = 0.0024

d.ulc	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
d.cpi						
L1.	66.15087	73.80551	0.90	0.379	-86.17622	218.478
L2.	-26.82177	113.0323	-0.24	0.814	-260.109	206.4655
L3.	91.39931	119.4554	0.77	0.452	-155.1446	337.9432
L4.	-170.1915	77.36834	-2.20	0.038	-329.8719	-10.51107
_cons	181.3	12.78778	14.18	0.000	154.9074	207.6927

1. Czy analizowane zmienne można uznać za stacjonarne? Dlaczego wykorzystano test ADF? Zapisz  $H_0, H_1$  dla tego testu.
2. Czy analizowane zmienne mogą być skointegrowane? Zapisz  $H_0, H_1$ , oraz przeprowadź odpowiedni test.
3. Co to jest ECM? Proszę zapisać postać ogólną równania, oraz zinterpretować parametry równania ECM dla oszacowanego modelu.
4. Czy zachodzi związek przyczynowo-skutkowy w sensie Grangera pomiędzy jednostkowymi kosztami pracy a inflacją, jeśli tak to w którą stronę?

1	2	3	4	5	Σ

ZADANIE 2 Na podstawie informacji z badania BAEL zbudowano model determinat podejmowania pracy. Fakt podejmowania pracy (zmienna praca) powiązано z płcią respondentą - plec (1 - kobieta, 0 - mężczyzna), jego wiekiem - wiek, wykształceniem (poziom bazowy wykształcenie wyższe), oraz zmienną wies o wartości 0 dla osób mieszkających w mieście, 1 dla mieszkających na wsi

```

Probit regression                               Number of obs   =    13642
                                                LR chi2(6)      =    719.04
                                                Prob > chi2     =    0.0000
Log likelihood = -7522.3246                    Pseudo R2      =    0.0456
    
```

praca	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
plec	-.5578056	.0244191	-22.84	0.000	-.6056662	-.5099449
wiek	-.0011382	.0019075	-0.60	0.551	-.0048769	.0026004
wyksz_sredni	.0169666	.0336507	0.50	0.614	-.0489877	.0829208
wyksz_zawodo	-.1816369	.0332112	-5.47	0.000	-.2467297	-.1165441
wyksz_podsta	-.5777502	.0445178	-12.98	0.000	-.6650034	-.490497
wies	.1313188	.0246349	5.33	0.000	.0830353	.1796024
_cons	1.059571	.080745	13.12	0.000	.9013138	1.217828

praca	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
_hat	.9631247	.1316371	7.32	0.000	.7051208	1.221129
_hatsq	.0303105	.1036217	0.29	0.770	-.1727843	.2334053
_cons	.0082911	.0385353	0.22	0.830	-.0672366	.0838188

Probit model for praca				-----		
Classified	True D	~D	Total	Sensitivity	Pr( +  D)	62.21%
+	6242	1505	7747	Specificity	Pr( -  ~D)	58.30%
-	3791	2104	5895	Positive predictive value	Pr( D  +)	80.57%
Total	10033	3609	13642	Negative predictive value	Pr( ~D  -)	35.69%
-----				False + rate for true ~D	Pr( +  ~D)	41.70%
-----				False - rate for true D	Pr( -  D)	37.79%
-----				False + rate for classified +	Pr( ~D  +)	19.43%
-----				False - rate for classified -	Pr( D  -)	64.31%
-----				Correctly classified		61.18%

Classified + if predicted Pr(D) >= .7  
 True D defined as praca != 0

Na podstawie uzyskanych wyników udziel odpowiedzi na poniższe pytania, odpowiednio je uzasadniając wynikami testów.

1. Oceń istotność poszczególnych parametrów i łączną istotność parametrów modelu
2. Na podstawie odpowiednich testów oceń jakość dopasowania modelu do danych empirycznych.
3. Na podstawie wartości z tablicy dopasowania oblicz wielkość a następnie zinterpretuj  $R^2$  liczebnościowe, oraz skorygowane  $R^2$  liczebnościowe
4. Jakie wnioski można wyciągnąć na podstawie oszacowań parametrów w tym modelu

5. Obliczono efekty cząstkowe dla średnich wartości zmiennych objaśniających oraz dla osoby 55 letniej o przeciętnych charakterystykach. Zinterpretuj efekty cząstkowe dla płci i mieszkania na wsi. Wyjaśnij dlaczego uzyskano różne wartości efektów krańcowych dla osoby w średnim wieku i osoby 55 letniej

Marginal effects after probit  
y = Pr(praca) (predict) = .74536713

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[ 95% C.I. ]	X
plec*	-.1762258	.00748	-23.56	0.000	-.190886 -.161565	.522651
wiek	-.0003652	.00061	-0.60	0.551	-.001565 .000834	40.4403
_Iwyks~2*	.0054319	.01075	0.51	0.613	-.015636 .0265	.301862
_Iwyks~3*	-.0590722	.01093	-5.40	0.000	-.080498 -.037647	.378757
_Iwyks~4*	-.2079186	.01718	-12.10	0.000	-.241592 -.174245	.099106
wies*	.0419311	.00782	5.36	0.000	.0266 .057262	.448615

(\*) dy/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1

Marginal effects after probit  
y = Pr(praca) (predict) = .74002065

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[ 95% C.I. ]	X
plec*	-.1781265	.00816	-21.83	0.000	-.194116 -.162137	.522651
wiek	-.0003692	.00063	-0.59	0.555	-.001595 .000856	55
_Iwyks~2*	.0054912	.01088	0.50	0.614	-.015826 .026808	.301862
_Iwyks~3*	-.0596901	.01095	-5.45	0.000	-.081155 -.038225	.378757
_Iwyks~4*	-.209331	.01719	-12.18	0.000	-.243015 -.175647	.099106
wies*	.0423904	.00792	5.35	0.000	.026858 .057923	.448615

(\*) dy/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1



1	2	3	4	5	Σ

ZADANIE 3 Wykorzystując panel skonstruowany na podstawie badania BAEL z 2006 roku oszacowano równanie płacy Mincera dla osób w wieku 30-50 lat.

Source	SS	df	MS	Number of obs =	18698
Model	201.599457	3	67.1998189	F( 3, 18694) =	318.59
Residual	3943.0601	18694	.210926506	Prob > F =	0.0000
Total	4144.65955	18697	.221675111	R-squared =	0.0486
				Adj R-squared =	0.0485
				Root MSE =	.45927

lzarobki	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
plec	-.2071673	.0067192	-30.83	0.000	-.2203376 -.193997
wiek	.0179889	.0081816	2.20	0.028	.0019522 .0340256
wiek2	-.0002148	.0001019	-2.11	0.035	-.0004146 -.0000151
_cons	6.74734	.16124	41.85	0.000	6.431295 7.063385

Random-effects GLS regression  
 Group variable: id  
 Number of obs = 18698  
 Number of groups = 9624  
 R-sq: within = 0.0000  
 between = 0.0480  
 overall = 0.0486  
 Obs per group: min = 1  
 avg = 1.9  
 max = 2

Random effects u\_i ~ Gaussian  
 corr(u\_i, X) = 0 (assumed)  
 Wald chi2(3) = 485.26  
 Prob > chi2 = 0.0000

lzarobki	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
plec	-.2065366	.0094152	-21.94	0.000	-.2249902 -.1880831
wiek	.0208773	.0114142	1.83	0.067	-.0014941 .0432488
wiek2	-.0002467	.0001422	-1.73	0.083	-.0005254 .0000321
_cons	6.674295	.2248177	29.69	0.000	6.233661 7.11493
sigma_u	.45852482				
sigma_e	.07567489				
rho	.97348408	(fraction of variance due to u_i)			

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$lzarobki[id,t] = Xb + u[id] + e[id,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
lzarobki	.2216751	.4708239
e	.0057267	.0756749
u	.210245	.4585248

Test: Var(u) = 0  
 chi2(1) = 8141.26  
 Prob > chi2 = 0.0000

```

Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =   18698
Group variable: id                    Number of groups =   9624

R-sq:  within = 0.0000                Obs per group:  min =    1
      between = 0.0000                    avg   =    1.9
      overall = 0.0000                    max   =    2

corr(u_i, Xb) = -0.0757                F(2,9072)       =    0.10
                                          Prob > F        =   0.9088
-----+-----
      lzarobki |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
      plec | (dropped)
      wiek |   .0367437   .1560559     0.24   0.814    - .269161   .3426483
      wiek2 |  -.0005248   .0018432    -0.28   0.776    - .0041378   .0030882
      _cons |   6.402258   3.283982     1.95   0.051    - .0350866   12.8396
-----+-----
      sigma_u |   .47469408
      sigma_e |   .07567489
      rho |   .9752157   (fraction of variance due to u_i)
-----+-----
F test that all u_i=0:      F(9623, 9072) =   70.61      Prob > F = 0.0000
    
```

```

-----+-----
      ---- Coefficients ----
      |      (b)      (B)      (b-B)      sqrt(diag(V_b-V_B))
      |      fixed      random      Difference      S.E.
-----+-----
      wiek |   .0367437   .0208773   .0158663   .1556379
      wiek2 |  -.0005248  -.0002467  -.0002781   .0018377
-----+-----
    
```

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```

      chi2(2) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
      =      0.14
      Prob>chi2 =      0.9326
    
```

Na podstawie uzyskanych oszacowań udziel odpowiedzi na poniższe pytania. Każdą odpowiedź uzasadnij stosownymi obliczeniami lub statystykami.

1. Czy panel jest zbilansowany?
2. Dlaczego uzyskane oszacowania MNK i wykorzystujące estymator efektów losowych różnią się?
3. Zinterpretuj wynik testu na istnienie efektów losowych dla modelu efektów losowych.
4. Dokonaj interpretacji wyniku testu Hausmana i wskaż, który wektor oszacowań parametrów modelu jest prawidłowy.
5. Stwierdź czy wszystkie parametry i efekty indywidualne dla modelu oszacowanego z wykorzystaniem estymatora efektów stałych są statystycznie istotne na poziomie 10%.

## Rozwiązania zadań

### Zadanie 1

1. Hipotezę zerową jest niestacjonarność zmiennej, która jest weryfikowana przeciw alternatywnie o stacjonarność. Obie zmienne należy uznać za niestacjonarne, gdyż dla zmiennej  $ulc$  wartość statystyki  $-2,40 > -2,99$  jest większa od wartości krytycznej zatem nie ma podstaw do odrzucenia  $H_0$  o niestacjonarność, a dla zmiennej  $cpi$  wartość statystyki  $1,33 > -2,99$  jest większa od wartości krytycznej zatem nie ma podstaw do odrzucenia  $H_0$  o niestacjonarność. wykorzystano test rozszerzony zapewne ze względu na autokorelację składnika losowego w regresji pomocniczej testu  $DF$ .
2.  $H_0$  brak kointegracji,  $H_1$  zmienne są skointegrowane. Testem kointegracji jest regresja zróżnicowanych reszt regresji  $ulc$  na  $cpi$  na reszty opóźnione. Wartość statystyki testowej wynosi  $-1,34 >_{3,87}$  zatem brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy o braku kointegracji, Zmienne nie są skointegrowane.
3. Jeżeli zmienne losowe  $x_t, y_t$  są  $I(1)$  oraz są skointegrowane z wektorem kointegrującym  $[1, -\beta]$  wówczas zależność można przedstawić za pomocą Mechanizmu Korekty Błędem (ECM)

$$\Delta y_t = \sum_{i=0}^{K-1} \gamma_i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=0}^{L-1} \theta_i \Delta y_{t-i} + \alpha(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \varepsilon_t$$

gdzie  $\varepsilon_t \sim I(0)$ . ECM pokazuje krótkookresowe odchylenia od równowagi długookresowej.  $\alpha$  jest szybkością dostosowania do równowagi długookresowej,  $(y_{t-1} - \beta x_{t-1})$  jest krótkookresowym odchyleniem od równowagą długookresowej. 93,5 procent odchylenia od równowagi długookresowej jest korygowane w ciągu jednego kwartału.

4. Wartość  $p$ -value dla statystyki  $F$  dla regresji  $dulc$  na  $dcpi$  wynosi 0.1712 zatem zmienne są łącznie nieistotne więc jednostkowe koszty pracy nie są przyczyna w sensie Grangera dla inflacji. Wartość  $p$ -value dla statystyki  $F$  dla regresji  $dcpi$  na  $dulc$  wynosi 0.0024 zatem zmienne są łącznie istotne więc inflacja może być uznana za przyczynę w sensie Grangera dla jednostkowych kosztów pracy.

### Zadanie 2

1. Na łączną istotność parametrów regresji wskazuje  $p$ -value statystyki LR równe  $0 < 0,05$ . Z pojedynczych zmiennych nieistotne są zmienna  $wiek$  dla której  $p$ -value statystyki  $z$   $0,55 > 0,05$ , oraz zmienna  $wysz\_srednie$   $0,61 > 0,05$ .
2. Wyniki testu na poprawność związku wskazują, że wartość dopasowana jest istotna ponieważ  $p$ -value  $hat = 0 < 0,05$ , oraz  $p$ -value  $hat\_sq$   $0,77 > 0,05$
- 3.

$$R_{licz}^2 = \frac{n_{00} + n_{11}}{N} = \frac{6242 + 2104}{13642} \approx 61,2$$

Zatem 61,2% sukcesów i porażek zostało prawidłowo przewidziane przez model.

$$\bar{R}_{licz}^2 = \frac{\sum n_{jj} - n_{max}}{N - n_{max}} = \frac{2104}{7400} \approx 28,4$$

Zatem 28,4% sukcesów i porażek zostało prawidłowo przewidziane przez model dzięki wykorzystaniu zmiennych objaśniających.

4. Zinterpretować można wyłącznie znaki. Kobiety mają niższe prawdopodobieństwo posiadania pracy niż mężczyźni. Wiek, oraz posiadanie wykształcenia średniego nie wpływa na prawdopodobieństwo posiadania pracy. Posiadacze wykształcenia zawodowego i posiadacze wykształcenia podstawowego z niższym prawdopodobieństwem w stosunku do posiadaczy wykształcenia wyższego posiadają pracę. Mieszkańcy wsi pracują częściej niż mieszkańcy miast.
5. Kobiety mają niższe o 17 punktów procentowych niższe prawdopodobieństwo posiadania pracy niż mężczyźni. Mieszkańcy wsi mają o 4 punkty procentowe wyższe prawdopodobieństwo posiadania pracy niż mieszkańcy miast. Uzyskano różne wartości z uwagi na nieliniowość efektów krańcowych

### Zadanie 3

1. Panel nie jest zbilansowany świadczy o tym minimalna liczba obserwacji dla grupy równa 1 i maksymalna liczba obserwacji dla grupy równa 2.
2. Oszacowania MNK są dla tzw pooled OLS, zatem pomijają strukturę panelową próby (nie uwzględniają efektów indywidualnych)
3.  $p$ -value testu zerowości zróżnicowania efektu indywidualnego wynosi 0.0000, zatem efekt indywidualny jest istotny przy każdym poziomie istotności
4. Na podstawie wyników testu Hausmana widzimy że różnica między oszacowaniami uzyskanymi z wykorzystaniem różnych estymatorów nie jest statystycznie istotna  $p$ -value wynosi 0,9326, zatem prawidłowy jest wektor uzyskany z wykorzystaniem estymatora efektów losowych.
5. W modelu szacowanym estymatorem efektów stałych nie jest istotna zmienna  $wiek$  o czym świadczy  $p$ -value 0,81  $>$  0,05, nie jest istotna zmienna  $wiek2$  o czym świadczy  $p$ -value 0,78  $>$  0,05. Również statystycznie nieistotna jest stała  $p$ -value 0,051  $>$  0,05. Efekty indywidualne są łącznie istotne o czym świadczy  $p$ -value statystyki  $F$  równe 0,0  $<$  0,05.