

Egzamin z ekonometrii 17.06.2010

1. Opisać procedurę od ogólnego do szczegółowego na przykładzie doboru liczby opóźnień w modelu.
2. Na czym polega najważniejsza różnica między testowaniem stacjonarności za pomocą testu *ADF* i *KPSS*?
3. Co modelowane jest w przypadku, kiedy zmienna zależna jest zmienną binarną (zerojedynkową)? Wyjaśnić, jaka jest relacja między zmienną obserwowalną a ukrytą w przypadku modeli dla zmiennych binarnych i jak tę relację można uzasadnić w oparciu o teorię ekonomii.
4. Wyjaśnić, dlaczego za pomocą estymatora efektów stałych nie można oszacować parametrów przy zmiennych nie zmieniających się w czasie.

ZADANIE 1 Dla danych miesięcznych z lat 2000.4 do 2008.7 wyestymowano następujący model dla dynamiki płacy realnej brutto w sektorze przedsiębiorstw:

$$płaca_t = \beta_1 + \beta_2 płaca_{t-1} + \beta_3 inf_t + \beta_4 inf_{t-1} + \beta_5 prod_t + \beta_6 rejest_t + \varepsilon_t,$$

gdzie inf_t jest stopą dynamiki inflacji, $prod_t$ jest stopą dynamiki produkcji przemysłowej w wyrażeniu realnym a $rejest_t$ jest stopą bezrobocia rejestrowanego. Wszystkie dynamiki są dynamikami policzonymi w stosunku do analogicznego miesiąca poprzedniego roku. Uzyskano następujące wyniki regresji:

Source	SS	df	MS	Number of obs =	100
Model	558.628608	5	111.725722	F(5, 94) =	52.57
Residual	199.772594	94	2.12524036	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.7366
				Adj R-squared =	0.7226
Total	758.401202	99	7.6606182	Root MSE =	1.4578

placa	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
placa						
L1.	.2219342	.0950748	2.33	0.022	.0331609	.4107075
inf						
--.	-1.431173	.3629814	-3.94	0.000	-2.151881	-.7104653
L1.	.964093	.3642931	2.65	0.010	.2407805	1.687405
prod	.0962173	.0271911	3.54	0.001	.0422288	.1502058
rejest	-.5947121	.0856992	-6.94	0.000	-.76487	-.4245542
_cons	127.748	17.3643	7.36	0.000	93.2708	162.2252

Durbin-Watson test statistic: (6,100) = 2.033021
 Breusch-Godfrey LM statistic: Chi-sq(1) = 1.167 [.2800]
 ARCH test statistic: Chi-sq(1) = 5.094 [.0240]

Wartości krytyczne testu DW: $d_L = 1.57$, $d_U = 1.78$

1. Zbadać występowanie autokorelacji błędu losowego w tym modelu. Jaki test powinno się zastosować w tym celu w analizowanym modelu? Dlaczego testowanie występowania autokorelacji jest ważne w modelach ADL?
2. Zinterpretować wynik testu ARCH.
3. Zinterpretować wielkość mnożnika bezpośredniego dla wielkości produkcji.
4. Policzyc i zinterpretować mnożnik długookresowy dla inflacji.
5. Policzyc rozwiązanie długookresowe dla tego modelu.

Rozwiązanie:

1. Wartość p dla testu Breuscha-Godfrey [0.28 > 0.05] oznacza, że nie można odrzucić H_0 o braku autokorelacji. W przypadku modeli ze opóźnioną zmienną zależną nie można stosować do testowania autokorelacji testu DW.
2. Wartość p dla testu ARCH [0.024 < 0.05] oznacza, że musimy odrzucić H_0 o braku heteroskedastyczności warunkowej i przyjąć H_1 , że heteroskedastyczność warunkowa występuje w modelu.
3. Wielkość mnożnika bezpośredniego dla wielkości produkcji [3.54] oznacza, że wzrost produkcji o jeden punkt procentowy wiąże się ze zwiększeniem wysokości płacy realnej w tym samym okresie o 3.54 punktu procentowego.
4. Wielkość mnożnika długookresowego dla inflacji jest równa:

$$\frac{\beta_3 + \beta_4}{1 - \beta_2} = \frac{-1.431173 + .964093}{1 - .2219342} = -0.60031$$

Oznacza to, że trwałe zwiększenie inflacji o jedno punkt procentowy powoduje spadek płacy realnej o 0.6 punktu procentowego

5. Rozwiązanie długookresowe

$$\begin{aligned} \text{płaca} &= \frac{\beta_1}{1 - \beta_2} + \frac{\beta_3 + \beta_4}{1 - \beta_2} \text{inf} + \frac{\beta_5}{1 - \beta_2} \text{prod} + \frac{\beta_6}{1 - \beta_2} \text{rejest} \\ \text{płaca} &= \frac{127.748}{1 - .2219342} + \frac{-1.431173 + .964093}{1 - .2219342} \text{inf} + \frac{.0271911}{1 - .2219342} \text{prod} + \frac{.0856992}{1 - .2219342} \text{rejest} \\ &= 164.19 - 0.6 \text{inf} + 0.035 \text{prod} + 0.11 \text{rejest} \end{aligned}$$

ZADANIE 2 Na podstawie danych zebranych w ramach "Diagnozy Społecznej" z roku 2007 oszacowano za pomocą modelu probitowego model, w którym zmienną objaśnianą jest fakt korzystania z internetu (0-nie korzysta, 1 korzysta). Zmiennymi objaśniającymi są wiek, wiek², lata nauki, (lata_nauki)², interakcja między wiekiem i latami nauki oraz płeć. Wielkości statystyk opisowych oraz oszacowania parametrów znajdują się poniżej.

```

Probit regression                                Number of obs   =      15141
                                                LR chi2(6)      =      5211.40
                                                Prob > chi2     =      0.0000
Log likelihood = -6733.6463                    Pseudo R2      =      0.2790

```

internet	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
wiek	-.0288243	.0049728	-5.80	0.000	-.0385708 - .0190779
wiek2	-.0001942	.0000569	-3.41	0.001	-.0003057 - .0000826
kobieta	.0161105	.0249495	0.65	0.518	-.0327896 .0650106
lata_nauki	.5789232	.0294019	19.69	0.000	.5212966 .6365499
lata_nauki2	-.015201	.0011747	-12.94	0.000	-.0175034 - .0128986
wiek*lata_nauki	.0011987	.0003316	3.62	0.000	.0005489 .0018486
_cons	-4.238429	.1896739	-22.35	0.000	-4.610183 -3.866675

```

link test statistics:      N(0,1)=1.13   [0.257]
Count R2:                 0.772
Adj Count R2:             0.258
McKelvey and Zavoina's R2: 0.641

```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
wiek	15141	43.03778	19.38671	1	99
kobieta	15141	.5298197	.4991265	0	1
lata_nauki	15141	11.27937	3.408129	0	30

1. Podać założenia modelu probitowego.
2. Zinterpretować znak współczynnika przy zmiennej zerojedynkowej *kobieta* oraz sprawdzić, czy zmienna ta jest istotna statystycznie.
3. Zinterpretować wynik testu typu związku (link test).
4. Policzyc efekt cząstkowy dla wieku dla średnich poziomów zmiennych objaśniających w próbie.
Podpowiedź: wartość funkcji gęstości rozkładu normalnego policzonego dla $\bar{x}\tilde{\beta}$ wynosi 0.32.
5. Zinterpretować wielkość $R^2_{\text{liczebnościowego}}$, skorygowanego $R^2_{\text{liczebnościowego}}$ oraz $R^2_{\text{McKelveya i Zavoiny}}$.

Rozwiązanie:

1. Prawdopodobieństwo zaobserwowania y_i jest w modelu probitowym dane wzorem:

$$\Pr(y_i | \mathbf{x}_i) = \begin{cases} 1 - \Phi(\mathbf{x}_i) & \text{dla } y_i = 0 \\ \Phi(\mathbf{x}_i) & \text{dla } y_i = 1 \end{cases}$$

gdzie $\Phi(\cdot)$ jest dystrybuantą rozkładu normalnego. Alternatywnie zmienna ukryta jest dana wzorem

$$y_i^* = \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i,$$

$$\varepsilon_i \sim N(0, 1)$$

zmienna obserwowalna

$$y_i = \begin{cases} 0 & \text{dla } y_i^* \leq 0 \\ 1 & \text{dla } y_i^* > 0 \end{cases}.$$

2. Dodatni współczynnik przy zmiennej *kobieta* oznacza, że ceteris paribus, kobiety z wyższym prawdopodobieństwem korzystają z internetu niż mężczyźni. Zmienna *kobieta* jest jednak nieistotna statystycznie (wartość $p = 0.58 < 0.05$)
3. Test typu związku wskazuje, że nie można odrzucić hipotezy o prawidłowości formy funkcyjnej przyjętej dla modelu
4. W modelu probitowym efekt cząstkowy jest równy

$$\frac{\partial \Phi(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta})}{\partial x_k} = \phi(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}) \frac{\partial \mathbf{x}\boldsymbol{\beta}}{\partial x_k}$$

przy czym efekt ten jest liczony dla średnich w próbie. Dla $x_k = \text{wiek}$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mathbf{x}\boldsymbol{\beta}}{\partial x_k} &= \frac{\partial (\beta_0 + \beta_1 \text{wiek} + \beta_2 \text{wiek}^2 + \beta_3 \text{kobieta} + \beta_4 \text{lata_nauki} + \beta_5 \text{lata_nauki}^2 + \beta_6 \text{wiek} \times \text{lata_nauki})}{\partial \text{wiek}} \\ &= \beta_1 + 2\beta_2 \text{wiek} + \beta_6 \text{lata_nauki} \end{aligned}$$

W rezultacie efekt cząstkowy dla wieku policzony dla średnich wartości zmiennych objaśniających w próbie jest równy

$$\begin{aligned} \phi(\bar{\mathbf{x}}\boldsymbol{\beta}) \left. \frac{\partial \mathbf{x}\boldsymbol{\beta}}{\partial x_k} \right|_{\mathbf{x}=\bar{\mathbf{x}}} &= 0.32 * (-.0288243 - 2 * 0.0001942 * 43.03778 + .0011987 * 11.27937) \\ &= -0.010246 \end{aligned}$$

5. $R^2_{\text{liczebnościowe}}$: 77% procent obserwacji dla zmiennej zależnej zostało prawidłowo przewidzianych przez model
skorygowane $R^2_{\text{liczebnościowe}}$: 26% procent obserwacji zostało prawidłowo przewidzianych przez model za pomocą zmienności zmiennych niezależnych
 $R^2_{\text{McKelveya i Zavoiny}}$: 64% zmienności zmiennej ukrytej zostałyby wyjaśnionych przez model, gdyby zmienna ta była obserwowalna

1	2	3	4	5	Σ

ZADANIE 3 Mamy następujący model wielorównaniowy

$$C_t = \alpha_1 + \alpha_2 Y_t + u_t$$

$$Y_t = C_t + I_t + G_t$$

przy czym zakładamy, że C_t (konsumpcja) i Y_t (dochód narodowy) są endogeniczne, a I_t (inwestycje) i G_t (wydatki rządowe) są egzogeniczne.

1. Zbadać, czy równanie konsumpcji jest zidentyfikowane.
2. Wyjaśnić, z jakiego powodu w modelu tym występuje sprzężenie zwrotne i dlaczego powoduje ono, że estymator MNK nie jest zgodny.
3. Jak nazywamy równanie o postaci takiej, jak równanie na Y_t w tym modelu? Czym wyróżniają się równania tego typu?
4. Czy estymator wektora parametrów $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2)'$ postaci

$$\hat{\alpha} = (\mathbf{Z}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{Z}'\mathbf{y}$$

gdzie $x_i = (1, y_i)$ a $z_i = (1, I_t)$ jest estymatorem zgodnym? Przy jakich założeniach? Odpowiedź uzasadnij.

5. Czy można w jakiś sposób wykorzystać jednocześnie I_t i G_t w estymacji równania konsumpcji?

Rozwiązanie:

- 1.

$$\begin{array}{ll} \text{zmiennne egzogeniczne} & 1, I_t, G_t \\ \text{zmiennne endogeniczne} & C_t, Y_t \end{array}$$

$$K = 3 \quad G_1 = 2 \quad K_1 = 1 \quad \text{zidentyfikowane } 3 = K \geq G_1 + K_1 - 1 = 2$$

Identyfikacji drugiego równania nie badamy bo nie ma w nim parametrów do oszacowania

2. C_t wpływa na Y_t a Y_t wpływa na C_t , mamy więc w modelu sprzężenie zwrotne. Ponieważ wpływ C_t na Y_t oznacza, że u_t wpływa na Y_t więc Y_t i u_t są skorelowane a tym samym w modelu występuje problem równoczesności, który powoduje, że estymator MNK jest obciążony i jest niezgodny.
3. Równanie na Y_t jest tożsamością wynikającą z rachunkowości dochodu narodowego. Tożsamości odróżniają się od innych równań tym, że nie występuje w nich błąd losowy ani parametry do oszacowania.
4. Estymator $\hat{\alpha}$ jest estymatorem MZI , będzie on zgodny jeśli zmienna I_t jest rzeczywiście egzogeniczna a więc nieskorelowana z zaburzeniem losowym u_t .
5. Można zastosować obie te zmienne jako zmienne instrumentalne w uogólnionym estymatorze zmiennych instrumentalnych postaci: $b_{MZI} = (\widehat{\mathbf{X}}'\widehat{\mathbf{X}})^{-1} \widehat{\mathbf{X}}'\mathbf{y}$, gdzie $\widehat{\mathbf{X}} = \mathbf{Z}(\mathbf{Z}'\mathbf{Z})^{-1} \mathbf{Z}'\mathbf{X}$ i \mathbf{Z} jest macierzą obserwacji dla instrumentów zawierającą stałą, I_t , G_t